**Área de Interesse** 2: Economia Regional e Agrícola

**Título:** Política Pública de Financiamento da Habitação no Brasil: uma Avaliação de seus Impactos sobre as Condições de Moradia

**Autores:**

Gisleia Benini Duarte – PADR/UFRPE- gisleiaduarte@gmail.com (81-992636358)

Raul Silveira Neto – PIMES/UFPE, Bolsista de Produtividade do CNPq, rau.silveira@uol.com

Janielle Alves- PADR/UFRPE

**Política Pública de Financiamento da Habitação no Brasil: uma Avaliação de seus Impactos sobre as Condições de Moradia**

**Resumo**

O trabalho apresenta uma avaliação da recente política de expansão do financiamento à habitação das famílias de baixa renda no Brasil a partir de indicadores de qualidade da moradia. Com a utilização das informações da PNAD 2014 e uma estratégia de *matching* das famílias elegíveis baseada no *propensity score,* os resultados obtidos indicam que a referida política apresenta impactos positivos mas modestos sobre as caraterísticas físicas das moradias, como número de quartos e de banheiros, e positivos e importantes sobre o acesso a serviços de infraestrutura domiciliar, como acesso a rede geral de saneamento e acesso a água encanada. Através de uma análise de sensibilidade, o artigo mostra que dificilmente os resultados podem ser atribuídos a variáveis não-observáveis não capturadas pela estratégia empírica adotada.

**Palavras-chave:** financiamento habitacional, qualidade da moradia, avaliação.

**Abstract**

By using housing quality indicators, the article presents an evaluation of the recent expansion of Brazilian federal credit program for financing house acquisition by low-income families. The results of the paper were obtained using PNAD 2014 dataset and a strategy of propensity score matching of families eligible and indicate that the federal policy of credit expansion appear to positively impact both on physical house characteristics, such numbers of bedrooms and bathrooms, and infrastructure household services, such as access to potable water and sewer. Besides the stronger effects be found to infrastructure household services indicators, the set of evidence is robust to an analysis of sensitive for the presence of different kinds of non-observable variables.

**Key words:** housing financing, housing quality, evaluation.

***JEL: H53***

**Política Pública de Financiamento da Habitação no Brasil: uma Avaliação de seus Impactos sobre as Condições de Moradia**

**1. Introdução**

Acesso a moradia, água potável e alimentação adequada são considerados requisitos básicos para a vida diária. Infelizmente, habitação inadequada, com precário abastecimento de água e saneamento, ameaça a vida e saúde de cerca de 600 milhões de moradores urbanos em todo o mundo. Não sem razão, a maioria dos países do mundo investe substanciais recursos para atualizar áreas de favelas e melhorar a qualidade de habitação para os grupos mais pobres na população. Por exemplo, o governo dos EUA gasta mais em programas de habitação do que em outros programas de bem estar mais conhecidos, tais como vale-refeição e assistência temporária para famílias carentes (Olsen, 2003).

 No mundo em desenvolvimento, onde a urbanização é fortemente associada com a rápida expansão das favelas, e onde moradores de favelas são responsáveis por 45% da população urbana, diversas políticas para melhorar a condição de moradia e bem estar deste tipo de publico tem sido adotada em diferentes países (Banco Mundial, 2010). Apesar da importância da moradia como um fator diretamente associado ao bem estar e das diferentes políticas implementadas visando melhorias das condições de habitabilidade, pouco tem sido feito para avaliar o impacto efetivo ou causal dos programas habitacionais e de melhoria habitacional sobre a saúde e bem estar das famílias beneficiárias.

Em particular no caso do Brasil, o processo de urbanização, que se deu de forma acelerada, com cerca de 85% da população já vivendo nas zonas urbanas, tem produzido a ocupação desordenada das cidades. Neste quadro, a ocupação irregular, a falta de moradias e saneamento atingem evidentemente, sobretudo, as famílias de mais baixa renda, o que representa um desafio a gestão pública, seja municipal, estadual ou federal (Bloemer e Xavier, 2013). Segundo dados da fundação João Pinheiro, por exemplo, o déficit habitacional em 2008 era de aproximadamente 7 milhões de residências, o que representava 13,15% do total de domicílios urbanos. Já de acordo com as informações do Censo 2010, 90% desse déficit se concentrava na população que recebem até três salários mínimos.

É neste contexto que, a partir da metade dos anos 2000, ocorre uma expansão dos gastos públicos com programas habitacionais no Brasil. Mais especificamente, em 2009, tem início o Programa Minha Casa Minha Vida (PMCMV) com o objetivo de reduzir o déficit de moradias da população. Exclusivamente voltado para a população de baixa renda, o referido Programa incentiva, por meio de taxas de juros abaixo das de mercado e por subsídios, o acesso das famílias à unidade habitacional. Preenchendo uma lacuna de no mínimo quinze anos de ausência de política pública para o setor (Bloemer e Xavier, 2013), em sua primeira fase, entre 2010 e 2011, o Programa ofertou à população 1 milhão de moradias, reduzindo o déficit em 14%. (Ministério da Cidades, 2015)

Apesar da magnitude dos investimentos realizados em habitação popular no âmbito do PMCMV, com construção de aproximadamente 3 milhões de novas residências no período de 2011 a 2014, poucas evidências foram geradas sobre o efeito desta política sobre as condições de moradias dos beneficiários e, de acordo com nosso melhor conhecimento, nenhum esforço de pesquisa foi até aqui feito no sentido de avaliação dos impactos causais desta política sobre o bem estar dos beneficiários. O objetivo deste estudo é, pois, apresentar evidências a respeito do efeito da política pública federal de expansão do acesso a moradias, o que inclui o Programa Minha Casa Minha Vida, sobre indicadores de bem estar das famílias beneficiadas por tal política.

Neste sentido, é importante destacar que tais efeitos potenciais da política social de habitação sobre o bem-estar apresentam uma dimensão privada e outra externa. Na dimensão privada, encontram-se os efeitos potenciais que afetam diretamente os beneficiários do programa, ou seja, correspondem a potenciais melhorias das condições de habitabilidade do domicílio (melhoria, por exemplo, da estrutura física da residência ou do acesso a rede de saneamento). Já os efeitos externos são aqueles que afetam a sociedade como um todo, incluindo, assim, as famílias não diretamente beneficiadas. Sob tal perspectiva, o foco de investigação deste trabalho recai exclusivamente sobre a dimensão privada; especificamente, procura-se avaliar o impacto da política pública de expansão do acesso a moradia sobre a qualidade desta, o que compreende o acesso à serviços básicos de água encanada, saneamento e coleta de lixo, mas também sobre a qualidade da estrutura da residência (número de banheiros e de quartos e material da construção).

Devido às características das informações disponíveis para investigação, o conjunto de evidências obtidas neste trabalho sobre o impacto da politica pública de expansão do acesso a moradias nas condições de bem estar dos beneficiários é obtido através do pareamento de famílias utilizando-se o *propensity score matching*. Tal estratégia procura minimizar o potencial problema de viés de seleção existente em estudos de avaliação de impacto de politicas pública cujo processo de seleção dos beneficiários ocorre de forma não aleatória. Embora, o método, por si, não garanta a exclusão de possíveis influências de fatores não observáveis sobre os resultados, como forma de investigar a robustez dos resultados, são feitos diferentes testes de sensibilidade considerando-se a potencial existência de diferentes formas destes efeitos não-observáveis.

Além desta introdução, o artigo está estruturado em mais seis seções. Na próxima seção, é descrita brevemente a política pública recente de expansão de moradias por parte do governo brasileiro. Na seção três são apresentadas algumas evidências a respeito de impactos de políticas sociais de expansão da habitação disponíveis na literatura. Na seção quatro é apresentada em detalhes a estratégia empírica da investigação, o que inclui também os dados utilizados. Na seção cinco são apresentados os resultados da pesquisa e na seção seis os testes de sensibilidade para os resultados encontrados. As conclusões da pesquisa encontram na sétima e última seção.

**2. A política de expansão do crédito habitacional no Brasil nos 2000**

De acordo com Brasil (2014), o déficit habitacional no Brasil em 2000, ano do censo que foi base para o estabelecimento do PMCMV, era de 13,15% do total de residências, sendo 11,08% nas áreas urbanas. Motivados pela necessidade de redução deste déficit num cenário de estabilidade econômica, através da Lei Federal n° 11.124/2005, foram criados o Sistema Nacional de Habitação de Interesse Social (SNHIS) e o Fundo Nacional de Habitação de Interesse Social (FNHIS), ligados diretamente ao Sistema Nacional de Habitação. O SNHIS/FNHIS possuem foco principal à faixa de interesse social (Amore, 2015). Já em 2006, o FNHIS recebeu R$ 1 bilhão, com esse recurso foram realizados investimentos para melhorar a infraestrutura de assentamentos precários e construção de moradias para as famílias com renda mensal de até três salários mínimos, priorizando à erradicação de palafitas.

 Em 2008, o Plano Nacional da Habitação estabeleceu as diretrizes da política habitacional e sua integração com a política urbana para minimizar este problema. Ainda segundo o Brasil (2014), neste mesmo ano, o número de unidades habitacionais financiadas pelo Sistema Financeiro da Habitação ultrapassou o patamar de 600 mil unidades, algo que não se verificava desde 1980. Na verdade, a estabilidade econômica, a queda gradual das taxas de juros e o aumento da renda das famílias , colaborou para o aumento da participação da política habitacional no cenário nacional. Soma-se a isto, a disposição do setor privado (bancos, construtoras, indústria de materiais de construção) de participar mais intensamente desse processo, uma vez que a habitação passou a ser vista como uma alternativa de investimento.

 Nesse contexto, surge o Programa Minha Casa Minha Vida (PMCMV), anunciado em 2009 e que tem por objetivo promover a produção ou aquisição de novas unidades habitacionais, ou a requalificação de imóveis urbanos, para famílias com renda mensal de até R$ 5.000,00. Ou seja, o foco do Programa é representado por famílias que normalmente teriam significativas dificuldades ou mesmo não seriam capazes de possuir uma casa devido a ausência de poupanças pessoais e histórico de crédito notável. A meta, para os anos de 2009 e 2010, era a construção de um milhão de moradias, e, desse total, 40% destinava-se a famílias com renda de até três salários mínimos (Brasil, 2009c).

O PMCMV fazia parte do programa de aceleração do crescimento brasileiro (PAC) e que se concentrava seus investimentos nas áreas de logística, energia e desenvolvimento social, organizados sob seis grandes iniciativas: Melhores Cidades (infra-estrutura urbana); Trazendo Cidadania para a Comunidade (segurança e inclusão social); Minha Casa Minha Vida (habitação); Água e Luz para Todos (saneamento e acesso à energia elétrica); Energia (energias renováveis, petróleo e gás); e transporte (rodovias, ferrovias, aeroportos). Operacionalmente, os recursos do PMCMV foram divididos por regiões do país, seguindo as estimativas aproximadas do déficit habitacional em cada uma dessas regiões, assim descritas: 37% para o Sudeste; 34% para o Nordeste; 12% para o Sul; 10% para o Norte; e 7% para o Centro-Oeste.

Desta forma, o Programa Minha Casa Minha Vida, em prática até hoje com a nova administração, se constitui em uma ampla tentativa, através de política pública específica, de diminuir o déficit habitacional no Brasil. Embora aparentemente tenha contribuído para tal, as informações do Censo Demográfico de 2010 indicavam que o referido déficit ainda era de aproximadamente 6 milhões de residências, o que representava 13,15% do total de domicílios (Fundação João Pinheiro, apud Brasil, 2009a). Pouco se conhece, contudo, a respeito do impacto desta politica pública de expansão do acesso a moradia sobre a qualidade de vida dos beneficiários, foco desta investigação.

**3. Programas sociais de habitação: algumas evidências**

Existe ainda uma vasta literatura internacional sobre a avaliação de programas sociais de habitação. Tais avaliações foram realizadas principalmente para países em desenvolvimento, onde é bastante comum o déficit habitacional entre a população com baixa renda, e utilizam diferentes estratégias empíricas, a depender do desenho do programa, e tem diferentes focos de interesse quanto às variáveis de impacto, a depender da disponibilidade de informações.

O trabalho de Cattaneo et al. (2007), por exemplo, utilizou dados de experimento natural no México para avaliar o programa Piso Firme (que substitui o piso de terra com piso de cimento) e constatou que o programa melhorou a saúde das crianças (incidência de infestações parasitárias, diarreia, e a prevalência de anemia) e melhorou também a satisfação dos adultos. Por sua vez, Rodriguez (2008) estudou um programa de habitação para as famílias deslocadas devido à violência na Colômbia usando para tal a estratégia de *propensity score* para identificar o efeito do programa na qualidade física da habitação e indicadores socioeconômico dos moradores. Os resultados indicaram que, embora o programa tenha melhorado a qualidade da estrutura física da habitação, o mesmo não teve nenhum efeito na educação, saúde e renda dos beneficiários.

Waddington e Snilstveit (2009), com base em dados de um conjunto de países subdesenvolvidos, realizam uma meta-avaliação do impacto do efeito da água potável e saneamento especificamente sobre as condições de saúde (impacto sobre casos de diarreia, por exemplo). Já Ruphah (2011) faz uma análise dos efeitos dos programas sociais de habitação sobre medidas de bem-estar da população beneficiária considerando diversos países da América Latina, incluindo Chile, Colômbia, Equador, Costa Rica, Nicarágua, Panamá e Peru. Entre as medidas de bem-estar encontram-se a posse de moradia, a qualidade da habitação, oferta de trabalho e renda. O autor identificou impacto significante e positivo sobre a maior parte dos destas variáveis.

No caso específico da política pública de expansão habitacional brasileira, os trabalhos são mais escassos, com os trabalhos concentrando-se em alguns estados ou tendo como referências os municípios, e não as famílias beneficiárias diretamente.

Por exemplo, Drum (2010) estudou o impacto dos maiores forem os investimentos na área habitacional no nível de emprego de mão de obra e demanda por material de construção no Estado do Rio Grande do Sul, utilizando-se para tal o modelo de Insumo-Produto. O referido autor mostrou que que o crescimento do Programa Minha Casa Minha Vida induziu uma maior arrecadação de tributos municipais, estaduais e federais e proporcionou um incremento de negócios nos vários setores, principalmente no da construção civil. Adicionalmente, as evidências levantadas indicam que o Programa proporcionou uma redução substantiva de gastos públicos com saúde, segurança e bem estar da população. Percebeu-se, assim, através da utilização da Matriz Insumo Produto, os setores econômicos mais beneficiados com os investimentos do Programa Minha Casa Minha Vida.

O estudo de Bloemer e Xavier (2013) fizeram uma discussão sobre possíveis indicadores para orientar a avaliações de políticas habitacionais de interesse social no Brasil com relação a eficiência, efetividade e eficácia.

Silva e Alves (2014), por seu turno, analisaram os elementos impulsionadores dos financiamentos habitacionais e seus impactos, em termos regionais, no estado do Rio Grande do Sul, no período de 2006 a 2010 utilizando o método estrutural-diferencial, a técnica de krigagem e a regressão espacial. Os resultados indicam que as faixas de crédito que mais cresceram foram as de valor intermediário, que os municípios de menor nível de renda foram os mais beneficiados com o crédito e que houve um deslocamento dos valores dos imóveis para as regiões menos valorizadas, reduzindo-se as desigualdades regionais. Ou seja, de acordo com estes autores, o programa Minha Casa, Minha Vida teria intensificado o volume de crédito, mas não alterou os aspectos estruturais dos financiamentos.

 Embora tragam informações relevantes para compreensão e alcance dos efeitos da política pública de expansão do acesso à moradia, o conjunto destes trabalhos recentes sobre tal política apresenta duas deficiências fundamentais: não tratam ou consideram diretamente as famílias beneficiárias da política e não utilizam ferramentas apropriadas de avaliação de impacto da intervenção pública. Tais lacunas são o foco deste trabalho.

**4. Metodologia**

Para a finalidade deste trabalho, utiliza-se a estratégia conhecida como *matching* ou pareamento do grupo de interesse da avaliação, no presente caso, as famílias. O pareamento é um método amplamente utilizado na literatura de avaliação, tornando-se popular na estimativa de efeitos causais de tratamento. No presente estudo, tal método será empregado para avaliar os efeitos da política habitacional do Governo Federal sobre as condições de moradia das famílias beneficiárias, tais como material predominante na construção da casa (alvenaria), número de quartos e banheiros, coleta de lixo, água encanada e rede de esgoto.

**4.1 Estratégia de investigação**

O impacto da aplicação dos recursos do Programa Minha Casa Minha Vida sobre a indicadores de bem estar das famílias beneficiadas pode ser visto dentro do problema geral de avaliação dos efeitos de políticas sociais ou públicas. Nesses casos, as dificuldades, de forma geral derivam da impossibilidade da observação simultânea do indivíduo em situações ou estados diferentes, beneficiado e não-beneficiado pela política. Ou seja, as técnicas tentam resolver o problema de avaliação sob insuficiência de informações a respeito dos beneficiados.

Para uma rápida formalização dessa situação, considera-se um indivíduo i, uma variável de avaliação de impacto *Y* (saneamento, por exemplo) e os dois estados possíveis, “1” para a situação de ter sido beneficiado e “0” para a situação de não ter sido beneficiado. Com D = 1 indicando o primeiro estado (ex.: família beneficiada pelo Programa Habitacional ) e D = 0, o estado alternativo (ex.: não beneficiada pelo programa), o resultado para a variável de interesse da política, *Y* do indivíduo i, pode ser representado por:

, (1)

e o impacto da política para o indivíduo *i* e o médio da política sobre as famílias beneficiadas poderiam ser representados, respectivamente, por e Δ =, onde *E*( *. /D = 1*) refere-se ao valor esperado condicionado à participação no financiamento.

Como não é possível observar as famílias/indivíduos nas duas situações, utiliza-se nas avaliações um grupo de indivíduos que não recebeu o benefício, grupo de controle, obtendo-se uma medida aproximada do impacto do benefício sobre a variável considerada:

 

 

 (2)

A última diferença do lado direito, diferença entre os valores esperados da variável quando da não participação no programa condicionado aos dois estados, corresponde a uma medida do erro ao se utilizar o grupo de controle. Isto é, deriva do fato de que a taxa o aumento da qualidade física dos imóveis, por exemplo, do grupo de controle não corresponde àquela dos beneficiados caso estes não tivessem recebido o subsídio do programa habitacional. Tal medida fornece, assim, um indicador do viés de seleção ou participação na política, ligado ao fato de que a própria participação no financiamento serve, em si, para diferenciar as famílias (mais motivadas versus menos motivadas, por exemplo), já condicionando os resultados do programa.

A precisão e o grau de identificação do impacto do programa sobre as famílias beneficiadas, Δ, depende, evidentemente, do tamanho do viés de seleção envolvido na avaliação. Tal magnitude, por sua vez, está vinculada ao mecanismo de seleção do grupo de controle e as técnicas de avaliação utilizadas nesta tarefa. A alternativa à inexistência de seleção aleatória entre beneficiados e não-beneficiados, situação que inexistiria qualquer viés de seleção ou participação, implica a utilização de grupo de controle escolhido de forma não aleatória, como é o caso do presente trabalho.

No caso mais simples, a estimativa do impacto do programa sobre os beneficiados através da diferença das médias da variável fim ou de interesse assume, algo arbitrariamente, que não existem diferenças importantes entre beneficiados e grupo de controle em relação às características importantes para explicação do comportamento da variável de interesse. O impacto do programa sobre os beneficiados é estimado calculando-se a diferença entre as médias desta variável para os beneficiados e grupo de controle, observando-se então a sua significância estatística (teste de diferenças de médias).

Especificamente, o impacto do programa (Δ) é aproximado por :

, (3)

onde agora *i* refere-se a indivíduos de cada grupo e  referem-se, respectivamente, aos valores da variável para indivíduos dos grupos de beneficiados e controle. Note-se (equação (3)) que tal assunção, fortíssima, equivale, em verdade, a uma tentativa de replicar o experimento social através de características semelhantes dos indivíduos. Mesmo sob a suposição, extremamente otimista, de que características importantes das famílias para a variável de interesse sejam aproximadas entres os dois grupos, como a própria participação no programa já pode sinalizar diferenciações importantes entre os indivíduos dois grupos, dificilmente tal estimativa fornece um valor confiável para o impacto da política.

Para a utilização deste método precisamos de informações sobre o grupo de controle e do tratamento (famílias beneficiadas pelo programa). [Angrist](#page19) ([199](#page19)8) propôs um estimador baseado no matching ou pareamento das observações. A presente pesquisa faz uso do Teorema do *Propensity Score* ([Rosenbaum and Rubi](#page20)n,  [198](#page20)5) para obtenção do efeito da política. Especificamente, é utilizado o fato de que Yi = 1 , Yi = 0 ⊥ Di |Xi implica Yi = 1 , Yi = 0 ⊥ Di |p(Xi), onde p(Xi) corresponde a probabilidade de ser tratado (beneficiado pela política) ou a estimativa de *propensity score*. Em outras palavras, condicionado nas estimativas de *propesnsity score,* os resultados potenciais são independentes de ter sido escolhido como beneficiário da política.

A partir deste teorema e da hipótese da independência condicional (CIA), que garante que Yi = 1 , Yi = 0 ⊥ Di |Xi, ou seja, que condicionado nas estimativas nos valores das variáveis observáveisos resultados potenciais são independentes de ter sido escolhido como beneficiário da política, é possível obter o impacto da política pública de expansão do acesso a moradia como

$E\left(Y\_{1}^{i}-Y\_{0}^{i}\right)=E\left\{E\left[Y^{i}|p\left(X\_{i}\right),D\_{i}=1\right]-\left[Y^{i}|p\left(X\_{i}\right),D\_{i}=0\right]\right\} $ (4)

No sentido de obter um correspondente amostral para ([4](#page8)), $p\left(X\_{i}\right)$ é aqui estimado através de um modelo logit onde a variável dependente é a condição da família ser beneficiária da política pública e os regressores são variáveis que potencialmente afetam tal condição.

Uma vez que a estratégia não garante o controle para fatores não-observáveis que podem afetar a escolha dos beneficiários, após estimação dos efeitos médios sobre as famílias beneficiárias (ATTs), são realizados testes de sensibilidade, como proposto por Ichino et al.(2008). Especificamente, investiga-se a presença de um possível viés das estimativas de impacto quando a hipótese da independência condicional (CIA) é assumida violada com segundo determinado padrão, ou seja, investiga-se a sensibilidade dos resultados quando se assume a violação da CIA. Formalmente, diante da inclusão de um fator não observável binário *U* (*confounder factor*), ter-se-ia:

$P\_{r}\left(Y\_{0},Y\_{1},X,U\right)= P\_{r}(D=1|X,U)$ (5)

quando $P\_{r}\left(Y\_{0},Y\_{1},X\right)\ne P\_{r}(D=1|X)$.

Mesmo que a distribuição dos fatores não observáveis desconhecida, Ichino *et al*. (2008) proprõe uma caracterização da distribuição desta fator não observável ou *confounder factor* a partir do parâmetro $P\_{ij}$ , especificado como:

$P\_{ij}≡P\_{r}\left(D=i, Y=j,X\right)=P\_{r}\left(D=i, Y=j\right);i,j \in (0,1)$ (6)

$P\_{ij}$ define, assim, valores para quatro grupos de situações, de acordo com o status de tratamento (beneficiário) e resultado potencial. Este teste atribui um valor de U para cada família da amostra, sendo este valor é estimado através do participação ou não no programa e do valor da variável de interesse do modelo (Y). A variável U é incorporada ao modelo, sendo agregada ao conjunto de variáveis X que serão utilizadas no pareamento do PSM.

Além da obtenção desta quatros probabilidades,  [Ichino et al.](#page20) ([200](#page20)8) propõe implementação da análise de sensibilidade estimando um modelo *logit* para Pr(Y = 1|C = 0; U; X) e a obtenção do efeito da variável *U* sobre a probabilidade relativa (*odds ratio)* de se obter um efeito positivo sobre a variável de impacto, denominado *outcome-effect*. Adicionalmente, a estimação de um modelo *logit* para Pr(C = 1|U; X), também permite a obtenção do impacto de *U* sobre a probabilidade relativa da família ser beneficiária, cuja média permite obter um efeito tratamento da variável, denominado *treatment-effect.* Tais indicadores permitem aferir medidas de influência da variável omitida sobre as variáveis de impacto e sobre a probabilidade de ser escolhida para o tratamento, seja, ser beneficiária da política pública.

**4.3. Dados**

A base de dados utilizada foi a PNAD (Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio) 2014 do IBGE. A amostra é composta por famílias com renda familiar de até 5000 reais, recorte adotado para que nossa amostra fosse composta basicamente por um público elegível para o Programa de Habitação Minha Casa Minha Vida, programa habitacional destinado ao público com renda familiar até 5000 mensais. Além disto, a amostra é construída com famílias cujo imóveis estivessem financiados ou não. Desta forma, o grupo Tratado ou de beneficiários da política habitacional foram as famílias cujos imóveis estavam sendo financiados (*treat)* e o grupo de controle foi construído por famílias com residências própria ou alugada (*control)* . Com tais definições e escolhas e abrangência nacional, o tamanho da amostral final é de 98090 famílias, sendo que destas 3934 estavam financiando suas moradias financiadas e 36550 não eram proprietária ou morava pagando aluguel.

Há duas possíveis limitações da base de dados para a presente investigação. Primeiro, deve-se reconhecer que não é possível garantir que estes imóveis financiados são de beneficiários do Programa Minha Casa Minha Vida, mas apenas que são imóveis com financiamento pago pela famílias. Em segundo lugar, a base de informações também não informa a data de início do financiamento, o que pode dificultar a associação entre o recente programa público de expansão do acesso à moradia através do financiamento e a as potenciais melhorias das condições habitacionais, uma vez que o financiamento pode ter sido obtido num passado mais remoto. Em relação primeiro obstáculo, é importante notar, que, como a pesquisa considera apenas financiamento de residências de famílias cuja renda familiar está na faixa do público elegível para participação no programa, as chances destes imóveis terem sido financiado pelo programa são extremamente elevada, uma vez que os subsídios e taxas de juros são vantajosos comparados a outros programas de financiamento imobiliário. Com respeito ao segundo obstáculo, além deste corte de renda também auxiliar no foco na política mais recentes, nas evidências a seguir também são consideradas evidências considerando-se apenas famílias cujos chefes apresentam até 35 anos de idade, limite etário que praticamente descarta a possibilidade de financiamento anterior àquele da recente política de expansão do crédito habitacional no país.

 Além das informações sobre a situação da moradia (financiado ou não), são utilizadas informações sobre as características da família como a renda, escolaridade do chefe, raça e sexo do chefe, número de filhos, idade do chefe, tipo de ocupação do chefe, residência rural, urbana ou metropolitana. Tais variáveis são utilizadas para obtenção de estimativas da probabilidade da família ser beneficiária do programa. Já para observação do impacto da política de expansão do acesso a moradia, o seguinte conjunto de variáveis mensurando a qualidade do domicílio é utilizado: existência de água encanada, número de banheiros, número de quartos e existência de rede de esgotamento sanitário. As variáveis utilizadas no estudo estão detalhadas na Tabela 1, a seguir.

**Tabela 1: Descrição das variáveis e Estatística descritiva**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | **Beneficiários (“tratados”)** | **Não-beneficiários (“controle”)** |  |
| **Variáveis** | **Descrição** | **Média** | **Desvio-Padrão** | **Média** | **Desvio-Padrão** | **Diferença** |
| Cor (branca =1) | Binária | 0.488 | 0.499 | 0.381 | 0.485 | $$-0.106^{\*}$$ |
| Gênero (mulher=1) | Binária | 0.397 | 0.489 | 0.409 | 0.491 | $$-0.012^{}$$ |
| Companheiro trabalha  | Binária | 0.032 | 0.178 | 0.042 | 0.201 | $$0.009^{\*}$$ |
| Cônjuge e chefe trabalham | Binária | 0.007 | 0.085 | 0.005 | 0.075 | $$-0.001^{\*}$$ |
| Educação  | Anos | 9.070 | 4.102 | 6.675 | 4.487 | $$-2.396^{\*}$$ |
| Conta própria  | Binária | 0.141 | 0.348 | 0.197 | 0.397 | $$0.055^{\*}$$ |
| Emprego Informal  | Binária | 0.104 | 0.306 | 0.136 | 0.343 | $$0.331^{\*}$$ |
| Emprego formal  | Binária | 0.557 | 0.496 | 0.320 | 0.466 | $$-0.236^{\*}$$ |
| Empresário (base)  | Binária | 0.244 | 0.154 | 0.171 | 0.129 | $$-0.007^{\*}$$ |
| Nordeste | Binária | 0.160 | 0.367 | 0.306 | 0.461 | $$0.145^{\*}$$ |
| Sul | Binária | 0.288 | 0.453 | 0.151 | 0.358 | $$-0.136^{\*}$$ |
| Norte | Binária | 0.075 | 0.263 | 0.151 | 0.358 | $$-0.076^{\*}$$ |
| Centro-Oeste | Binária | 0.113 | 0.317 | 0.100 | 0.301 | $$-0.123^{\*}$$ |
| Sudeste (base) | Binária | 0.289 | 0.453 | 0.362 | 0.480 | $$-0.073^{\*}$$ |
| Rural  | Binária | 0.040 | 0.198 | 0.157 | 0.346 | $$0.113^{\*}$$ |
| Filhos  | Binária | 1.080 | 1.145 | 1.099 | 1.227 | $$0.018^{\*}$$ |
| Bolsa-Família | Binária | 0.092 | 0.289 | 0.113 | 0.317 | $$0.021^{\*}$$ |
| Metropolitana | Binária | 0.359 | 0.479 | 0.353 | 0.478 | $$-0.005^{\*}$$ |
| **Variáveis de Interesse (*outcomes*)**  |  |  |  |  |  |  |
| Quartos  | Número de quartos | 1.815 | 0.674 | 1.770 | 0.761 | $$-0.039^{\*}$$ |
| Alvenaria | Binária | 0.968 | 0.175 | 0.899 | 0.300 | $$-0.066^{\*}$$ |
| Lixo | Binária | 0.916 | 0.277 | 0.805 | 0.396 | $$-0.111^{\*}$$ |
| Agua | Binária | 0.991 | 0.091 | 0.941 | 0.234 | $$-0.046^{\*}$$ |
| Esgoto | Binária | 0.726 | 0.445 | 0.553 | 0.497 | $$-0.173^{\*}$$ |
| Observações |  | 3934 | 3934 | 94409 | 94409 |  |

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da PNAD 2014. \* indica p value < 0,01

Na Tabela 1 estão as estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas no estudo para famílias do grupo de beneficiários e famílias do grupo que não financiavam suas moradias (controle), além de diferenças entre as caraterísticas dos dois grupos de famílias. Os números da referida tabela indicam a existência de diferenças tanto em características socioeconômicas entre os dois grupos, como em características dos domicílios. No primeiro caso, nota-se, por exemplo, que os chefes das famílias beneficiárias são em média mais escolarizados que aqueles do grupo de controle, e que o percentual de famílias que recebem recursos do Programa Bolsa Família é maior entre as famílias do grupo de controle. Perceba-se., além disto, que também é menor entre as famílias beneficiárias o percentual dos que vivem na região Nordeste do país.

Já em relação às variáveis utilizadas para capturar o impacto do programa de expansão do acesso a moradia no Brasil, os valores da Tabela 1 também indicam que os domicílios do grupo das famílias beneficiárias apresentam características mais favoráveis; por exemplo, para tal grupo, tanto é maior o número de quarto, quanto o percentual dos domicílios que tem acesso a rede geral de saneamento.

Tais disparidades, ao mesmo tempo que reforçam a necessidade do uso de uma metodologia que permita a realização do pareamento entre tratamento e controle com base nestas características observáveis, também sugerem a importância da análise de sensibilidade dos resultados para possíveis influências de fatores não-observáveis.

**5. Impacto da política nacional de habitação sobre a qualidade da moradia no Brasil: resultados**

Para estimar a relação entre a expansão do crédito habitacional recente ou da Política Nacional de Habitação(PNH) e a qualidade da moradia, de acordo com a metodologia proposta, é necessário, de início, obter estimativas da probabilidade das famílias receberem financiamento, ou seja, obter estimativas de *propensity score*. Neste sentido, inicialmente é especificado o conjunto de covariáveis ou das características observáveis que podem afetar as chances destas famílias obterem o financiamento do Programa Habitacional e também o status da moradia (variáveis de interesse). Numa segunda etapa, é feito o *matching* das famílias a partir destas estimativas.

Os resultados do primeiro estágio do PSM, obtido através de uma especificação *logit* estão expostos na Tabela 2, a seguir. Neste caso, a variável dependente é uma *dummy* que indica a participação ou não da família no programa e os regressores são as características observáveis apresentadas na Tabela 1.

Os coeficientes estimados apresentados a partir da coluna (1) da Tabela 2 utilizam toda a amostra e aqueles da coluna (2) da referida apresentam os resultados quando são consideradas apenas famílias cujos chefes tem até 35 anos de idade. Como foi discutido, tal limite permite com mais confiança associar o financiamento habitacional à política federal recente.

Deforma geral, os resultados confirmam a importância dos regressores para determinação das chances da família ser beneficiária do crédito habitacional. Mais especificamente, as evidências da Tabela 2 confirmam que ocupação, educação, tipo de ocupação, região do país onde o domicílio esta localizado, região metropolitana e recebimento do Bolsa Família afetam as chances de ser beneficiário dos Programas Habitacionais. Note-se, também, que as duas colunas reportam praticamente os mesmos resultados em termos qualitativos.

**Tabela 2 – Primeiro estágio do *propensity score*, modelo *logit* cuja variável dependente é a *dummy* de tratamento (beneficiário ou não do programa)**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) |
| Cor branca | 0.0285 | 0.187\*\*\* |
|  | (0.0361) | (0.0517) |
| Mulher | -0.0433 | -0.0863 |
|  | (0.0361) | (0.0538) |
| Se o companheiro trabalha  | -0.342\*\*\* | -0.315\*\* |
|  | (0.104) | (0.156) |
| Cônjuge e chefe trabalham | 0.629\*\*\* | 0.484 |
|  | (0.219) | (0.298) |
| Educação  | 0.0906\*\*\* | 0.106\*\*\* |
|  | (0.00439) | (0.00796) |
| Conta própria  | 0.244\*\*\* | -0.0709 |
|  | (0.0585) | (0.0980) |
| Emprego Informal  | 0.258\*\*\* | -0.254\*\* |
|  | (0.0633) | (0.0990) |
| Emprego formal  | 0.747\*\*\* | 0.255\*\*\* |
|  | (0.0462) | (0.0782) |
| Nordeste | -0.682\*\*\* | -0.578\*\*\* |
|  | (0.0501) | (0.0713) |
| Sul | 0.429\*\*\* | 0.556\*\*\* |
|  | (0.0428) | (0.0622) |
| Norte | -0.888\*\*\* | -0.962\*\*\* |
|  | (0.0671) | (0.0940) |
| Centro –oeste | -0.176\*\*\* | -0.122 |
|  | (0.0571) | (0.0791) |
| Rural | -1.066\*\*\* | -1.223\*\*\* |
|  | (0.0836) | (0.129) |
| Filhos | 0.0274\* | 0.0304 |
|  | (0.0141) | (0.0201) |
| Bolsa Família | 0.286\*\*\* | 0.219\*\* |
|  | (0.0609) | (0.0858) |
| Metropolitana (Região) | -0.328\*\*\* | -0.463\*\*\* |
|  | (0.0357) | (0.0520) |
| Constante | -3.953\*\*\* | -3.582\*\*\* |
|  | (0.0612) | (0.121) |
|  |  |  |
| Observações | 98,090 | 33,695 |

Fonte: Elaboração dos autores com dados da PNAD 2014

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* Obs.: p<0.1, erro padrão entre parênteses.

Modelo (1) considera uma amostra com chefes de família com renda domiciliar que não ultrapasse 5000 reais mensais. O modelo (2) considera chefes de domicílio com renda domiciliar menor ou igual a 5000 reais e com idade de até 35 anos.

Para verificar se a implementação do PSM foi efetiva em termos de balanço das características observáveis dos grupos de controle e tratamento, são utilizados os testes propostos por Dehejia e Wahba (2002). Os resultados de tais testes são apresentados na Tabela 3, a seguir.

O pseudo $R^{2}$ proveniente da estimação da probabilidade condicional de tratamento em ambas as amostras, antes e depois do pareamento (*unmatched* e *matched*), indica que o modelo tem menor poder para explicar a condição de tratamento (família ser beneficiária ou não do Sistema Nacional de Habitação) após o *matching*. Adicionalmente, o teste da Razão de Verossimilhança (*LR*), que avalia a significância conjunta dos regressores, também sugere que a amostra pareada está balanceada em termos de características observáveis, uma vez que o valor 12,86 não é estatisticamente significante. Finalmente, a Tabela 3 também apresenta o viés, obtido pela diferença de média e de mediana entre as covariáveis do grupo controle e tratamento, antes e depois do pareamento. Percebe-se que houve uma redução deste viés com o pareamento da amostra, indicando também a qualidade do balanceamento do modelo.

**Tabela 3- Teste da qualidade do Pareamento**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Amostra**  | **Pseudo R2** | **LR chi2** | **P > chi2** | **Viés Médio** | **Viés Mediano** | **B** |
| Unmatched | 0.077 | 2520.9 | 0.000 | 19.2 | 12.4 | 85.5 |
| Matched | 0.001 | 12.86 | 0.700 | 1.3 | 0.7 | 8.1 |

Fonte: Elaboração dos autores com dados da PNAD 2014. Cálculo dos autores.

Com um bom balanço entre os grupos de beneficiários e com controle, os resultados das estimativas do impacto da expansão do programa de expansão recente do financiamento habitacional do governos brasileiro são apresentados nas Tabelas 4 e 5, respectivamente, quando se considera a amostra sem limite de idade e quando se considera chefes de domicílios com até 35 anos.

Os resultados apresentados na Tabela 4 sugerem que as estimativas de efeito médio do tratamento (ATT) para a maioria dos indicadores de condição de moradia são positivas e significantes no mínimo a 5%. No caso do número de quartos, por exemplo, a estimativa do impacto do programa indica que houve um aumento de 0,04 quarto sobre a média de dormitórios para o grupo que teve acesso ao financiamento quando comparado ao grupo que não tem financiamento habitacional. Outros indicadores como a disponibilidade de água encanada e acesso à rede de esgoto o efeito médio da política apresentam impacto em torno de 1 e 4 pontos percentuais na parcela de domicílios com acesso a tais serviços, respectivamente. Não há diferença entre controle e tratamento, contudo, no caso de serviços de coleta de lixo domiciliar, o que indica que a expansão do crédito habitacional não foi eficaz no sentido de melhorar o acesso domiciliar a tal serviço.

Os valores da Tabela 5, que representam as estimativas obtidas do Programa Nacional de Habitação sobre as condições de moradias para a amostra composta apenas por famílias com chefes de domicílio com até 35 anos, confirmam os resultados da Tabela 4, o que sugere que, de fato, a maior parte dos financiamentos dos imóveis considerados no tratamento tem origem recente. Além disto, ao contrário do obtido para amostra total, para este grupos de famílias é obtido também um efeito positivo da política pública para o caso do serviços de coleta de lixo: o programa levou a um aumento de 2,8 pontos percentuais na parcela de domicílios que apresenta coleta regular pública de lixo. Note-se, além disto, que, exceto para o caso do serviços de saneamento, os impactos do programa são maiores para este grupo específico de famílias.

Nota-se que independe da amostra considerada, houve um efeito positivo da expansão do crédito habitacional sobre os indicadores de qualidade habitacional. Estes resultados são condizentes com aqueles obtidos por Rodriguez (2008) e Ruprah (2011) que estimaram o efeito do programa social de habitação na Colômbia e nos diversos países da América Latina incluindo Chile, Colômbia, Equador, Costa Rica, Nicaragua, Panamá e Peru sobre medidas de bem-estar da população beneficiária.

**Tabela 4 – Impacto do programa de financiamento habitacional no Brasil – Diferenças de médias**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **tratamento** | **controle** | **ATT estimado** | **Desvio Padrão** | **T** |
| **Banheiros por domicílio** | 3934 | 36559 | 0.011\*\* | 0.001 | 7.710 |
| **Número de quartos** | 3922 | 36234 | 0.049\* | 0.022 | 3.840 |
| **Alvenaria** | 3934 | 36559 | 0.053\*\* | 0.004 | 14.920 |
| **Coleta de lixo** | 3934 | 36559 | 0.009 | 0.005 | 1.702 |
| **Agua encanada** | 3934 | 36559 | 0.012\*\* | 0.002 | 6.241 |
| **Rede de Esgoto**  | 3934 | 36559 | 0.041\*\* | 0.008 | 5.077 |

Fonte: Elaboração dos autores com dados da PNAD 2014. Cálculo dos autores. *Matching* através do critério do vizinho mais próximo (*nearest neighbour matches*). \*\* p < 0.01, \* p < 0.05.

**Tabela 5- Impacto do programa de financiamento habitacional no Brasil – Diferenças de médias - chefes de família com até 35 anos de idade.**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **tratamento** | **controle** | **ATT estimado** | **Desvio Padrão** | **T** |
| **Banheiros por domicílio** | 1994 | 10808 | 0.013\*\* | 0.002 | 5.528 |
| **Número de quartos** | 1994 | 10779 | 0.073\* | 0.017 | 4.343 |
| **Alvenaria** | 1994 | 10808 | 0.059\*\* | 0.005 | 10.925 |
| **Coleta de lixo** | 1994 | 10808 | 0.028\*\* | 0.007 | 3.974 |
| **Agua encanada** | 1994 | 10808 |  0.013\*\* | 0.003 | 4.479 |
| **Rede de Esgoto**  | 1994 | 10808 | 0.029\* | 0.012 | 2.362 |

Fonte: Elaboração dos autores com dados da PNAD 2014. Cálculo dos autores. *Matching* através do critério do vizinho mais próximo (*nearest neighbour matches*). \*\* p < 0.01, \* p < 0.05.

**6. Análise de sensibilidade**

 Conforme foi discutido, a validade dos resultados das estimações do efeito médio do tratamento através do *propensity score matching* depende da validade da hipótese de independência condicional (CIA). Como tal hipótese não pode ser diretamente testada, nesta seção são apresentadas evidências que mostram a sensibilidade dos resultados obtidos quando tal hipótese é relaxada, de acordo com o proposto por Ichino et al. (2008).

A Tabelas 6 (para número de quartos), 7 (para o material de construção “alvenaria”), 8 (para número de banheiros), 9 (rede de esgoto) e 10 (água potável), a seguir, apresentam os resultados do relaxamento da hipótese CIA através da análise de sensibilidade proposta por Ichino et al. (2008). A calibragem de fatores não observados foi realizada “imitando” (ou seja, simulando) as variáveis binárias independentes do modelo, anteriormente apresentadas na Tabela 2, ou seja, os termos não observados foram supostos apresentar distribuições correspondentes a destes fatores observados e todos novos resultados continuaram a ser obtidos pelo *matching* com a estimativa de *propensity score* do vizinho mais próximo. Por razões de espaço, são apresentados apenas os resultados para a amostra total (sem limite etário para o chefe do domicílio).

Além das quatros probabilidades referentes aos quatros estados (dois referentes ao tratamento e dois referentes ao impacto positivo ou negativo), as referidas tabelas também apresentam o impacto do programa (impacto médio do tratamento, ATT) para dos diferentes padrões de distribuição da variável omitida que é simulada de acordo com as covaridadas observáveis consideradas.

Os resultados para o impacto do programa da expansão do financiamento público estão resultados apresentados nas referidas tabelas (colunas ATT das tabelas) indicam, de forma geral, que para todas as variáveis consideradas a existência da respectiva variável omitida não altera substancialmente os resultados já obtidos quanto aos impactos do programa. Por exemplo, considerando um variável omitida com distribuição similar àquela da condição de ocupação “conta própria”, obtém-se um efeito sobre o número de quartos com valor de 0,049 quarto (Tabela 6) e sobre o percentual de domicílios com acesso a saneamento em torno de 3,5 pontos percentuais (Tabela 9), valores que são iguais ao próximos aqueles já obtidos e apresentados quando estes fatores não observados são ignorados.

Na verdade, os resultados indicam que para uma única variável, a condição de localização no meio rural ou urbano, a presença de uma variável não observada correlacionada a tal condição parece ter um efeito significativo sobre os resultados (em todas as variáveis de impacto consideradas). Contudo, mesmo neste caso, a existência de tal variável implicaria valores bastante baixo para os efeitos *outcome e treatment.* Por exemplo, no caso do impacto sobre o acesso a rede geral de saneamento (Tabela 9), tais efeitos seriam, respectivamente, 0,0308 e 0,309, o que significa que a existência de uma tal variável teria um efeito extremamente forte de redução na probabilidade de se obter um valor positivo no acesso a rede de saneamento e um efeito também negativo na probabilidade de ser selecionada para ser beneficiária do programa. A parte a própria variável de localizaçãoo (rural/urbana), não parece plausível a existência de tal fator omitido.

Em suma, a análise de sensibilidade sugere que fatores não observáveis correlacionados com as covariáveis categóricas utilizadas no estudo não parecem suficientes para alterar significativamente as estimativas obtidas (ATT).

**Tabela 6 - Análise de Sensibilidade para a variável de interesse (*outcome*) número de quartos: Efeito da calibração dos *confounders***

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | $$P\_{r}(U=1|C=i, y=j)$$ |  |  |  |
|  | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***ATT*** | **T-test** | **Desvio-Padrão** |
| **Sem Confounder** | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.049 | 3.880 | 0.013 |
| **Confounder like:** | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | ***Outcome-effect*** | ***Select-effect*** |
| Branca | 0.48 | 0.51 | 0.37 | 0.40 | 0.053 | 0.920 | 1.656 |
| Mulher | 0.41 | 0.37 | 0.42 | 0.39 | 0.046 | 1.103 | 0.923 |
| Companheiro trabalha | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.04 | 0.046 | 0.989 | 0.836 |
| Chefe e cônjuge ocupados | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.01 | 0.049 | 1.572 | 1.077 |
| Conta Própria | 0.14 | 0.15 | 0.20 | 0.19 | 0.049 | 1.152 | 0.654 |
| Informal | 0.11 | 0.10 | 0.14 | 0.14 | 0.040 | 0.987 | 0.708 |
| Formal | 0.55 | 0.57 | 0.33 | 0.30 | 0.029 | 1.135 | 2.727 |
| Nordeste | 0.17 | 0.14 | 0.33 | 0.27 | 0.052 | 1.300 | 0.414 |
| Sul | 0.27 | 0.32 | 0.15 | 0.16 | 0.046 | 0.887 | 2.229 |
| Norte | 0.08 | 0.06 | 0.15 | 0.15 | 0.053 | 0.990 | 0.497 |
| Centro Oeste | 0.11 | 0.11 | 0.10 | 0.10 | 0.054 | 0.990 | 1.098 |
| Rural | 0.04 | 0.05 | 0.16 | 0.15 | 0.051 | 1.069 | 0.248 |
| Bolsa-Família | 0.11 | 0.05 | 0.12 | 0.10 | 0.052 | 1.379 | 0.759 |
| R. Metropolitana | 0.35 | 0.38 | 0.34 | 0.37 | 0.045 | 0.890 | 1.007 |

Nota: Permitindo que *U* seja uma variável binária “*confounding fator*” e fazendo a fração de *U=1* pelo tratamento e *outcomes* como $P\_{ij}=P\_{r}(U=1|D=i,Y=j)$, com *i, j= 0,1*, onde *D* representa a *dummy* de tratamento do modelo. Na base destes parâmetros o valor de *U* é imputado para cada indivíduo e o ATT é estimado pelo *nearest neighbor propensity* *score matching* com *U* no conjunto de variáveis pareadas. O processo foi repetido 100 vezes. Out effect é a razão de chances (odds ratio) estimada através de um modelo logit: $P\_{r}\left(C=0,U,X\right).$ Select effect é obtido através de $P\_{r}(c=1|U,X).$ ‘‘SE’’ é o valor do desvio-padrão obtido neste processo. Maiores detalhes sobre este teste pode ser obtido em Ichino et al. (2008).

**Tabela 7- Análise de Sensibilidade para a variável de interesse (*outcome*) Alvenaria: Efeito da calibração dos *confounders***

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | $$P\_{r}(U=1|C=i, y=j)$$ |  |  |  |
|  | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | **T-test** | **Desvio-Padrão** |
| **Sem Confounder** | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.053 | 14.92 | 0.004 |
| **Confounder like:** | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | ***Outcome-effect*** | ***Select-effect*** |
| Branca | 0.49 | 0.58 | 0.38 | 0.36 | 0.048 | 1.184 | 1.489 |
| Mulher | 0.40 | 0.36 | 0.42 | 0.34 | 0.054 | 1.415 | 0.979 |
| Se o Companheiro trabalha | 0.03 | 0.07 | 0.04 | 0.06 | 0.053 | 0.679 | 0.782 |
| Chefe e cônjuge ocupados | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.055 | 0.595 | 0.986 |
| Conta Própria | 0.14 | 0.18 | 0.19 | 0.27 | 0.047 | 0.619 | 0.702 |
| Informal | 0.10 | 0.13 | 0.13 | 0.17 | 0.050 | 0.809 | 0.830 |
| Formal | 0.56 | 0.51 | 0.33 | 0.24 | 0.042 | 1.531 | 2.782 |
| Nordeste | 0.17 | 0.02 | 0.33 | 0.08 | 0.062 | 5.681 | 0.393 |
| Sul | 0.27 | 0.70 | 0.13 | 0.35 | 0.065 | 0.279 | 2.310 |
| Norte | 0.07 | 0.20 | 0.11 | 0.48 | 0.037 | 0.136 | 0.493 |
| Centro Oeste | 0.11 | 0.07 | 0.11 | 0.06 | 0.051 | 1.778 | 1.186 |
| Rural | 0.04 | 0.19 | 0.13 | 0.37 | 0.037 | 0.261 | 0.246 |
| Bolsa-Família | 0.09 | 0.11 | 0.11 | 0.15 | 0.052 | 0.752 | 0.828 |
| R.Metropolitana | 0.36 | 0.39 | 0.37 | 0.18 | 0.052 | 2.660 | 1.000 |

Nota: ver nota da tabela 6.

**Tabela 8- Análise de Sensibilidade para a variável de interesse (*outcome*) número de banheiros por domicilio : Efeito da calibração dos *confounders***

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | $$P\_{r}(U=1|C=i, y=j)$$ |  |  |  |
|  | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | **T-test** | **SE** |
| **No confounder** | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.011 | 7.782 | 0.001 |
| **Confounder like:** | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | ***Outcome-effect*** | ***Select-effect*** |
| Branca | 0.49 | 0.42 | 0.39 | 0.18 | 0.009 | 2.922 | 1.512 |
| Mulher | 0.40 | 0.50 | 0.41 | 0.31 | 0.011 | 1.409 | 0.967 |
| Se o Companheiro trabalha | 0.03 | 0.00 | 0.04 | 0.07 | 0.010 | 0.548 | 0.706 |
| Chefe e cônjuge ocupados | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.01 | 0.011 | 0.361 | 1.337 |
| Conta Própria | 0.14 | 0.25 | 0.19 | 0.32 | 0.009 | 0.537 | 0.674 |
| Informal | 0.10 | 0.17 | 0.13 | 0.20 | 0.010 | 0.640 | 0.750 |
| Formal | 0.56 | 0.33 | 0.33 | 0.13 | 0.009 | 3.520 | 2.631 |
| Nordeste | 0.16 | 0.17 | 0.30 | 0.47 | 0.010 | 0.470 | 0.419 |
| Sul | 0.29 | 0.00 | 0.16 | 0.05 | 0.011 | 3.581 | 2.367 |
| Norte | 0.07 | 0.67 | 0.14 | 0.35 | 0.009 | 0.313 | 0.493 |
| Centro Oeste | 0.11 | 0.00 | 0.10 | 0.03 | 0.012 | 3.240 | 1.104 |
| Rural | 0.04 | 0.42 | 0.14 | 0.58 | 0.005 | 0.120 | 0.248 |
| Bolsa-Família | 0.09 | 0.25 | 0.11 | 0.22 | 0.011 | 0.430 | 0.790 |
| R.Metropolitana | 0.36 | 0.08 | 0.36 | 0.14 | 0.011 | 3.390 | 0.967 |

Nota: ver nota da tabela 6.

**Tabela 9- Análise de Sensibilidade para a variável de interesse (*outcome*) rede de esgoto: Efeito da calibração dos *confounders***

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | $$P\_{r}(U=1|C=i, y=j)$$ |  |  |  |
|  | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | **T test** | **SE** |
| **Sem confounder** | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.041 | 5.077 | 0.008 |
| **Confounder like:** | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | ***Outcome-effect*** | ***Select-effect*** |
| Branca | 0.51 | 0.42 | 0.44 | 0.31 | 0.024 | 1.880 | 1.375 |
| Mulher | 0.42 | 0.35 | 0.45 | 0.36 | 0.035 | 1.498 | 0.892 |
| Companheiro trabalha | 0.03 | 0.04 | 0.04 | 0.05 | 0.037 | 0.697 | 0.848 |
| Chefe e cônjuge ocupados | 0.01 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.041 | 0.709 | 1.466 |
| Conta Própria | 0.12 | 0.19 | 0.16 | 0.24 | 0.037 | 0.633 | 0.637 |
| Informal | 0.10 | 0.13 | 0.12 | 0.16 | 0.035 | 0.688 | 0.758 |
| Formal | 0.58 | 0.48 | 0.37 | 0.26 | 0.020 | 1.687 | 2.328 |
| Nordeste | 0.14 | 0.22 | 0.24 | 0.38 | 0.023 | 0.535 | 0.413 |
| Sul | 0.28 | 0.31 | 0.18 | 0.12 | 0.024 | 1.527 | 2.143 |
| Norte | 0.04 | 0.16 | 0.06 | 0.27 | 0.022 | 0.164 | 0.558 |
| Centro Oeste | 0.06 | 0.25 | 0.08 | 0.13 | 0.042 | 0.585 | 1.273 |
| Rural | 0.01 | 0.12 | 0.02 | 0.33 | 0.001 | 0.038 | 0.309 |
| Bolsa-Família | 0.08 | 0.13 | 0.08 | 0.15 | 0.032 | 0.490 | 0.808 |
| R.Metropolitana | 0.43 | 0.16 | 0.50 | 0.18 | 0.044 | 4.705 | 0.828 |

Nota: ver nota da tabela 6.

**Tabela 10 - Análise de Sensibilidade para a variável de interesse (*outcome*) água canalizada: Efeito da calibração dos *confounders***

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | $$P\_{r}(U=1|C=i, y=j)$$ |  |  |  |
|  | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | **T test** | **Desvio-Padrão** |
| **Sem confounder** | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.012 | 6.141 | 0.002 |
| **Confounder like:** | $$p\_{11}$$ | $$p\_{10}$$ | $$p\_{01}$$ | $$p\_{00}$$ | ***Att*** | **Out-effect** | **Select-effect** |
| Branca | 0.49 | 0.30 | 0.39 | 0.19 | 0.008 | 2.891 | 1.469 |
| Mulher | 0.40 | 0.39 | 0.42 | 0.29 | 0.010 | 1.683 | 0.955 |
| Se o Companheiro trabalha | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.07 | 0.013 | 0.581 | 0.780 |
| Chefe e cônjuge ocupados | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.01 | 0.012 | 0.420 | 0.969 |
| Conta Própria | 0.14 | 0.30 | 0.19 | 0.31 | 0.010 | 0.522 | 0.702 |
| Informal | 0.10 | 0.21 | 0.13 | 0.20 | 0.011 | 0.643 | 0.735 |
| Formal | 0.56 | 0.24 | 0.33 | 0.13 | 0.008 | 3.422 | 2.552 |
| Nordeste | 0.16 | 0.27 | 0.29 | 0.55 | 0.007 | 0.319 | 0.451 |
| Sul | 0.29 | 0.09 | 0.16 | 0.03 | 0.011 | 6.195 | 2.051 |
| Norte | 0.07 | 0.27 | 0.14 | 0.31 | 0.010 | 0.354 | 0.505 |
| Centro Oeste | 0.11 | 0.09 | 0.11 | 0.03 | 0.011 | 3.778 | 1.070 |
| Rural | 0.04 | 0.27 | 0.13 | 0.67 | 0.002 | 0.074 | 0.284 |
| Bolsa-Família | 0.09 | 0.12 | 0.11 | 0.21 | 0.012 | 0.429 | 0.812 |
| RMetropolitana | 0.36 | 0.30 | 0.37 | 0.13 | 0.011 | 3.859 | 1.018 |

Nota: ver nota da tabela 6.

**7. Conclusões**

Em virtude da importância da moradia para o bem estar das famílias e da escassez de trabalhos que procuram avaliar as políticas públicas publicas brasileiueras na área de habitação, o objetivo deste trabalho foi avaliar o impacto da política recente de expansão do financiamento habitacional por parte do governo brasileiro implementada a partir da segunda metade da década de 2000, política que tem no programa Minha Casa Minha Vida seu maior representante. O resultados obtidos, a partir do *matching* no *propensity score* e de uma amostra baseada no público elegível de famílias para a política, indicam que a referida politica, de fato, tem contribuído para a melhoria do bem estar das famílias beneficiadas.

A partir da consideração de famílias elegíveis para o programa e utilizando as informações sobre acesso a financiamento para moradia existentes na PNAD 2014,os resultados obtidos neste trabalho indicam que a recente política público implicou elevação do número de quartos, número de banheiros, elevou o acesso à rede geral de saneamento e a água encanada dos domicílios da famílias beneficiadas por tal política de expansão do financiamento habitacional. Os resultados obtidos são, além disto, de reduzida expressão para as características físicas dos imóveis (número de quartos e de banheiros) e mais importantes no caso de acesso a infraestrutura domiciliar (acesso a rede de saneamento e a água encanada); por exemplo, enquanto o impacto estimado sobre número de quarto é de 0, 049 quarto para as famílias beneficiadas, quando comparadas com a condição de não beneficiárias, no caso do acesso o acréscimo chega a ser de 4,1 pontos percentuais a mais quando são comparadas famílias beneficiárias e não beneficiárias. Tais evidências não são sensíveis à presença de um número considerável de variáveis omitidas que apresentam distribuição semelhantes àquelas variáveis categóricas utilizadas na investigação.

 O trabalho pode ser expandido de diferentes formas. Primeiro, dada é possível considerar em trabalho futuro o impacto do financiamento habitacional no tempo de *commuting* das famílias beneficiárias, uma vez que uma crítica comum é que a localização dos empreendimentos do programa Minha Casa Minha Vida tendem a se localizar em regiões mais remostas da periferia, o que termina por diminuir a acessibilidade ao trabalho destas. Em segundo lugar, também é possível estudar mais especificamente os impactos do programa sobre as diferentes faixas de financiamento de acordo com a renda.

**Referências**

AMORE, Caio Santo. Minha Casa Minha Vida para iniciantes. In: AMORE, Caio Santo; SHIMBO, Lúcia Zanin; RUFINO, Maria Beatriz Cruz (Org.). Minha casa e a cidade, avaliação do programa minha casa minha vida em seis estados brasileiros. Rio de Janeiro: Letra Capital, p. 11-27, 2015.

ARAGÃO, A. A Produção social da moradia e o Programa Minha Casa Minha Vida. In: FERREIRA, R. F. C. F.; BIASOTTO, R. C. (Org.) Políticas Públicas e direito à cidade: política habitacional e o direito à moradia digna. Rio de Janeiro: Letra Capital, p. 45-51, 2012.

BALBIM, Renato; KRAUSE, Cleandro; LIMA NETO, Vicente Correia. Para além do Minha Casa Minha Vida: uma política de habitação de interesse social? Texto para Discussão. Rio de Janeiro: Ipea, 31p., 2015.

BLOEMER, N. e XAVIER, S. Programas habitacionais: indicadores de avaliação. Revista Brasileira de Gestão Pública (G&DR ) • v. 9, n. 3, p. 54-74, set-dez/2013, Taubaté, SP, Brasil

BRASIL, Ministério das Cidades. Política Nacional de Habitação. Brasília, 104 p., 2004.

BRASIL, Ministério das Cidades. Secretaria Nacional de Habitação Avanços e Desafios: Política Nacional de Habitação – Ministério das Cidades, Secretaria Nacional de Habitação. Brasília, 2010. 96 p.

BRASIL. Ministério das Cidades. Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República. Pesquisa de satisfação dos beneficiários do Programa Minha Casa Minha Vida. Brasília: MCIDADES; SNH; SAE-PR; IPEA, 120 p. 2014.

\_\_\_\_\_\_. Ministério das Cidades. Secretaria Nacional de Habitação. Déficit habitacional no Brasil 2008. Brasília: Fundação João Pinheiro, 140 p., 2011.

Cattaneo, M. and et al, Housing, Health and Happiness. World Bank Policy Research Working Paper 4214, April 2007

Coulson E., and L. Foster, “Housing Tenure and Labour Market Impacts: The Search Goes On”, Department of Urban Studies and Planning, MIT, September, 2008.

Dehejia, R., Wahba, S., 2002. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. Rev. Econ. Stat. 84, 151–161.

Drum, C. L., Déficit habitacional e impactos econômicos do programa Minha Casa Minha Vida no Rio Grande do Sul. Dissertação de Mestrado, Economia do Desenvolvimento, PUCRS. <http://repositorio.pucrs.br/dspace/handle/10923/2558> , 2010.

Fundação João Pinheiro, Déficit habitacional no Brasil 2008. Centro de Estatística e Informações, Belo Horizonte, 2011

Fundação João Pinheiro. Centro de Estatística e Informações. Déficit habitacional no Brasil 2011-2012, Belo Horizonte, 2015.126p

Garzon C., “Panama’s Housing Programs”, OVE, 2010.

Garzon, C., “Programa de Vivienda de Interés Social de Colombia”, OVE/IDB, 2010

Ichino, A., Mealli, F., Nannicini, T., 2008. From temporary help jobs to permanent employment: What can we learn from matching estimators and their sensitivity? J. Appl. Economet. 23 (3), 305–327.

Olsen, E., 2003, “Housing Programs for Low-Income Households”, in R.. Moffitt (ed.), Means-Tested Transfer Programs in the United States, National Bureau of Economic Research.

Rodríguez O., (Coordinator) “Evaluación del Impacto de los programas de Vivienda Rural y Urbana para la población en situación de desplazamiento”, Econometría, August 2008

Ruprah, I.The Welfare Impacts of Social Housing Programs in Latin America. Working Paper: Inter-American Development Bank, OVE, 2011

SILVA, Cátia Fernanda da ; ALVES, Tiago Wickstrom. Dinâmica dos financiamentos habitacionais nos municípios do Rio Grande do Sul de 2006 a 2010: uma avaliação do Programa "Minha Casa, Minha Vida". Rev. Adm. Pública [online]. 2014, vol.48, n.1, pp. 27-54. ISSN 0034-7612.

Waddington e Snilstveit . water, sanitation and hygiene interventions to combat childhood diarrhoea in developing countries. International Initiative for Impact Evaluation (3ie). (2009)

World Bank, 2010, World Development Indicators.