

Impacto do Financiamento Habitacional Sobre o Mercado de Trabalho na Construção Civil

FÁBIO NISHIMURA*
CARLOS EDUARDO DE FREITAS*
ROSELAINÉ ALMEIDA†

Sumário

1. Introdução 497
2. O Programa de Arrendamento Residencial 498
3. Dados 500
4. Estratégia Empírica 503
5. Análise dos Resultados 507
6. Considerações Finais 511

Palavras-chave

Financiamento habitacional, trabalho e salário, regressão descontínua

JEL Codes

J20, J30, J48

Resumo - Abstract

Em 2001, o governo brasileiro, preocupado com problemas de déficit habitacional, criou o Programa de Arrendamento Habitacional (PAR). Como prerrogativa principal, acreditamos que o programa, além de reduzir o déficit habitacional, também influencia no mercado de trabalho, no setor da construção civil. Para conferir tal hipótese, utilizamos como estratégia empírica um desenho de Regressão Descontínua, além de aplicar vários testes de robustez em nosso modelo, o que nos garante resultados mais precisos. Verificamos que o PAR consegue aumentar os postos de trabalho e os salários dos atores inseridos no mercado de trabalho da construção civil.

1. Introdução

O déficit habitacional sempre foi um problema social para diversos países no mundo. A falta de moradia leva as pessoas a apresentarem baixos níveis de qualidade de vida, provocando a deterioração da condição humana (Onibokun, 1983 e Salau, 1990). Segundo Bouillon (2012), uma em cada três famílias na América Latina, bem como no Caribe, vive em moradias que são inadequadas para a habitação. Países como Nicarágua, Honduras, Guatemala, Peru e Bolívia possuem mais de 50% de suas famílias morando em habitações subnormais devido ao déficit habitacional (Bouillon, 2012).

O Brasil, preocupado com seu déficit, elaborou e aplicou ações voltadas à política habitacional ao longo dos anos. Por volta de 1946, foi criada a instituição “Fundação Casa Popular” que visava, de forma específica, diminuir as populações moradoras das favelas e de mocambos no Distrito Federal. Atualmente existe no país o programa “Minha Casa, Minha Vida” que objetiva, essencialmente, a redução do déficit habitacional dos moradores de baixa renda no Brasil, com reflexos no crescimento econômico nacional. Essas ações foram criadas com o intuito de amortizar o déficit habitacional, porém, mesmo com tais medidas ainda persiste, em grau elevado, a questão da falta de moradia e suas consequências como falta de segurança, aumento de doenças e exclusão social.

* Universidade Federal de Mato Grosso, Instituto de Ciências Humanas e Sociais (UFMT/ICHS), Campus Rondonópolis. Avenida dos Estudantes 5055, Bairro Sagrada Família, Rondonópolis, MT, CEP 78735-901, Brasil.

† Universidade Federal da Grande Dourados, Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Economia (UFGT/FACE). Rua João Rosa Góes 1761, Vila Progresso, Dourados, MS, CEP 79825-070, Brasil.

✉ f_nobuo@yahoo.com.br ✉ cefreitas@ufmt.br ✉ rose2almeida@yahoo.com.br

Esses planos e programas habitacionais, além das metas de redução dos déficits de moradias, causam efeitos inesperados (ou até certo ponto esperado) no ambiente, e que por muitas vezes, não foram planejados. Pode-se afirmar que um programa dessa natureza, criado com intuito de reduzir o déficit habitacional, acaba também promovendo uma série de acontecimentos, tais como: alteração na arrecadação dos impostos (Teixeira & Carvalho, 2005), no direito de uso da terra (Pollakowski & Wachter, 1990; Peng & Wheaton, 1994) e, principalmente, a criação de novos empregos formais e informais e o aumento de salários dos empregados em setores chaves (Henley, 2005; Saks, 2008; Zhao, Lü, & De Roo, 2011).

O aumento do número de empregos e dos salários das pessoas empregadas na construção civil é muito benéfico para economia como um todo, pois gera renda, consumo e aumento do produto interno bruto dos países, o que, resumindo, leva a um crescimento econômico devido a seu efeito multiplicador (Teixeira & Carvalho, 2005).

Nesse sentido, o objetivo deste trabalho é identificar se, de fato, os programas voltados para construção habitacional, conseguem melhorar o nível de empregos e salários na economia através de seu efeito multiplicador, como fora levantado por diversos trabalhos, entretanto, a estratégia empírica adotada foi o nosso diferencial. Desta forma, analisamos o Programa de Arrendamento Residencial (PAR), criado pelo Governo Federal através da Lei 10.188 de 12 de fevereiro de 2001, onde a dinâmica do programa é financiar, por meio da modalidade de leasing financeiro, a construção e reforma de imóveis, cuja meta principal é destinar moradias de qualidade para pessoas e a meta secundária é a criação de postos de empregos diretos e indiretos.

Para realizar a análise do efeito do Programa de Arrendamento Residencial sobre o ramo da construção civil, utilizamos como instrumento estatístico um modelo de Regressão Descontínua (RD), onde através de um ponto de corte (*cutoff*) existente no programa (população mínima de 100.000 habitantes) podemos construir um contrafactual que responda nossa hipótese de que o PAR consegue aumentar os empregos e o valor dos salários. Dessa forma os resultados mensurados por este método nos garantem uma defesa contra problemas de endogeneidade.

Buscando a relação causal do trabalho, nos preocupamos com possíveis problemas de viés de seleção e alguma existência de manipulação em nosso *cutoff*, fator principal para a estratégia empírica, assim, aplicam-se testes para verificar a possibilidade de rejeição de tais hipóteses. Por último, para garantir os resultados estimados, são realizados testes de robustez.

Para um maior aprofundamento da análise, este trabalho está dividido em 6 partes além desta introdução. A seção 2 discute o Programa de Arrendamento Residencial através da sua forma de legalização, seus objetivos, suas características além de seus critérios de adoção por parte do município e da população. Na seção 3, apresenta-se os dados utilizados no modelo de regressão: onde foram extraídos, qual o período, e quais as especificidades das variáveis de dependentes e independentes. Na seção 4 encontra-se a estratégia empírica utilizada, sendo o desenho de regressão descontínua e seus testes de robustez. Ao final segue a análise dos resultados e considerações finais.

2. O Programa de Arrendamento Residencial

A preocupação em relação a questão habitacional brasileira sempre motivou profundas discussões entre os especialistas da área em relação aos efeitos ocorridos e as ações executadas pelos Governos. Algumas propostas relacionadas às políticas habitacionais, como

Fundação da Casa Popular em 1946, o Banco Nacional de Habitação (BNH) e o Sistema Nacional de Habitação (SNH) em 1964, o Programa de Financiamento de Lotes Urbanizados (PROFILURB), o Financiamento de Construção, Conclusão ou Melhoria de Habitação de Interesse Popular (FICAM) e o Programa de Erradicação de Subhabitação (PROMORAR), todos em vigor na década de 1970, foram instituídas com o propósito similar de suprir a necessidade habitacional da camada mais pobre da sociedade. Os anos da década de 1980 e de 1990 não foram expressivos se tratando de políticas habitacionais, gerando um déficit ainda maior no problema há anos existente.

Seguindo a vertente da preocupação habitacional, o Governo Federal, cria, através da Lei 10.188 de 12 de fevereiro de 2001, o Programa de Arrendamento Residencial (doravante PAR), de origem do executivo, por meio dos órgãos da Secretaria de Desenvolvimento Urbano e do Ministério da Previdência e Assistência Social. Segundo CAIXA (2003), o objetivo do programa é o fomento à oferta de unidades habitacionais e à melhoria das condições do estoque de imóveis existentes, a promoção da melhoria da qualidade de vida das famílias beneficiadas, a intervenção em áreas objeto de Planos Diretores, a criação de novos postos de trabalho diretos e indiretos, o aproveitamento de imóveis públicos ociosos em áreas de interesse habitacional e o atendimento aos idosos e portadores de deficiência física.

Com o passar do tempo o PAR sofreu várias alterações e reedições para a sua adequação em relação ao cenário econômico. Quanto a responsabilidade do projeto, passando a ser responsável pela gestão o Ministério das Cidades, mas mantendo sua execução sob domínio da Caixa Econômica Federal (CAIXA). Em relação ao órgão responsável projeto também houve mudanças, pois, o programa passou a ser controlado pelo Ministério das Cidades, porém mantendo sua execução sob domínio da Caixa Econômica Federal (CAIXA).

Além do Ministério das Cidades e da CAIXA, há o envolvimento dos Estado, DF e Municípios, identificando os locais para implantação dos projetos; indicação das famílias a serem beneficiadas; promovendo ações facilitadoras e redutoras dos custos de implantação dos projetos, tais como, redução de tributos, contribuições e taxas; trazendo recursos financeiros, bens ou serviços economicamente mensuráveis, necessários à realização das obras e serviços do empreendimento. Também participam do programa as empresas da construção civil e as empresas do ramo de administração imobiliária, executando atividades técnicas e operacionais de construção e do gerenciamento de contratos de arrendamento dos imóveis e dos condomínios (CAIXA, 2003).

O PAR financia recursos para pessoas que têm interesse em construir novos empreendimentos, mesmo estando em etapas diferentes de construção. Assim, imóveis ainda na planta, em fases intermediária de construção ou em fase de recuperação/restauração do imóvel, desde que o arrendatário contemple os critérios que o torne elegível ao programa, será beneficiado pela ação. O PAR tem como prerrogativa, atender as famílias com renda mensal de até R\$ 1.800,00 (um mil e oitocentos reais). No caso de profissionais da área de segurança pública, especialmente os policiais civis e militares, admite-se renda mensal de até R\$ 2.400,00 (dois mil e quatrocentos reais).

Como condições para acesso ao recurso, o Programa de Arrendamento Residencial (Brasil, 2001) apresenta o seguinte processo:

- A proposta de aquisição e produção do empreendimento é apresentada à CAIXA pela empresa construtora proponente;

- A proponente construtora e o projeto do empreendimento são submetidos às análises técnica e de risco;
- É efetuada análise jurídica do vendedor do imóvel, da construtora proponente, bem como da regularidade e legalidade da documentação do empreendimento;
- A habilitação definitiva da proposta deve respeitar o limite do orçamento do Fundo de Arrendamento Residencial (FAR) para o Programa, por Unidade da Federação;
- A liberação dos recursos pelas obras executadas na construção ou recuperação é feita em parcelas mensais, creditadas na conta corrente da empresa construtora, condicionadas ao cumprimento do cronograma físico-financeiro da obra;
- Após a conclusão do empreendimento, as unidades são arrendadas às famílias que atendem aos requisitos de enquadramento no Programa;
- O Poder Público local identifica as famílias a serem beneficiadas;
- A CAIXA realiza a seleção dos arrendatários por meio da análise cadastral, da apuração da renda familiar bruta e da margem de renda disponível para comprometimento com as despesas de arrendamento.

O Programa é operado com recursos do Fundo de Arrendamento Residencial (FAR), criado exclusivamente para aplicação no PAR, composto com recursos onerosos provenientes de empréstimo junto ao FGTS e recursos não onerosos provenientes dos fundos FAS, FINSOCIAL, FDS e PROTECH e da rentabilidade das disponibilidades do FAR (Brasil, 2001).

O programa adota a modalidade de “arrendamento mercantil” ou leasing. Segundo Brito (2009), o imóvel é parte do patrimônio do Fundo de Arrendamento Residencial (FAR) e permanece como propriedade fiduciária da Caixa Econômica Federal, principal agente financiador da política pública, gestora do fundo e representante do arrendador até que as unidades habitacionais estejam quitadas. Nesse sentido, o mecanismo de leasing favorece quanto a possíveis processos judiciais em caso de inadimplência, ainda o arrendatário tem um período de 15 anos para decidir pela aquisição do imóvel. É importante frisar que o PAR é uma política que visa reduzir os déficits habitacionais, tirar as famílias em condições de submoradias e inserir em condições mínimas de bem-estar, por esse fator o programa é aplicado em municípios com mais de 100 mil habitantes, onde as questões de problemas de moradia ocorrem com mais intensidade.

Na próxima seção apresentaremos os dados utilizados e suas estatísticas descritivas para avaliar os impactos do programa de arrendamento residencial sobre o emprego e os salários.

3. Dados

Nossas variáveis dependentes — número de empregados e salários na construção civil — foram coletadas do banco de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mais precisamente do Cadastro Central de Empresas (CEMPRE). Segundo IBGE, o banco de dados do CEMPRE é formado por empresas e outras organizações e suas respectivas unidades locais formalmente constituídas, registradas no CNPJ (Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica). Sua atualização ocorre anualmente, a partir das pesquisas econômicas anuais do IBGE, nas áreas de Indústria, Comércio, Construção e Serviços, e de registros administrativos, como a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Ambas as variáveis dependentes são dos anos de 2000 a 2003, para todos os municípios brasileiros e, no caso dessa pesquisa, foi utilizado o log natural dos dados coletados.

Analisando os dados da [Tabela 1](#), relativos ao número de empregados no setor da construção civil, existe um aumento de 66% no número de pessoas em trabalhos pertencentes ao setor da construção em municípios que participam do PAR, frente a um aumento de 46% nos empregos em municípios sem o PAR. A variação mostra que municípios contemplados pelo programa possuem um aumento 20% maior no número de servidores, o que demonstra um indicativo de que o programa está correlacionado com um aumento nos empregos do setor.

Em relação aos salários, a dinâmica é a mesma, conforme dados da [Tabela 1](#). Os municípios com a presença do programa possuem um aumento de 15% a mais nos salários do que nos municípios que não recebem o PAR.

Para analisar o efeito do PAR, foram coletados dados do programa junto a Caixa Econômica Federal (CAIXA), órgão responsável pelo gerenciamento operacional do programa, e do Ministério das Cidades. Como forma de identificar os municípios com o PAR utiliza-se uma dummy, onde denominaremos os municípios que receberam o programa de tratados (e recebem o valor 1) e para os locais que não participam do PAR daremos o nome de controles (e recebem o valor 0).

Através do conjunto de dados levantados na Caixa Econômica Federal e apresentados na [Tabela 2](#), observamos que em 2001 o programa contemplou 340 dos 5.570 municípios

Tabela 1. Estatísticas Descritivas.

Variável	Controle			Tratado			Diferença	
	Nº Obs.	Média	D.P.	Nº Obs.	Média	D.P.	Diff	D.P.
Ln Empregos na Construção Civil	15.468	0,454	0,168	1.628	0,662	0,099	-0,208 *	0,004
Ln Salários na Construção Civil	12.587	0,278	0,120	1.616	0,431	0,075	-0,152 *	0,003
Índice de Theil	37.759	0,504	0,129	1.667	0,515	0,133	-0,011 *	0,003
Anos de Escolaridade	36.557	0,024	0,146	1.642	0,0006	0,001	0,024 *	0,003
Ln Consultas Médicas	36.950	11,065	1,332	1.641	14,141	1,337	-3,075 *	0,033

Tabela 2. Quantidade de Municípios Contemplados pelo PAR.

UF	Quantidade de Municípios com PAR	% em relação ao total de municípios da UF	UF	Quantidade de Municípios com PAR	% em relação ao total de municípios da UF
AC	1	4,54%	PB	5	2,17%
AL	2	1,87%	PE	15	7,69%
AM	1	1,53%	PI	2	0,86%
AP	1	5,88%	PR	31	7,56%
BA	17	3,95%	RJ	30	30,00%
CE	6	3,09%	RN	4	2,31%
DF	1	100,00%	RO	3	5,55%
ES	9	10,84%	RR	1	6,66%
GO	12	4,83%	RS	35	6,81%
MA	8	3,59%	SC	11	3,66%
MG	37	4,25%	SE	2	2,63%
MS	2	2,47%	SP	91	13,80%
MT	4	2,70%	TO	2	1,40%
PA	6	4,16%			

brasileiros existentes, sendo o estado do Rio de Janeiro o de maior atendimento (30%), seguido de São Paulo e Espírito Santo com 13,8% e 10,8% respectivamente. Os estados com menor inserção são Piauí (0,86%), Tocantins (1,4%) e Amazonas (1,53%).

Na **Tabela 3** estão dispostos os valores em reais e o número de unidades contempladas pelo PAR, no período de 2001 a 2005. O valor financiado foi da ordem de 3,5 bilhões de reais, com 139.109 unidades contempladas pelo programa. O seu financiamento máximo foi atingido no ano de 2003, com 43.827 unidades, alcançando o valor de 1,1 bilhões de reais.

Os dados da **Tabela 4**, com estatísticas a nível de regiões, revelam que o Sudeste apresenta 45,4% das unidades totais financiadas do PAR, em segundo temos o Nordeste com 30,3% e em terceiro o Sul, com 13,5% do total de unidades contempladas pelo programa entre 2001 a 2005.

As covariáveis ou variáveis de controle utilizadas foram o índice de Theil, anos de estudo e número de consultas médicas. O Índice de Theil foi utilizado para controlar as possíveis desigualdades de renda existentes entre os municípios. A coleta se deu junto ao banco de dados (IPEADATA) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), no período de 2000 a 2003. Para este indicador a média brasileira entre os municípios de controle ficou em 0,50 e para os municípios de tratamento o índice ficou em 0,51, o que demonstra pouca diferença entre os dois grupos.

A covariável anos de estudo foi coletada do banco de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), através dos censos de 1999 e 2000. Esta variável foi utilizada para controlar possíveis efeitos advindos da educação e do avanço em capital humano, assim observamos na **Tabela 1** que os municípios de controle possuem 0,024 anos a mais que

Tabela 3. Quantidade de Recursos Alocados para o PAR e Unidades Contratadas no Brasil.

Ano	Valor do Investimento	Conjuntos	Unidades
2001	426.349.064,66	165	20.315
2002	729.538.679,03	200	30.261
2003	1.113.903.023,06	293	43.827
2004	869.800.000,00	188	33.556
2005 ^a	307.400.000,00	61	11.150
Total	3.446.990.766,75	907	139.109

Fonte: Dados da Caixa Econômica Federal e Bonates (2008).

^a Até julho de 2005.

Tabela 4. Quantidade de Unidades Financiadas pelo PAR no Brasil, por região.

Ano	Regiões					Total
	Sudeste	Nordestes	Sul	Centro-Oeste	Norte	
2001	11.280	5.151	2.398	864	622	20.315
2002	16.739	6.297	3.892	1.677	1.656	30.261
2003	20.562	12.049	7.093	3.547	576	43.827
2004	13.177	10.274	5.068	4.247	790	33.556
2005 ^a	4.284	3.786	2.146	436	576	11.228

Fonte: Dados da Caixa Econômica Federal e Bonates (2008).

^a Até julho.

municípios tratados, o que evidencia uma certa possibilidade de que escolaridade não esteja correlacionada com um aumento dos empregos e dos salários na construção civil.

Por último, utilizou-se a variável consultas médicas para controlar condições de saúde das pessoas, pois o bem-estar clínico faz com que o contingente de oferta de trabalho aumente e provoque mudanças no setor em análise. Este dado foi retirado do Departamento de Informática do Sistema Único da Saúde (DATASUS), através das informações geradas pela Produção Hospitalar (SIH/SUS). Desta forma, conforme a análise da [Tabela 1](#), infere-se que as pessoas moradoras de municípios que possuem o programa fazem mais visitas ao médico se comparado a população dos municípios que não possuem o PAR.

Salientamos que estas variáveis de controle são utilizadas para dar maior precisão aos valores estimados, conforme [Imbens e Lemieux \(2008\)](#), porém não devem interferir ou provocar qualquer viés nos resultados encontrados do modelo.

Conhecidas as variáveis do trabalho, na próxima seção demonstraremos a estratégia empírica adotada neste trabalho.

4. Estratégia Empírica

4.1 Teste de Manipulação do Cutoff pelos Municípios

Antes de aplicarmos a estratégia empírica deste estudo e chegarmos aos resultados, analisemos o critério imposto pelo programa, onde os municípios contemplados devem ter mais do que 100.000 habitantes. Esta imposição numérica gera margem para discussão sobre a questão da contagem da população dos municípios, o que também foi observado no trabalho de [Monasterio \(2014\)](#). A hipótese que elaboramos é de que gestores municipais interessados em receber o PAR, podem, de certa forma, tentar “manipular” as informações populacionais e serem contemplados com o programa. Para testar essa hipótese, utilizamos a estratégia apresentada em [Cattaneo, Jansson, e Ma \(2018\)](#) (daqui em diante CJM) denominado “Manipulation Test”, baseado na densidade da descontinuidade. Assim, segundo CJM, para implementar um teste de manipulação, o pesquisador precisa estimar a densidade de unidades perto do ponto de corte e realizar um teste de hipótese sobre a densidade da descontinuidade.

Segundo demonstra CJM,¹ assume-se que X_1, X_2, \dots, X_n é uma amostra aleatória de tamanho n da variável aleatória X com função de distribuição cumulativa (f.d.c.) e função de densidade de probabilidade (f.d.p.) dada por $F(x)$ e $f(x)$, respectivamente.

A variável aleatória X_i significa a pontuação, índice ou variável de análise da unidade i na amostra. Cada unidade é atribuída ao controle ou tratamento, dependendo se o índice observado exceder um corte conhecido denotado por \bar{x} . Nesse caso a atribuição de grupo ou “tratamento” é dada por

Unidade i atribuída ao grupo de controle se $X_i < \bar{x}$,

Unidade i atribuída ao grupo de tratamento se $X_i \geq \bar{x}$,

onde o ponto de corte \bar{x} é conhecido e, é claro, elencamos observações suficientes para cada grupo que estão disponíveis. Um teste de manipulação neste contexto é um teste de hipóteses sobre a continuidade da densidade $f(\cdot)$ no ponto de corte x . Formalmente, estamos interessados no seguinte problema: Um teste de manipulação neste contexto é um

¹Teste formal extraído de [Cattaneo et al. \(2018\)](#).

teste de hipóteses sobre a continuidade da densidade $f(\cdot)$ no ponto de corte \bar{x} . Formalmente, estamos interessados no seguinte problema:

$$H_0 : \lim_{x \uparrow \bar{x}} f(x) = \lim_{x \downarrow \bar{x}} f(x) \quad vs \quad H_1 : \lim_{x \uparrow \bar{x}} f(x) \neq \lim_{x \downarrow \bar{x}} f(x)$$

Para construir uma estatística para este teste de hipóteses, seguimos CJM e estimamos a densidade $f(x)$ usando um estimador de densidade polinomial local com base no f.d.c. da amostra observada. Este estimador tem várias propriedades interessantes, incluindo o fato de que não requer pré-binning dos dados, além de também permitir incorporar restrições no f.d.c., derivadas de ordem superior da densidade, induzindo a novos testes de manipulação com propriedades mais poderosas nas aplicações.

A classe de estatísticas do Teste de Manipulação implementadas assume a seguinte forma:

$$T_p(h) = \frac{\hat{f}_{+,p}(h) - \hat{f}_{-,p}(h)}{\hat{V}_p(h)}, \quad \hat{V}_p^2 = \hat{K}[\hat{f}_{+,p}(h) - \hat{f}_{-,p}(h)],$$

onde $T_p(h) \sim \mathcal{N}(0, 1)$ significa sob suposições apropriadas e a notação $\hat{V}[\cdot]$ é designado por algum estimador consistente da quantidade de população $V[\cdot]$. O parâmetro h é a largura(s) de banda usada(s) para localizar os procedimentos de estimativa e inferência perto do ponto de corte \bar{x} .

As estatísticas podem ser construídas de várias maneiras diferentes, em particular, dada uma escolha de largura de banda. Dois ingredientes principais são usados para construir a estatística de teste $T_p(h)$ considerando: i) os estimadores de densidade polinomial local $f(h)$; e ii) o erro padrão correspondente ao estimador $+$, $p-$, $pV_p(h)$.

Esses estimadores também dependem da escolha da ordem polinomial p , da escolha da função kernel $K(\cdot)$ e das restrições impostas no modelo, entre outras possibilidades. As fórmulas de erro padrão $V_p(h)$ podem ser baseadas em um plug-in assintótico ou uma abordagem jackknife, e sua forma específica dependerá de restrições adicionais ao modelo.

Um elemento crucial é, naturalmente, a escolha da largura de banda h , que determina quais as observações próximas ao ponto de corte \bar{x} que são usadas para estimação e inferência. Essa escolha pode ser especificada pelo usuário ou estimada usando os dados disponíveis. A estimação permite, quando possível, opções de largura de banda diferentes de cada lado do ponto de corte \bar{x} . Uma largura de banda comum em ambos os lados do ponto de corte é sempre possível.

4.2 Desenho de Regressão Descontínua

O trabalho objetiva analisar o efeito do financiamento social, tomando como objeto de pesquisa o Programa de Arrendamento Residencial (PAR), sobre o setor da construção civil. Assim, como estratégia empírica, utilizamos o desenho de Regressão Descontínua (RD), conforme o trabalho desenvolvido por [Thistlethwaite e Campbell \(1960\)](#). Adotamos essa estratégia empírica por possuímos um ponto de salto de probabilidade, que chamamos de ponto de corte, e que faz parte do critério de adesão do município ao programa. Esse ponto de corte é exatamente em municípios com mais de 100.000 habitantes.

Segundo [Rocha e Belluzzo \(2010\)](#) o pressuposto de descontinuidade formaliza a ideia de que indivíduos um pouco acima e abaixo do corte precisam ser “comparáveis”, exigindo

que eles tenham uma média similar dos resultados possíveis, ao receber ou não tratamento. Assim, estimamos a seguinte equação:

$$Y_{ip} = \beta_0 + \beta_1 PAR_{ip} + \beta_2 T_{ip} + \varepsilon_{ip}, \quad (1)$$

onde Y_i é variável de interesse do modelo, no município i para o ano p ; PAR é o programa de arrendamento residencial que leva valor igual a 1 caso o município receba o programa e 0 caso contrário, no município i para o ano p . T_{ip} é o valor que indica se o município está acima ou abaixo do valor de corte citado anteriormente, no município i para o ano p e por fim ε_{ip} é um termo de erro.

Porém, observando os dados, existem municípios que com o passar do tempo aumentam o número de seus habitantes devido a dinâmica socioeconômica natural, promovendo variações no número de seus moradores, ou seja, em alguns anos estão acima do corte e em outros anos estão abaixo do corte, o que gera correlação entre o termo de erro e a variável de interesse. Desta forma, foi escolhido o modelo de regressão descontínua fuzzy (FRD), onde, segundo Trochim (1984), tem a sensibilidade de considerar um aumento de probabilidade, mas não de zero para um, pois a atribuição ao tratamento pode depender de fatores adicionais. Assim, para estimar os efeitos do PAR em um modelo FRD, usamos a abordagem de variáveis instrumentais (IV) proposta por Angrist e Pischke (2008) através do modelo de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), desta forma temos:

$$Y_{ip} = \beta_0 + \beta_1 PAR_{ip} + f(Pop_{ip}, Cut_{ip}) + X_{ip}\Theta + \eta_{1ip}, \quad (2)$$

$$PAR_{ip} = \delta_0 + \delta_1 Cut_{ip} + f(Pop_{ip}, Cut_{ip}) + X_{ip}\Omega + \eta_{2ip}, \quad (3)$$

onde Cut_{ip} é uma variável dummy que possui valor igual 1 se o município tem população acima do ponto de corte no município i para o ano p ; $f(Pop_{ip}, Cut_{ip})$ é um polinômio de segunda ordem que interage com Cut_{ip} ; X_{ip} é um de vetor covariáveis² com características municipais, dos serviços na saúde e das condições socioeconômicas.

Continuando nossa estratégia, a estimação está em sua forma não paramétrica. Para isso determinamos que a nossa função Kernel será a triangular, seguindo a mesma estratégia adotada por Smith (2016); Toro, Tigre, e Sampaio (2015); e Fujiwara (2015). Dois bandwidths foram utilizados, um de 60.000 e outro de 100.000, para testar se alterações significativas no tamanho da janela interferem na robustez dos resultados. Ainda, o modelo foi calculado em sua forma linear e quadrática.³

4.3 Viés de Seleção Amostral: Modelo de Correção de Heckman

Ao analisar o efeito que o programa provoca nos empregos e nos salários no setor da construção civil, deve-se estar atento à outras possíveis causas que possam surgir, uma vez que a dinâmica do PAR poderia também gerar outro efeito no rendimento financeiro e nas quantidades de serviços.

Esses fatores eliminam a característica de aleatoriedade de nossa amostra, o que provocaria viés de seleção em nosso modelo. Os fatores podem estar ligados a pessoas com mais habilidade, redes de contatos para a vaga de emprego, uma entidade de classe mais

²Estamos incluindo covariáveis no modelo pois segundo Imbens e Lemieux (2008) inserir covariáveis aumenta a sua precisão, como citado anteriormente.

³A especificação do polinômio do modelo segue a orientação dada no artigo de Gelman e Imbens (2017).

atuante, entre outros, que facilitam a entrada de novos empregados no mercado de trabalho, bem como alterações nos salários da categoria. Nesse sentido, utilizou-se neste trabalho a estratégia denominada Heckit, elaborado por Heckman (1974) para corrigir o problema de seletividade amostral. É importante frisar, que este modelo foi usado apenas quando a hipótese de seletividade amostral fora identificada, visto que causaria viés de seleção em nossos resultados, caso contrário, mantém-se a estratégia inicial do modelo de regressão descontinua sem a utilização do Heckit.

Assim, abaixo demonstra-se a forma precisa do método correção de seleção de Heckman em dois passos (Heckit) para identificar possíveis causa de viés de seleção, onde⁴

$$Y_2 = \alpha Z + \delta, \quad (4)$$

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X + \sigma \rho_{\varepsilon\delta} \lambda(T - \alpha Z) + \sigma' \varepsilon'. \quad (5)$$

Na equação de seleção, que é estimada com um probit, Y_2 é a variável dependente dicotômica, Z é a variável independente, α é o coeficiente de Z , e δ é o termo de erro normalmente distribuído. Na equação de regressão, o valor de Y_1 é observado quando Y_2 é maior do que um limite T e é censurado (ou seja, falta) se $Y_2 \geq T$. A estimativa de (5) simplesmente regredindo Y em X será tendenciosa por causa do termo sigma, que representa a variável omitida.

Este problema pode ser resolvido em duas etapas. Primeiro, a equação de seleção (6) é estimada usando probit e os valores previstos são retidos como estimativas de $(T - \alpha Z)$. A proporção de Mills inversa é então estimada para cada caso dividindo a função de densidade normal, avaliada em $-\phi(T - \alpha Z)$, por 1 menos a função de distribuição cumulativa normal, estimada em $-\Phi(T - \alpha Z)$ (5). O segundo passo é uma regressão de mínimos quadrados ordinária com X e a proporção de Mills inversa incluída como regressores. O estimador é consistente quando os pressupostos são atendidos:

$$\lambda(T - \alpha Z) = \frac{\phi(T - \alpha Z)}{1 - \Phi(T - \alpha Z)}. \quad (6)$$

4.4 Testes de Robustez

Para testar a especificação de nosso modelo, foram aplicados quatro testes de robustez. O primeiro foi um teste placebo em que testamos para tendências anteriores. Assim, os resultados dos parâmetros estimados, do ano imediatamente anterior a entrada do PAR, não podem apresentar significância estatística.

O segundo teste verificou a largura da janela, sendo de 60.000 habitantes e de 100.000 habitantes. Como resultado para este teste em ambas janelas deve haver significância estatística.

Para o terceiro teste foi feito uma alteração no *cutoff*, onde arbitrariamente alteramos o ponto de corte para 95.000 e 105.000 habitantes, trabalhando somente com quem é considerado não tratado e da outra forma, tratado. Como resultado, os parâmetros estimados também não podem ser estatisticamente significantes, o que provocaria um enfraquecimento da estratégia argumentativa de nosso trabalho.

No quarto e último teste, foram utilizadas as covariáveis relacionada com o modelo especificado (Calonico, Cattaneo, Farrell, & Titiunik, 2016). Neste caso, o Índice de Theil,

⁴Demonstração apresentada no trabalho de Bushway, Johnson, e Slocum (2007).

Escolaridade e Consultas Médicas, através dos seus estimadores não podem apresentar significância estatística, pois acredita-se que os municípios bem perto do corte possuem as mesmas características, o que anulariam seus efeitos.

Na próxima seção apresentaremos a análise do efeito do PAR sobre os empregos e salários na construção civil.

5. Análise dos Resultados

Antes de iniciarmos a análise das regressões, apontamos que os teste realizados para identificar viés de seleção amostral (Heckit) sinalizaram que a variável dependente salários determinou que podemos rejeitar a hipótese de viés de seleção amostral, conforme resultado apresentado na [Tabela 5](#). Com isso, utilizamos a estratégia de Regressão Descontínua para estimar nossos parâmetros, porém, na variável dependente empregos não podemos rejeitar a hipótese de viés de seleção, o que nos obriga a realizar nossas estimações utilizando o modelo de correção de Heckman, junto a nossa estratégia de RD.

Outro teste que também foi aplicado, como pode ser observado o seu resultado na [Tabela 5](#), foi o “Manipulation Test” de [Cattaneo et al. \(2018\)](#). Este teste apontou que a hipótese de manipulação do ponto de corte do programa pelos municípios pode ser rejeitada e com isso podemos dizer que empiricamente não há evidências de manipulação de nosso *cutoff*.

Dando início às análises de nossas estimações, com o intuito de verificar o efeito do PAR sobre o emprego e o salário na construção civil, observemos a [Figura 1](#). Esta figura avalia a relação entre a densidade populacional dos municípios e sua relação com o PAR.

Observamos que existe uma descontinuidade em relação a municípios com mais de 100.000 habitantes comparados a municípios com menos de 100.000 habitantes e a diferença de densidade populacional entre estes dois grupos separados pela descontinuidade chega a

Tabela 5. Financiamento Habitacional sobre Mercado de Trabalho na Construção Civil – Sem Variáveis de Controle.

Variável	Pessoas Empregadas					Salários dos Empregados				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Painel A: Ano de Início										
PAR_t	0,148*** (0,018)	0,139*** (0,015)	0,145*** (0,017)	0,134*** (0,015)	-0,024 (0,056)	0,001 (0,046)	0,010 (0,033)	0,005 (0,050)	0,006 (0,041)	-0,032 (0,038)
Painel B: Anos Posteriores										
PAR_{t+1}	0,168*** (0,018)	0,150*** (0,015)	0,166*** (0,018)	0,146*** (0,015)	-	0,064* (0,035)	0,061** (0,025)	0,071* (0,038)	0,064** (0,031)	-
PAR_{t+2}	0,167*** (0,018)	0,149*** (0,015)	0,165*** (0,018)	0,145*** (0,015)	-	0,054* (0,029)	0,052* (0,028)	0,082** (0,038)	0,070** (0,029)	-
Especificação	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.
Bandwidth	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000
Heckit	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não	Não
Manipulation Test for $PAR (P > T)$	0,2254									
Nº de Observações	5.107	5.320	5.107	5.320	5.085	476	1.983	476	1.984	450

Notas: Vars. Dependente log Quantidade de Empregados e Log Salários. Todas as especificações usam Kernel Triangular. As colunas 1 a 4 são relativas as pessoas empregadas. As colunas 6 a 9 são relativas ao salário das pessoas empregadas. O PAR (Programa de Arrendamento Residencial) estima a descontinuidade de municípios logo acima de 100.000 habitantes. As colunas 5 e 10 refere-se a um teste placebo de um ano antes do início do PAR (2000). Modelo de Correção de Heckman (Heckit) aplicado ao modelo de regressão quando há significância estatística. Erro-Padrão robusto em parênteses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

0,437. Isso demonstra que o critério de seleção para adoção do PAR nos municípios existe e é exatamente como descrito nas condições pré-estabelecidas no programa.

Na [Figura 2](#) nota-se uma descontinuidade tanto no gráfico a esquerda, relativo as vagas de empregos na construção civil, quanto no gráfico a direita, relativa aos salários na construção civil. Isso demonstra que o programa provoca uma variação próximo ao ponto de corte e essa variação é relativa a um aumento tanto dos empregos quanto dos salários no setor.

Outra forma de comprovarmos e medir a magnitude do aumento dos empregos e dos salários através de ações do PAR é observando os resultados da [Tabela 5](#). Estimou-se a relação entre o PAR e os empregos e os salários da construção civil, e a princípio, não utilizou-se variáveis de controle no modelo, pois independentemente da existência dessas covariáveis, deve haver significância estatística em nossos parâmetros, o que de fato confirmou os resultados.

Conforme [Tabela 5](#), nas colunas de 1 a 4, temos os resultados relativos a pessoas empregadas na construção civil e nas colunas 6 a 9 temos os resultados do efeito sobre os salários do setor em questão. O Painel A refere-se ao ano de entrada do PAR, ou seja, 2001. O Painel B demonstra anos posteriores, sendo 2002 ($t+1$) e 2003 ($t+2$). Os resultados foram testados com *Bandwidth* distintos para garantir que nossos estimadores sejam robustos.

Nas colunas 1 e 2, do Painel A, [Tabela 5](#), observamos um aumento de 14,8% e 13,9% de pessoas empregadas em municípios cobertos pelo PAR. Esses valores são relativos a modelos lineares e com um *Bandwidth* de 60.000 e 100.000 habitantes. A tendências desses resultados permanecem, mesmo quando são especificados em sua forma quadrática e também com *Bandwidth* distintos, ocorrendo um aumento de 14,5% a 13,4% em relação as pessoas empregadas na construção civil, o que é demonstrado nas colunas 3 e 4.

Já os resultados encontrados nas colunas 6 a 9, do Painel A, [Tabela 5](#), referentes aos salários dos empregados na construção civil, apontaram uma relação positiva, porém não apresentaram significância estatística. Estes resultados são compreensíveis, pois poderia haver excesso de oferta de mão de obra, o que não provocaria aumento dos salários de forma instantânea. Ressaltamos que não temos a pretensão de buscar os mecanismos, mas apenas os possíveis efeitos do PAR sobre os empregos e os salários.

Quando analisamos os resultados para anos subsequentes, conforme dados da [Tabela 5](#), o efeito positivo, ou seja, o aumento ocasionado pelo PAR, se mantém evidente, tanto para os empregos, quanto para os salários na construção civil. Verifica-se que esses aumentos cheguem a 16,8% para os empregos um ano após a criação do programa, e a 16,7% de aumento após dois anos.

Em relação aos salários, no primeiro ano após o início do programa ocorre um aumento salarial de até 6,4% e quando se trata do segundo ano após o início temos um aumento de até 5,4%. Todos os resultados possuem significância estatística.

Contudo, incluímos covariáveis em nosso modelo, de acordo com a estratégia de [Imbens e Lemieux \(2008\)](#), para verificar se os resultados se mantém e se nossos estimadores são realmente robustos e precisos. Sendo assim, na coluna 1 e 2 (forma linear) da [Tabela 6](#) temos como resultados de nossas estimações um percentual positivo de 13% e 12% em relação aos empregos, ambos significantes estatisticamente.

Em sua forma quadrática (colunas 3 e 4) os resultados se mantém positivos e significantes, com um percentual de 13,2% e 12,1% respectivamente. Os anos subsequentes também apontaram uma variação positiva e relevante de 12,9% a 15,2% nos dois primeiros anos, nos modelos lineares. Nos modelos quadráticos apresentaram variações também positivas com significância de 12,9% a 15,3% nos dois primeiros anos. Quanto aos resultados sobre

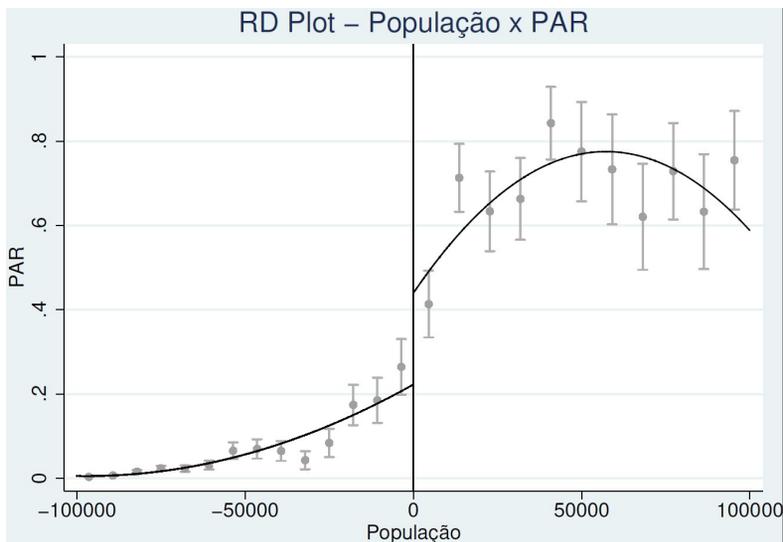


Figura 1. População sobre o Par.

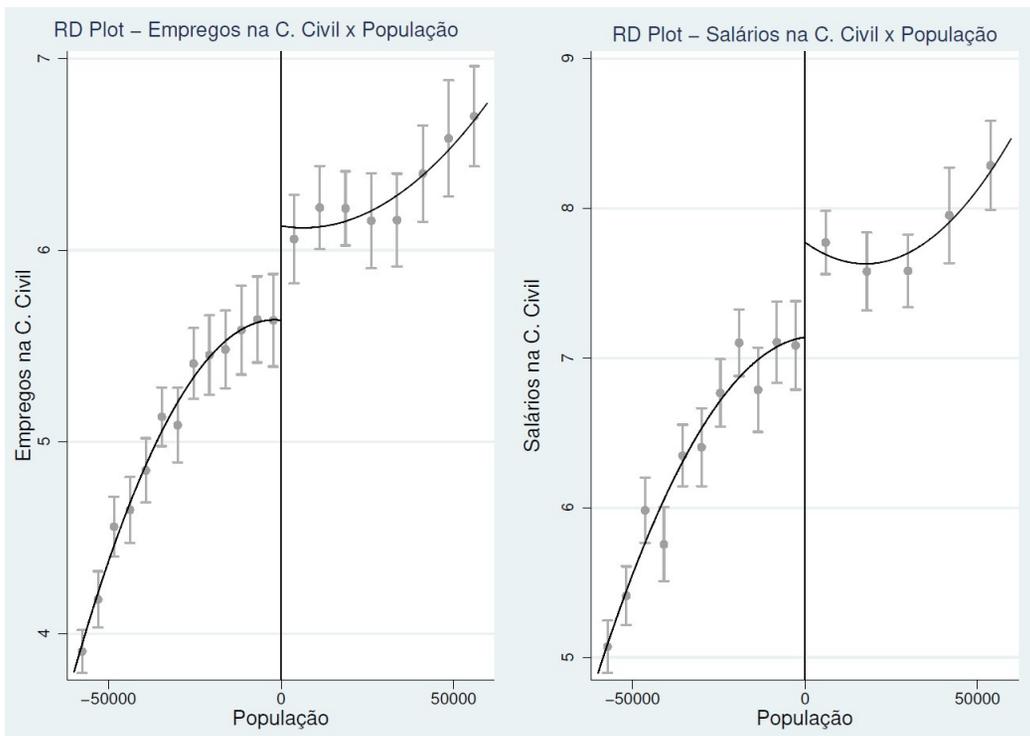


Figura 2. Financiamento Habitacional sobre Empregos e Salários.

Tabela 6. Financiamento Habitacional sobre Mercado de Trabalho na Construção Civil – Com Variáveis de Controle.

Variável	Pessoas Empregadas					Salários dos Empregados				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Painel A: Ano de Início										
PAR_t	0,130*** (0,018)	0,120*** (0,015)	0,132*** (0,018)	0,121*** (0,015)	-0,227 (0,193)	0,013 (0,037)	0,012 (0,033)	0,009 (0,049)	0,010 (0,041)	-0,022 (0,038)
Painel B: Anos Posteriores										
PAR_{t+1}	0,146*** (0,018)	0,129*** (0,015)	0,147*** (0,018)	0,129*** (0,015)	-	0,060** (0,030)	0,052** (0,025)	0,069* (0,038)	0,063** (0,031)	-
PAR_{t+2}	0,152*** (0,018)	0,132*** (0,018)	0,153*** (0,015)	0,132*** (0,015)	-	0,051* (0,029)	0,050* (0,028)	0,076** (0,038)	0,066** (0,029)	-
Especificação	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Quad.
Bandwidth	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000
Heckit	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não	Não
Manipulation Test for PAR ($P > T $)	0,2254									
Nº de Observações	5.084	5.295	5.084	5.295	5.085	476	1.983	476	1.984	450

Notas: Vars. Dependente log Quantidade de Empregados e Log Salários. Todas as especificações usam Kernel Triangular. As colunas 1 a 4 são relativas as pessoas empregadas. As colunas 6 a 9 são relativas ao salário das pessoas empregadas. O PAR (Programa de Arrendamento Residencial) estima a descontinuidade de municípios logo acima de 100.000 habitantes. As colunas 5 e 10 refere-se a um teste placebo de um ano antes do início do PAR (2000). Modelo de Correção de Heckman (Heckit) aplicado ao modelo de regressão quando há significância estatística. Erro-Padrão robusto em parênteses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

salários, os estimadores apontaram variação positiva e significante somente após o primeiro ano de implantação do PAR, atingindo um aumento entre 5% a 6% em modelos lineares e entre 6,3 a 7,6% em modelos quadráticos.

5.1 Testes de Robustez

Para validar os parâmetros estimados de nosso modelo, aplicamos quatro testes de robustez. O primeiro teste é referente a resultados obtidos a um ano anterior ao início do PAR, porém espera-se que não apresente significância estatística. O segundo teste, foi uma alteração no *Bandwidth* em relação ao *cutoff*, assim, se houver aumento da janela o modelo deve permanecer estatisticamente significativo. No terceiro teste alteramos o ponto de corte (*cutoff*) estabelecido pelo programa para um outro ponto em 95.000 habitantes e 105.000 habitantes. Como resultado desta troca espera-se que os resultados não tenham significância estatística, demonstrando que o ponto de corte do programa seja único. O quarto e último teste de robustez foi verificar se as covariáveis do modelo não possuem significância estatística.

Com relação ao primeiro teste, observamos nas Tabelas 5 e 6, nas colunas 5 e 10, que os resultados obtidos não apresentaram significância estatística. Com isso verificamos que nenhum outro programa ou atividade antes do PAR possa ter causado alguma influência que alterasse a quantidade de pessoas empregadas e os salários no setor da construção civil.

O segundo teste foi empregado em todas estimações das Tabelas 5 e 6. Verificou-se que, mesmo com a alteração do *Bandwidth*, o modelo permaneceu empiricamente com seus parâmetros significantes estatisticamente.

O terceiro teste, representado através dos resultados da Tabela 7, permite observar que quando alteramos o ponto de corte, tanto para 95.000 habitantes quanto para 105.000 habitantes, os resultados não apresentam significância estatística, demonstrando que o ponto de corte do programa pode ser confirmado como um fator preponderante quanto ao salto de descontinuidade necessário à criação de um contrafactual de qualidade do nosso modelo. Os

Tabela 7. Teste de Robustez do Financiamento Habitacional sobre Mercado de Trabalho na Construção Civil – Alteração do Cutoff.

Variável	Pessoas Empregadas				Salários dos Empregados			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Painel A: Ano de Início								
PAR_t	-4,035 (6,130)	-0,508 (0,983)	0,502 (0,922)	-8,708 (7,209)	-0,260 (0,350)	0,045 (0,158)	-18,533 (180,05)	0,032 (0,824)
Painel B: Anos Posteriores								
PAR_{t+1}	0,053 (0,033)	-0,694 (0,517)	2,829 (3,856)	-0,387 (0,273)	-0,522 (0,286)	-0,184 (0,263)	1,996 (1,408)	-0,403 (0,427)
PAR_{t+2}	-0,011 (0,040)	-0,026 (0,251)	-0,015 (0,342)	0,136 (0,345)	-4,609 (15,953)	0,066 (0,149)	0,177 (0,308)	0,143 (0,905)
Especificação	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Linear	Linear	Quad.	Quad.
Cutoff	95.000	105.000	95.000	105.000	95.000	105.000	95.000	105.000
Bandwidth	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	100.000
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Nº de Observações	503	2.418	503	2.418	474	1.968	474	1.968

Notas: Vars. Dependente log Quantidade de Empregados e Salários. Todas as especificações usam Kernel Triangular. As colunas 1 a 4 são relativas as pessoas empregadas. As colunas 5 a 8 são relativas ao salário das pessoas empregadas. O PAR (Programa de Arrendamento Residencial) estima a descontinuidade de municípios logo acima de 100.000 habitantes. Erro-Padrão robusto em parênteses.
 *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

resultados do quarto teste está apresentado na [Tabela 8](#). Contata-se que quando alteramos a variável dependente para Índice de Theil não observamos qualquer sinal de significâncias nos resultados, o que evidencia que o aumento dos financiamentos está diretamente ligado aos empregos e salários na construção civil e não tem efeito com a covariável utilizada no modelo.

Outra variável dependente que substituímos foi nível de estudo. Novamente não observamos para essa variável qualquer nível de significância estatística que faça aceitar seus resultados, comprovando, assim, que o PAR não exerce influência qualquer sobre o aumento ou redução do nível de escolaridade. Por último, a variável consultas médicas também foi testada, e não sendo significativa estatisticamente. Desse modo, com base nos resultados, pode-se afirmar que o PAR realmente produz um efeito que garante avanços positivos nos empregos e salários na construção civil.

Portando, observa-se que o PAR consegue ser o fator causal de alteração ou de crescimento dos empregos e dos salários no setor da construção civil nos municípios que são tratados pelo programa, proporcionando um aumento considerável e demonstrando que as políticas implementadas vão além de seu escopo principal, tomado dimensões, como neste caso, favoráveis ao desenvolvimento do país.

6. Considerações Finais

O presente trabalho analisou o efeito do financiamento habitacional, tomando como objeto de estudo o Programa de Arrendamento Residencial (PAR), sobre o mercado de trabalho da construção civil. O objetivo principal foi verificar se a existência do programa de financiamento habitacional no município causou alterações na quantidade de pessoas empregadas e no salário das pessoas inseridas no mercado de trabalho da construção civil.

Tabela 8. Teste de Robustez do Financiamento Habitacional sobre Mercado de Trabalho na Construção Civil – Teste sobre Covariáveis.

Variável	Índice de Theil				Nível de Estudos				Consultas Médicas			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Painel A: Ano de Início												
PAR_t	1,507 (1,409)	-0,197 (0,354)	2,592 (2,239)	5,799 (5,814)	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,001)	-0,004 (0,003)	-0,003 (0,002)	0,189 (0,592)	0,360 (0,403)	0,193 (0,719)	0,267 (0,527)
Painel B: Anos Posteriores												
PAR_{t+1}	-2,612 (2,712)	-7,881 (10,881)	2,632 (2,889)	-0,909 (1,151)	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)	0,003 (0,003)	0,003 (0,002)	-0,515 (0,713)	-0,331 (0,609)	-0,610 (0,712)	-0,569 (0,699)
PAR_{t+2}	0,176 (0,193)	-3,317 (8,143)	10,759 (10,337)	4,082 (4,027)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,0008)	0,064 (0,277)	0,017 (0,300)	0,107 (0,271)	-0,008 (0,305)
Especificação	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Linear	Linear	Quad.	Quad.	Linear	Linear	Quad.	Quad.
Bandwidth	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	100.000	60.000	100.000
Nº de Obs.	541	5.443	541	5.443	538	5.348	538	5.348	541	5.417	541	5.417

Notas: Todas as especificações usam Kernel Triangular. Erro-Padrão robusto em parênteses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

Para tal análise, adotamos uma estratégia empírica utilizando um desenho de regressão descontínua. Essa abordagem foi possível, pois o programa possui um critério de que apenas municípios que possuem 100.000 habitantes podem receber os benefícios do financiamento e repassá-los a seus moradores. Esse ponto de corte, instituído pelo programa, permite estabelecer um contrafactual para a análise sobre o efeito proporcionado pelo PAR. Porém, alguns cuidados foram tomados, como por exemplo, problemas de vies de seleção amostral e a manipulação de informações a respeito desse critério de implementação do programa, pois poderiam proporcionar graves erros à nossa estimação. Para o primeiro caso, utilizamos o teste de correção de seleção de Heckman (Heckit), para o segundo caso utilizamos o “*Manipulation Test*” de Cattaneo et al. (2018).

Além, do cuidado metodológico quanto ao instrumento de regressão utilizado, também nos preocupamos com possíveis resultados inconsistentes de nosso modelo devido a problemas de ordem endógena. Para isso, aplicamos testes de robustez como forma de garantir os parâmetros estimados e assegurar uma análise causal ao choque ocorrido nos tratados.

Como resultados de nossas regressões pode-se inferir que o PAR consegue aumentar de 13,4% a 16,8% o número de pessoas empregadas na construção civil, isso já no ano de implementação do programa no município, conseguindo obter um efeito positivo e duradouro nos anos subsequentes. Em relação aos salários das pessoas que trabalham na construção civil, o efeito só aparece após um ano de existência do PAR no município, promovendo um aumento entre 5,2% a 8,2%, se mantendo crescente nos anos subsequentes. Ressaltamos que os resultados apresentados foram todos estatisticamente significativos.

Como complemento da pesquisa, os resultados de todos os testes de robustez aplicados foram condizentes com nossas expectativas, o que garantiu que os estimadores calculados refletissem que os efeitos dos financiamentos habitacionais ocorridos nos municípios tratados realmente são consistentes.

Por fim, podemos concluir que o programa de financiamento habitacional, PAR, consegue promover no mercado de trabalho da construção civil uma melhora considerável nos postos de trabalhos. E nos anos subsequentes também proporciona o desenvolvimento econômico deste setor com o aumento de renda dos trabalhadores.

Referências bibliográficas

- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.
- Bonates, M. F. (2008). O Programa de Arrendamento Residencial – PAR: Acesso diferenciado à moradia e à cidade. *Risco – Revista de Pesquisa em Arquitetura e Urbanismo*, 7, 147–164. <http://dx.doi.org/10.11606/issn.1984-4506.v0i7p147-164>
- Bouillon, C. P. (Org.). (2012). *Un espacio para el desarrollo: Los mercados de vivienda en América Latina y el Caribe*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/handle/11319/3472>
- Brasil – Presidência da República. (2001). *Lei nº 10.188, de 12 de fevereiro de 2001: Cria o Programa de Arrendamento Residencial, institui o arrendamento residencial com opção de compra e dá outras providências*. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/LEIS_2001/L10188.htm
- Brito, J. N. d. S. (2009). *Retroalimentação do processo de desenvolvimento de empreendimentos de habitação de interesse social a partir de reclamações de usuários: Estudo no Programa de Arrendamento Residencial* (Dissertação de Mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre). <http://hdl.handle.net/10183/21267>
- Bushway, S., Johnson, B. D., & Slocum, L. A. (2007). Is the magic still there? The use of the Heckman two-step correction for selection bias in criminology. *Journal of Quantitative Criminology*, 23(2), 151–178. <http://dx.doi.org/10.1007/s10940-007-9024-4>
- CAIXA – Caixa Econômica Federal. (2003). *Programa de arrendamento residencial*. www.caixa.gov.br
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2016). *Regression discontinuity designs using covariates*.
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *Stata Journal*, 18(1), 234–261. <https://www.stata-journal.com/article.html?article=st0522>
- Fujiwara, T. (2015). Voting technology, political responsiveness, and infant health: Evidence from Brazil. *Econometrica*, 83(2), 423–464. <http://dx.doi.org/10.3982/ECTA11520>
- Gelman, A., & Imbens, G. (2017). Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. *Journal of Business & Economic Statistics*. (Published online) <http://dx.doi.org/10.1080/07350015.2017.1366909>
- Heckman, J. J. (1974). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 42(1), 679–94. <http://dx.doi.org/10.2307/1912352>
- Henley, A. (2005). Job creation by the self-employed: The roles of entrepreneurial and financial capital. *Small Business Economics*, 25(2), 175–196. <http://dx.doi.org/10.1007/s11187-004-6480-1>
- Imbens, G. W., & Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615–635. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>
- Monasterio, L. M. (2014). A estranha distribuição da população dos pequenos municípios brasileiros. *Revista Econômica do Nordeste*, 45(4), 109–117. <http://dx.doi.org/https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/112>
- Onibokun, A. G. (1983). *Issues in Nigerian housing: A bibliographic review*. Nigerian Institute of Social and Economic Research (NISER), University of Ibadan.
- Peng, R., & Wheaton, W. C. (1994). Effects of restrictive land supply on housing in Hong Kong: An econometric analysis. *Journal of Housing Research*, 5(2), 263–291. <https://www.jstor.org/stable/24832796>

- Pollakowski, H. O., & Wachter, S. M. (1990). The effects of land-use constraints on housing prices. *Land Economics*, 66(3), 315–324. <http://dx.doi.org/10.2307/3146732>
- Rocha, V. A. d., & Belluzzo, W. (2010). Avaliação do programa de descentralização de gastos públicos no sistema municipal de ensino fundamental de São Paulo. In *38º encontro nacional de economia da anpec*, Salvador, BA. <http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/514-02770290564494fd9766bfc02488caa0.pdf>
- Saks, R. E. (2008). Job creation and housing construction: Constraints on metropolitan area employment growth. *Journal of Urban Economics*, 64(1), 178–195. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jue.2007.12.003>
- Salau, A. T. (1990). The environmental context of urban housing-public services and infrastructural facilities in Nigerian urban centres. *Urban Housing in Nigeria Ibadan: NISER*, 58–88.
- Smith, A. C. (2016). Spring forward at your own risk: Daylight saving time and fatal vehicle crashes. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(2), 65–91. <http://dx.doi.org/10.1257/app.20140100>
- Teixeira, L. P., & Carvalho, F. M. A. d. (2005). A construção civil como instrumento do desenvolvimento da economia brasileira. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*(109), 9–26. <http://www.ipardes.pr.gov.br/ojs/index.php/revistaparanaense/article/view/138>
- Thistlethwaite, D. L., & Campbell, D. T. (1960). Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment. *Journal of Educational Psychology*, 51(6), 309–317. <http://dx.doi.org/10.1037/h0044319>
- Toro, W., Tigre, R., & Sampaio, B. (2015). Daylight saving time and incidence of myocardial infarction: Evidence from a regression discontinuity design. *Economics Letters*, 136, 1–4. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2015.08.005>
- Trochim, W. M. K. (1984). *Research design for program evaluation: The regression-discontinuity approach* (Vol. 6). Sage.
- Zhao, P., Lü, B., & De Roo, G. (2011). Impact of the jobs-housing balance on urban commuting in Beijing in the transformation era. *Journal of Transport Geography*, 19(1), 59–69. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2009.09.008>