

Densidade Urbana e Zoneamento: uma Avaliação do Impacto da Lei dos 12 Bairros na Cidade do Recife

Andrews Augusto Diniz Barros, Doutorando em Economia pelo PIMES/UFPE,
Raul da Mota Silveira Neto, PIMES/UFPE,
Diego Firmino Costa da Silva, PADR/UFRPE

Resumo: Este trabalho tem como objetivo compreender como restrições do uso da terra, no ambiente urbano, podem afetar o adensamento populacional nas regiões abrangidas e não abrangidas pela lei. Diante disso, explorou-se a heterogeneidade gerada através da Lei Municipal nº 16.179, também conhecida como a Lei dos Doze Bairros; pois esta limita a altura dos edifícios apenas em alguns, mas não todos, bairros do Recife. Com a base de informações do Censo Demográfico fornecido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi possível usar uma estratégia espacial de Diferença em Diferenças para mostrar que a restrição não gerou efeito sobre as regiões afetadas pela lei, mas provocou um transbordamento populacional para as regiões não afetadas pela lei. Os resultados principais indicam que houve um aumento em torno de 38% para as regiões não tratadas. A estratégia utilizada e os resultados são fundamentados por alguns testes de robustez.

Palavras-Chave: Restrição do uso da terra urbana. Densidade populacional. Heterogeneidade espacial. Diferença em Diferenças espacial.

Abstract: This paper aims to understand how land use restrictions, in the urban environment, could affect population densities in regions covered and non-covered by the law. We explored a heterogeneity arisen from the enactment of a city-level Height-Restriction-Law (Municipal Law No. 16.719/2001), also known as Twelve Neighborhoods Law, which limited how tall buildings could get in some, but not all, neighborhoods of Recife. With the set of information by the Demographic Census provided by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), we were able to use a spatial Difference in Differences strategy to show that restriction had no effect on regions affected by the law, but caused a spillover effect to regions not affected by the law. The main results indicate that there was an increase by around 38% for the untreated regions. The strategy used and our findings are grounded for some robustness checks.

Keywords: Urban land-use restrictions. Population Density. Spatial Heterogeneity. Spatial Difference in Differences.

ANPEC: Área 10 - Economia Regional e Urbana

Código JEL: H7; R23; R52

1. Introdução

A taxa de urbanização de países latino-americanos cresceu de 22% em 1920 para 63% em 1980 (INGRAM e CARROL, 1981). Embora isso tenha sido relatado a mais de 35 anos, evidenciou que a urbanização desses países ocorreu de maneira muito acelerada. No Brasil, nos últimos quarenta anos, essa taxa aumentou cerca de 30% atingindo aproximadamente 85% em 2010 (IBGE, 2017).

Diante disso, a rápida urbanização pode causar vários problemas sociais, visto que as cidades não tenham tempo para adaptar sua infraestrutura. De acordo com Fujita (1989), a concentração de pessoas causa vários tipos de externalidades, sendo elas positivas ou negativas, onde as principais vantagens são a provisão de bens públicos para essas localidades; por outro lado, o crescimento excessivo da densidade populacional diminui a qualidade ambiental, visto que ela é associada à maior barulho, lixo, crime, diminuição das áreas verdes e congestionamento.

Em Recife, a quarta capital brasileira com maior densidade populacional, o cenário de desenvolvimento urbano parece refletir bem a rápida ocupação urbana no país. Em 1996, foi promulgada a Lei do Uso e Ocupação do Solo, permitindo grandes edifícios na maioria dos distritos da cidade, mas também delimitando áreas com tratamento especial no uso do solo por razões naturais e características próprias. Diante disso, uma alternativa para amenizar problemas decorrentes do adensamento e verticalização de construções nesses distritos foi aplicar uma medida regulatória sobre o uso da terra urbana. O Conselho de Desenvolvimento Urbano de Recife estabeleceu as Áreas de Reestruturação Urbana - ARU (representado na Figura 1), no qual em 30 de novembro de 2001 foi promulgada a Lei dos 12 Bairros.

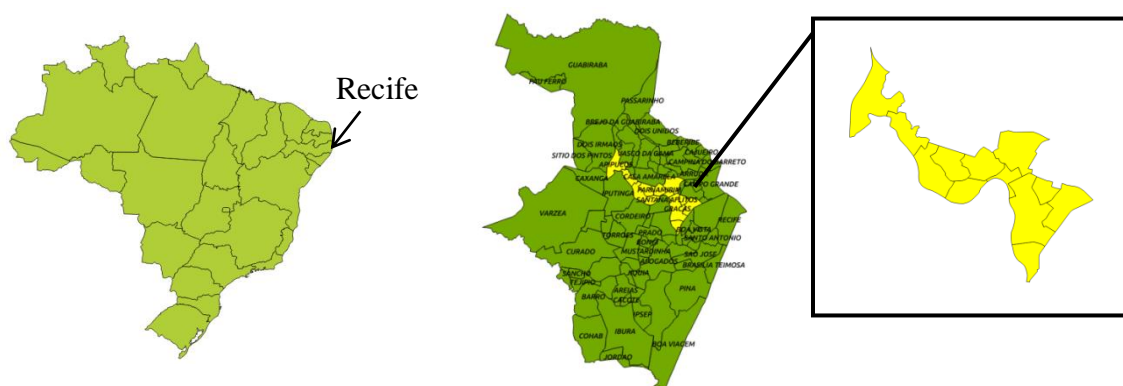


Figura 1 – Brasil, Recife e ARU

A justificativa para nova lei representa o clássico argumento econômico para zoneamento (MCDONALD e MCMILLEN, 2012). Especificamente, a lei limita a altura dos edifícios em doze bairros da cidade para condicionar o uso e a ocupação do solo à oferta de infraestrutura, à tipologia arquitetônica e à paisagem urbana existente.

Apesar da importância desta Lei, poucos são os estudos que procuram analisar seus impactos. Em um dos poucos casos, Dantas et al. (2018) analisaram o impacto da Lei dos 12 Bairros no preço de apartamentos e casas. Para atingir esse objetivo, os autores usaram uma estratégia de Diferenças em Descontinuidade Geográfica para mostrar que a restrição imposta pela lei resultou em distorções nos preços dos imóveis. Os resultados encontrados nesse trabalho indicam que houve uma redução de preço para casas e um aumento de preço para apartamentos. A justificativa para esses resultados é que o preço das casas caiu por causa da redução do potencial econômico da terra, enquanto o preço dos apartamentos aumentou por causa da restrição de oferta.

Há um grande campo de pesquisa que estuda os efeitos teóricos e empíricos das várias formas de regular o uso da terra. Teoricamente, a regulação do uso da terra afeta a oferta de novas construções. Do lado empírico, temos que a maioria dos trabalhos existentes analisa o impacto da regulação no preço dos imóveis (QUIGLEY e RAPHAEL, 2005; IHLANFELDT, 2007; GLAESER e WARD, 2009). A explicação por trás desses estudos empíricos é que a baixa oferta de moradias geraria uma disposição a mais para se pagar em comunidades com maior controle de desenvolvimento.

Relativamente poucos estudos na literatura analisam o impacto da regulação do uso da terra sobre novas construções (MAYER e SOMERVILLE, 2000; KNAPP et al., 2008; JACKSON, 2014). Os resultados encontrados nesses estudos mostram ser de acordo com o esperado teoricamente, ou seja, a regulação do uso da terra provoca uma redução no crescimento da oferta de novas construções. Diante disso, é natural pensar que essa redução de oferta pode afetar também o crescimento demográfico dessas regiões.

Outro importante questionamento é a magnitude do efeito que a regulação do uso da terra urbana gera em um contexto espacial. Antes da delimitação da lei, não há um divisor notório entre as localidades que seriam impostas pela lei e regiões que não foram abrangidas pela lei. A partir do momento da implantação da lei, há um divisor notório entre o potencial econômico da terra entre as demais

localidades. Partindo desse princípio, um dos possíveis efeitos seria um aumento de demanda para as localidades com potencial econômico de terra maior.

Diante do que já foi estudado, esse estudo busca novas complementações acerca do efeito da regulação do uso da terra. O intuito desse trabalho é medir o impacto urbano da regulação sobre a densidade populacional. Especificamente, analisa-se o impacto causal da limitação das alturas dos edifícios na densidade populacional tanto nas regiões que foram afetadas pela lei, quanto pelas regiões vizinhas a essas. Uma das razões para a aplicação desse trabalho é que Rosarinho, um bairro vizinho da área da lei, foi o que mais cresceu em termo populacional na cidade do Recife, crescendo em torno de 54% entre 2000 e 2010. Ou seja, pretende-se identificar se a lei além de impactar as regiões limitadas, também pode ter ocasionado um transbordamento populacional para regiões vizinhas.

Ademais, constatou-se que não há estudos empíricos na literatura que analisam intrinsecamente o impacto da regulação do uso da terra sobre a densidade demográfica para regiões afetadas e não afetadas pela regulação. Para atingir esse objetivo, usa-se um conjunto de dados dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010, assim como uma estratégia para identificar o efeito da política baseado no estimador espacial de diferença-em-diferenças (SDID).

Este trabalho é organizado em sete seções, incluindo esta introdução. A próxima seção fornece uma contextualização da Lei dos 12 Bairros. Na seção 3 aborda-se a metodologia a ser aplicada e a estrutura dos dados. Na seção 4 abordam-se os principais resultados e discussão. Na seção 5 consideram-se outras especificações como testes de robustez. Na seção 6 apresentam-se os impactos da intervenção urbana sobre a densidade domiciliar. Por fim, apresentam-se as considerações finais e implicações do trabalho.

2. Restrição no Uso da Terra Urbana em Recife, Brasil

Fundada em 12 de março de 1537, a cidade do Recife tem algumas peculiaridades em sua formação histórica. Inicialmente, foi uma cidade baseada em um comércio portuário, contribuindo fortemente para o desenvolvimento do comércio na região através da exportação de sua grande produção açucareira. As primeiras áreas urbanas foram guiadas pela prestação de serviços, estas eram localizadas próximo ao centro, particularmente nos distritos centrais de Boa Vista, São José e Santo Antônio. Com o passar do tempo e o crescimento da cidade, devido à composição natural da cidade, a presença do Rio Capibaribe foi um determinante essencial para o surgimento de outras áreas urbanas não tão distantes da parte oriental da cidade. Durante esta evolução, o transporte público facilitou esse movimento e permitiu o desenvolvimento de outros distritos localizados próximos ao centro expandido da cidade, incluindo os distritos das Graças, Derby, Espinheiro e Aflitos. A forte dependência histórica da exportação de açúcar e tradição de prestação de serviços, guiadas por um escopo de políticas urbanas limitadas, condicionaram ao lento espraiamento populacional relativo ao centro da cidade, provocando assim um aumento da densidade nos distritos da parte central.

Diante desse processo, a cidade do Recife apresenta uma população aproximada de 1.6 milhões de habitantes distribuídos em uma área territorial de apenas 217 km², sendo atualmente a quarta capital brasileira com maior densidade populacional, apresentando 7.039,64 hab/km² (IBGE, 2017). Sua área urbana é caracterizada por ter vários distritos com alta densidade populacional, além do mais, com uma maior facilidade de obtenção de crédito habitacional, resulta-se em áreas com mais sensibilidade às mudanças demográficas.

Em 1996, foi promulgada a Lei do Uso e Ocupação do Solo, no qual definiu quatro zonas de urbanização: Zonas de Urbanização Preferencial - ZUP; Zonas de Urbanização de Morros - ZUM; Zonas de Urbanização Restrita - ZUR; e Zonas de Diretrizes Específicas - ZDE. No âmbito geral, nas Zonas de Urbanização Preferencial, a lei permitiu a construção de grandes edifícios em quase todos os distritos da cidade, mas se tratando das Zonas de Urbanização de Morros, Zonas de Urbanização Restrita e Zonas de Diretrizes Específicas, houve um tratamento especial para o uso e ocupação do solo, pois estas zonas são acarretadas por solo de baixo potencial construtivo (ZUM), carência/ausência de infra-estrutura básica (ZUR) e zonas especiais de preservação de patrimônio histórico-cultural, proteção ambiental, interesse social, atividades industriais, centros e aeroporto (ZDE).

Devido à permissão da construção de grandes edifícios na maioria dos distritos da cidade, o Conselho de Desenvolvimento Urbano de Recife estabeleceu as Áreas de Reestruturação Urbana com fim de amenizar dois grandes problemas, um sistema rodoviário sobrecarregado e um sistema sanitário prejudicado. Em 30 de novembro de 2001, foi promulgada a Lei de Reestruturação Urbana (ARU) - Lei dos 12 Bairros (Lei 16.719/01), estabelecendo novas diretrizes em 12 bairros: Derby, Espinheiro, Graças, Aflitos, Jaqueira, Parnamirim, Santana, Casa Forte, Poço da Panela, Monteiro, Apipucos e Tamarineira.

As restrições envolvidas na lei implicaram em limite na altura dos edifícios em torno de 12, 36 e 60 metros nos bairros já então mencionados. Na região que foi limitada a 12 metros, a justificativa da lei foi preservar a paisagem natural, visto que os bairros afetados foram aqueles que bordam o Rio Capibaribe; na região que foi limitada a 36 metros, a justificativa foi preservar a tipologia arquitetônica ainda existente; e na região que foi limitada a 60 metros, a justificativa foi fornecer um equilíbrio entre a área construída e a oferta de infraestrutura viária.

3. Estratégia Empírica

3.1. O Modelo Espacial de Diferença-em-Diferenças

Como de costume em estudos espaciais, precisa-se ter noção de que as regiões apresentam alguma relação entre elas para fazer tal análise, possibilitando a propagação de efeitos nas regiões onde foram afetadas pela política (região tratada) e nas áreas vizinhas (regiões não tratadas).

Delgado e Florax (2015) desenvolveram um modelo que possibilita uma correlação espacial nos tratamentos e uma interação espacial nas respostas do tratamento. Essa interação espacial significa que o efeito do tratamento existe direta ou indiretamente, pois os resultados potenciais não são independentes. Os efeitos de tratamento indiretos são chamados de *spillovers*, resultando uma espécie de contágio. Em adição a isso, Chagas et al. (2016) incorporaram efeitos tradicionais de econometria espacial em seu modelo, possibilitando assim, capturar o efeito dos vizinhos na variável de interesse, assim como controlar por similaridades não observadas que sejam comum a todos.

Seguindo a idéia dos mesmos autores citados anteriormente, é importante incorporar o “*Stable Unit Treatment Value Assumption*” (SUTVA) (RUBIN, 1978, 1990), o que implica que os resultados potenciais de cada indivíduo não são correlacionados com os demais. A violação do SUTVA indica interferência ou interação social, invalidando o efeito causal proposto na metodologia, no qual será explicado mais adiante.

Modela-se com o setup básico de diferença-em-diferenças usando econometria espacial de tal forma que irá decompor o efeito direto e o efeito indireto. O setup básico DID é dado por:

$$y_{it} = \alpha_i + \theta_t + \delta LEI_{it} + \mu(X_{it}) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

onde y_{it} representa o (log) da densidade do setor censitário i durante o período t . O indicador de tratamento binário é definido por LEI_{it} , que toma valor igual a um no setor censitário i que foi afetado pela lei durante o período t , e zero caso contrário. O vetor de controle é definido por X_{it} , contendo informações das características relevantes do setor censitário. Os efeitos fixos de espaço e ano são definidos respectivamente por α_i e θ_t , e μ relaciona X_{it} para y_{it} .

Tem-se então que o efeito causal causado pela restrição do uso da terra seria o parâmetro δ , ou seja, o coeficiente representa a diferença média da variável de interesse depois da imposição da lei menos a diferença média da variável de interesse antes da imposição da lei para setores censitários tratados e não tratados.

$$ETM = \Delta E(y_{it} | \alpha_i, \theta_t, X, LEI)_{tratados} - \Delta E(y_{it} | \alpha_i, \theta_t, X, LEI)_{n\tilde{a}o-tratados} = \delta \quad (2)$$

Então, a operacionalização da interação espacial nas respostas do tratamento será abordada por uso de um operador de atraso espacial L^S , definido como W^S , que é uma matriz de pesos espaciais. O setup básico do modelo espacial de diferença-em-diferenças é dado a seguir:

$$y_{it} = \alpha_i + \theta_t + (\delta + \rho \mathbf{W}_i^S) LEI_{it} + \mu(\mathbf{X}_{it}) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

onde ρ descreve a força da dependência espacial na amostra de observações, ou seja, esse parâmetro vai indicar o efeito indireto do tratamento em todas as regiões (tratadas e não tratadas). Agora pode se calcular os três efeitos que o modelo captura: ETM (Efeito de Tratamento Médio), ETMT (Efeito de Tratamento Médio nos Tratados) e ETMNT (Efeito de Tratamento Médio nos Não-Tratados).

$$ETM = \Delta E(y_{it} | \alpha_i, \theta_t, \mathbf{X}, LEI)_{tratados} - \Delta E(y_{it} | \alpha_i, \theta_t, \mathbf{X}, LEI)_{n\tilde{a}o-tratados} = \delta \quad (4)$$

$$ETMT = \Delta E(y_{it} | \alpha_i, \theta_t, \mathbf{X}, LEI)_{tratados} = \delta + \rho \mathbf{W}_i^S LEI_{it} \quad (5)$$

$$ETMNT = \Delta E(y_{it} | \alpha_i, \theta_t, \mathbf{X}, LEI)_{n\tilde{a}o-tratados} = \rho \mathbf{W}_i^S LEI_{it} \quad (6)$$

Como argumentaram Chagas et al. (2016), essas expressões tornam claro o viés que poderia ser causado apenas usando a metodologia *diff-in-diff*, visto que ela não captura a interação espacial no efeito de tratamento representada por $\rho \mathbf{W}_i^S LEI_{it}$.

Até aqui se tem o caso restrito de Delgado e Florax (2015), não capturando efeitos tradicionais nas interações espaciais, como no *Spatial Autoregressive Model* (SAR) e *Spatial Error Model* (SEM). Para incluir essas interações, assim como Chagas et al. (2016), será necessário primeiramente considerar o modelo em notação matricial, visto que os dados são estruturados em dados de painel, então tem-se que:

$$Y_t = \alpha + \theta_t + (\delta + \rho \mathbf{W}^S) LEI_t + \mu(\mathbf{X}_t) + \epsilon_t \quad (7)$$

Onde $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{nt})$, é um vetor $nt \times 1$ de observações, $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)$, é um vetor $nt \times 1$ de efeitos-fixos regionais, $\theta_t = (\theta_1, \dots, \theta_t)$, é um vetor $nt \times 1$ de efeitos-fixos de tempo, $\mathbf{X}_t = (\mathbf{X}_{1t}, \dots, \mathbf{X}_{nt})$, é uma matriz $nt \times k$ de covariáveis, $LEI_t = (LEI_1, \dots, LEI_t)$, é uma variável *dummy* indicando regiões tratadas, \mathbf{W}^S é uma matriz $n \times n$ de pesos espaciais¹, e $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{nt})$, é um vetor $nt \times 1$ de erros. Os parâmetros a serem estimados são δ e ρ .

Então, a partir da decomposição da matriz \mathbf{W}^S , tem-se que o modelo pode ser definido como:

$$Y_t = \alpha + \theta_t + [\delta + (\rho_1 \mathbf{W}_{T,T}^S + \rho_2 \mathbf{W}_{NT,T}^S)] LEI_t + \mu(\mathbf{X}_t) + \epsilon_t \quad (8)$$

onde ρ_1 significa o efeito vizinhança da região tratada na região tratada, e ρ_2 significa o efeito vizinhança da região tratada na região não tratada. O ponto chave da construção dessa matriz é que além de capturar o efeito externo que as regiões tratadas impactam as regiões não tratadas, ela consegue captar o efeito interno das próprias regiões tratadas.

Diante disso, pode-se incluir um termo espacial autoregressivo como no modelo SAR, assim como um termo de erro, como no modelo SEM, ou ambos. Tem-se então que:

$$\mu(\mathbf{X}_t) = \varphi \mathbf{W}^S Y_t + \mathbf{X}_t \gamma' \quad (9)$$

e/ou

$$\epsilon_t = \lambda \mathbf{W}^S \epsilon_t + \mathbf{T}_t \quad (10)$$

onde na equação (9), γ é um parâmetro $1 \times k$ a ser estimado, e φ é o parâmetro espacial autoregressivo. Na equação (10), \mathbf{T}_t é um vetor de erro, sem correlação espacial, e λ é o parâmetro de erro espacial a ser estimado. Então, a versão completa do modelo é definida como:

¹ Para analisar a decomposição da matriz \mathbf{W}^S , ver Chagas et al. (2016, p. 28-29).

$$Y_t = (I_n - \varphi \mathbf{W}^s)^{-1} \{ \alpha + \theta_t + [\delta + (\rho_1 \mathbf{W}_{T,T}^s + \rho_2 \mathbf{W}_{NT,T}^s)] LEI_t + \mathbf{X}_t \gamma' + (I_n - \lambda \mathbf{W}^s)^{-1} \mathbf{T}_t \} \quad (11)$$

O estimador a ser usado é o de máxima verossimilhança, pois faz com o que termo jacobiano $\ln(I_n - \varphi \mathbf{W}^s)^{-1}$ não seja explosivo (ELHORST, 2014). Além do mais, a estimação baseia-se na rotina de Elhorst para modelos de dados de painel espacial (ELHORST, 2010a,b). De acordo com Elhorst (2010a), a vantagem de usar esse método é que se consegue elaborar rotinas para estimar modelo de dados de painel espacial incluindo o procedimento de correção de tendência proposto por Lee e Yu (2010), mas somente se o modelo de dados de painel espacial contém efeitos fixos e/ou efeito ano, estimativas de efeito direto e indireto, e uma estrutura que define qual o melhor modelo que descreve os dados.

3.2 Dados

Recife é um município brasileiro, capital do estado de Pernambuco, localizando-se na parte costeira no nordeste do Brasil. No último Censo realizado, o município tinha 1.537.704 habitantes, colocando como 1º colocado dentre os 185 municípios do mesmo estado. Comparando com os demais municípios do Brasil, Recife é o 9º colocado de 5.570. Sua densidade demográfica é de 7.039,64 habitantes por quilômetro quadrado, sendo o 2º no estado e 12º colocado no país (IBGE, 2017).

Para analisar o impacto da Lei dos Doze Bairros na densidade populacional em Recife, usam-se dados do Censo Demográfico para os anos de 1991, 2000 e 2010. Além do mais, o conjunto de dados disponíveis possibilitou desagregar os bairros em setores censitários que os compõem. A cidade era formada por 1.107 setores censitários em 1991, 1.212 em 2000, e 1.854 em 2010, tendo então que haver uma compatibilização dos setores para ser plausível a estimação do modelo, que posteriormente será sucintamente explicado.

O processo de compatibilização dos dados se deu justamente pela necessidade de se ter áreas comparáveis ao longo do período a ser analisado, e como há uma distinção entre os setores censitários ao longo dos períodos, foi necessário usar um software de SIG - Sistema de Informação Geográfica. Ademais, não havia informação acerca do mapa territorial de 1991, somente dos anos de 2000 e 2010, mas havia informação acerca da correspondência dos setores e subdivisão de setores entre todos os períodos. Na Figura 2 (a) tem-se o mapa de 2000; Na Figura 2 (b) tem-se o mapa de 2010; e na Figura 2 (c) tem-se o mapa compatível entre todos os períodos.

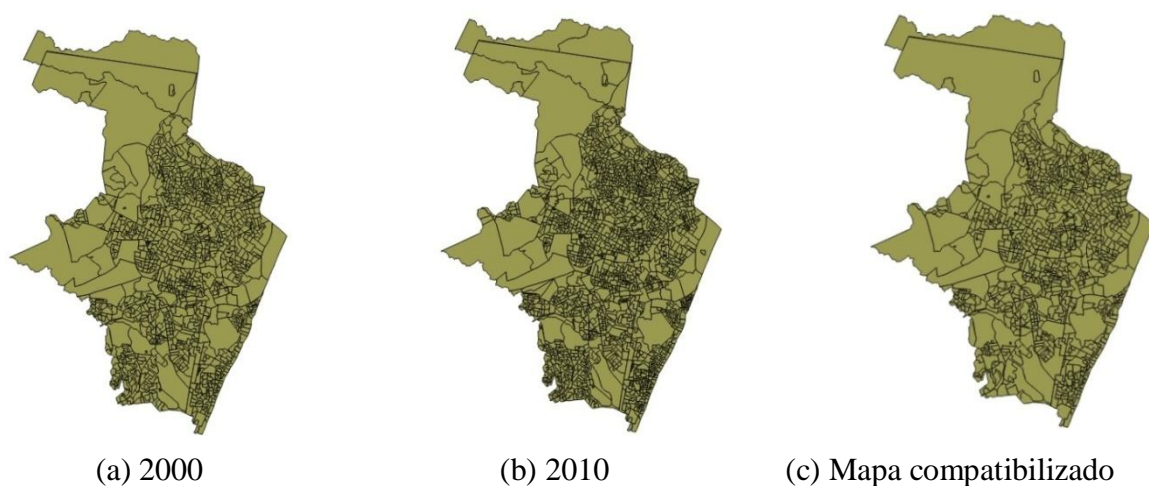


Figura 2 – Compatibilizações dos setores censitários de 1991, 2000 e 2010

Nesse novo mapa, obteve-se um total de 962 setores censitários compatibilizados. Com isso, puderam-se realizar todos os procedimentos cabíveis para estimar o modelo sem nenhum problema de áreas não comparáveis entre todos os períodos.

Diante dos dados, há uma dificuldade em abranger todos os vizinhos das regiões tratadas, visto que há barreiras naturais que possivelmente dificultaria o processo de *spillover* populacional, como é o caso do Rio Capibaribe, ou seja, não seria possível separar o efeito da política do efeito do rio. Portanto, a identificação do problema mais plausível seria a não consideração dos vizinhos que se localizam do outro lado do rio, pois se trata de um acidente natural que moldou de forma bastante acentuada as ocupações das duas margens, além do mais, não há pontes para a ligação entre as áreas dos dois lados.

Na Figura 3 tem-se o mapa para avaliar o efeito da política pública no adensamento populacional. Ao final, tem-se 58 setores tratados e 336 setores não-tratados. É importante mencionar também que em todas as regressões foram utilizadas tendências comuns somente para os setores censitários tratados, embora os resultados obtidos não dependam da consideração das mesmas. A justificativa para não incorporar a interação da variável de tendência com relação aos não tratados, é que se tais tendências influenciassem claramente os vizinhos, tornariam estes últimos tratados (incluídos) pela Lei. Ou seja, não há porque a princípio achar que tal tendência influenciaria os vizinhos.

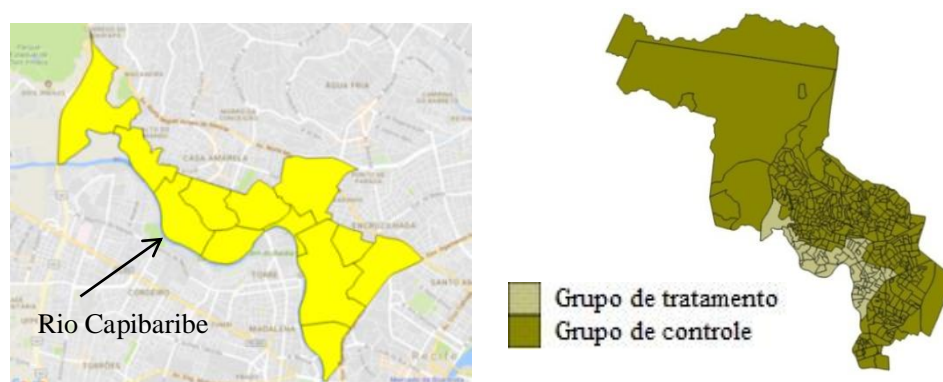


Figura 3 – Áreas de especificação

4. Resultados

4.1. Estatísticas Descritivas

Antes de qualquer interpretação dos dados, é importante ressaltar que há dois grupos de tratamento: um sendo afetado diretamente pela política e o outro sendo afetado indiretamente. Diante disso, as estatísticas descritivas foram geradas para os grupos de tratamento (diretamente), tratamento conjunto (diretamente e indiretamente) e controles, no qual são mostrados na Tabela 1.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

ANO/VARIÁVEIS	G. Tratamento			G. Tratamento Conjunto			G. Controle		
	N	Média	Dp	N	Média	Dp	N	Média	Dp
1991									
Dens. Populacional	58	7350,3	9404,3	97	5760,9	17650,8	297	4932,6	16572
Perc. Domic. Saneados	58	0,95	0,11	97	0,92	0,12	297	0,77	0,18
Perc. Domic. com Água	58	0,99	0,01	97	0,99	0,02	297	0,95	0,1
2000									
Dens. Populacional	58	8132,4	9493,6	97	6255,1	14160,1	297	5186,4	16124
Perc. Domic. Saneados	58	0,99	0,01	97	0,99	0,01	297	0,96	0,08
Perc. Domic. com Água	58	0,99	0,01	97	0,99	0,01	297	0,97	0,07
2010									
Dens. Populacional	58	10126,7	9210,9	97	7311,9	14494,8	297	5458,1	16044
Perc. Domic. Saneados	58	0,99	0,005	97	0,99	0,01	297	0,99	0,05
Perc. Domic. com Água	58	0,98	0,05	97	0,98	0,06	297	0,97	0,08

Fonte: Elaboração própria do autor.

Nota-se que houve um aumento respectivamente de 10,6% e 8,5% na densidade populacional entre 1991 e 2000 para os grupos de tratamento e tratamento conjunto. No grupo de controle, há um acréscimo de 5,1%. No período posterior, há um aumento substancial para o grupo de tratamento, em torno de 24,5%, o que não era esperado, visto que uma das justificativas para Lei dos Doze Bairros era o de controle de crescimento populacional. Além do mais, o tratamento conjunto indica um crescimento em torno de 16,8%. Já no grupo de controle, temos que há um crescimento de aproximadamente 5,2%, o que já era esperado teoricamente. Observa-se também que os serviços de água e saneamento são bastante parecidos, evidenciando que o grupo de controle em sua composição desses dois detrimientos é similar ao grupo de tratamento antes e após a política

4.2. Estimação do Modelo Econométrico

Nessa seção, encontram-se os resultados das estimações dos modelos econométricos. Os resultados se encontram na Tabela 2. O primeiro é um modelo clássico de dados em painel com efeito fixo espacial e temporal, servindo como base para comparação de resultados. O segundo modelo incluem defasagens espaciais nas variáveis de controle. Isso se refere ao *Spatial Lag of X model* (SLX), sendo sugerido por Elhorst e Vega (2017) para capturar *spillover* espaciais em estudos empíricos com variáveis de controle exógenas. O terceiro é o *Spatial Durbin Model* (SDM). Por último, estimou-se o *Spatial Durbin Error Model* (SDEM). Alguns testes comuns desenvolvidos na literatura de econometria espacial são considerados: teste de Multiplicador de Lagrange (ML), ML robusto e critério de comparação Bayesiana. Inicialmente usa-se uma matriz de contigüidade, e posteriormente nos testes de robustez, varia-se o tipo de matriz e define-se o critério de seleção.

Tabela 2 - Resultados

Variável dependente: ln(densidade populacional)	Painel	SLX	SDM	SDEM
Tratamento	0.067392	0.019682	0.046635	0.086188
$W_{T,T}^s$		0.024305	-0.046946	-0.066873
$W_{NT,T}^s$		0.378667***	0.266930*	0.280694*
W^s * dep. var.			0.343910***	
\bar{R}^2	0.0220	0.0322	0.0397	0.0334
ML_lag	96.2900	88.7041		
p-Value	0.000	0.000		
ML_error	95.0360	81.8738		
p-Value	0.000	0.000		
rob ML_lag	1.3650	30.9473		
p-Value	0.243	0.000		
rob ML_error	0.1110	24.1171		
p-Value	0.739	0.000		
Model Prob.	0.000	1.000	0.000	0.000
λ				0.339988***
N	394	394	394	394
T	3	3	3	3

Nota: Todos os modelos incluem variáveis de controle. Os modelos SLX, SDM e SDEM também incluem defasagens espaciais nas variáveis de controle. Adicionalmente, os modelos incluem efeitos fixos de tempo e espaço. Significância estatística: *** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

O modelo clássico em painel indica que a política não apresentou efeito sobre o grupo de tratamento, o que não era de todo esperado, pois uma das justificativas da lei era controlar o adensamento populacional, mas é possível argumentar, contudo, que a Lei ao menos pode ter evitado um adensamento mais rápido na área tratada. Além do mais, de acordo com os resultados obtidos nos modelos espaciais, fica evidente que houve um transbordamento populacional para regiões vizinhas, ou seja, a política gerou um efeito reverso nas regiões não-tratadas, o que era esperado, pois de acordo com a teoria, haveria uma acomodação populacional nas demais regiões.

Todavia, introduziram-se controles espaciais como sugerido pelo teste de ML e ML robusto, indicando indiferença entre a defasagem espacial na variável dependente e no erro. Muito embora de acordo com Elhorst (2014), o poder desses testes ainda precisa ser mais investigado. Além do mais, a abordagem de comparação Bayesiana indicou o SLX como sendo o mais plausível. Nesta situação, o efeito do transbordamento populacional para regiões não-tratadas é de aproximadamente 38% para o modelo SLX.

A Tabela 3 mostra os resultados completos do modelo SLX. De acordo com os sinais das variáveis de controle, apresenta-se o que já era esperado. Regiões com menor acesso a saneamento (água não significativa) apresentam densidades maiores. Isso se dá pelo fato de que essas regiões geralmente são mais pobres, portanto há uma atração maior por conta dos baixos custos de se viver nessas regiões.

Tabela 3 – Resultado completo do modelo SLX

Variável dependente	ln(densidade populacional)	
R^2	0.0380	
\bar{R}^2	0.0322	
σ^2	0.0294	
Durbin-Watson	2.1130	
Nobs,Nvars	1182,8	

Variável	Coeficiente	p-Value
Saneamento	-0.162929	0.049744
Água	0.053808	0.594221
Tendência	0.009927	0.016864
W - Saneamento	0.405675	0.002295
W - Água	-0.202966	0.376726
Tratamento	0.019682	0.870406
$W_{T,T}^s$	0.024305	0.840519
$W_{NT,T}^s$	0.378667	0.002926

5. Testes de Robustez

A fim de fornecer suporte adicional aos resultados, realizaram-se alguns testes de robustez para verificar se o efeito de transbordamento populacional ainda prevalece com outras especificações. Dada a natureza do trabalho empírico, os exercícios se baseiam em alternar o tipo de matriz e gerar outras especificações acerca do grupo de controle. No primeiro momento, verifica-se o mesmo grupo de tratamento e de controle com uma matriz alternativa. Essa matriz é composta pela quantidade de vizinhos mais próximos de cada setor censitário, logo, o critério de seleção para a quantidade ótima de vizinhos é aquela que gerar a maior estimativa no valor da função de máxima verossimilhança. De acordo com o critério de seleção, resultou-se em uma matriz com 10 vizinhos mais próximos.

Na Tabela 4, pode-se ver que o efeito de transbordamento populacional para regiões ainda permanece mesmo mudando a especificação da matriz. Diante disso, a política gerou um efeito aproximado de 52,4% no adensamento populacional das regiões não-tratadas.

Tabela 4 – Teste de robustez com matriz alternativa

	Painel	SLX	SDM	SDM
Tratamento	0.067392	-0.084438	-0.029687	-0.007292
$W_{T,T}^s$		0.179072	0.066917	0.104334
$W_{NT,T}^s$		0.524313***	0.370198**	0.503555***
W^s * dep. var.			0.475035***	
\bar{R}^2	0.0220	0.0383	0.0448	0.0403
λ				0.467997***
No. Obs.	394	394	394	394
T	3	3	3	3

Nota: Significância estatística: *** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Mesmo mudando a especificação da matriz, é importante analisar outras especificações de grupos de controle e tratamento. O ponto chave desse teste de robustez é poder realmente verificar se o efeito prevalece em outras situações. Diante disso, a melhor estratégia seria considerar apenas regiões ao norte do Rio Capibaribe, visto que esse é um divisor natural para o transbordamento populacional para regiões ao sul do rio. Além do mais, alguns desses setores censitários são afetados por outra política pública vigente, que são as Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS) – áreas de assentamentos habitacionais de população de baixa renda (renda familiar média igual ou inferior a três salários mínimos), carência ou ausência de serviços de infraestrutura básica, densidade habitacional não inferior a 30 residências por hectare. Portanto, tais políticas públicas poderiam interferir no efeito causal encontrado na especificação inicial, visto que essas delimitam características sociodemográficas a serem atendidas.

Na Figura 4 (a), tem-se a especificação de um mapa considerando setores censitários que são abrangidos pelas ZEIS, mas não considerando regiões de preservação florestal e histórica. Na Figura 4 (b), tem-se a especificação de um mapa desconsiderando setores censitários afetados por outras políticas públicas vigentes.

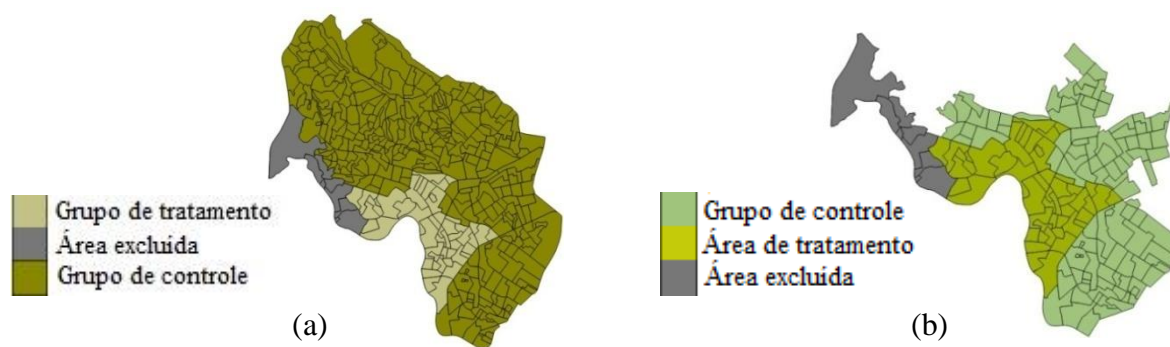


Figura 4 – Outras especificações

Assim como nos resultados principais, considera-se inicialmente uma matriz de contigüidade, posteriormente alterna-se para a matriz de vizinhos mais próximos que gerou o maior valor para a função de máxima verossimilhança.

Na Tabela 5 têm-se os resultados obtidos da especificação que utiliza o grupo de controle da Figura 4 (a) com a matriz contigüidade e a matriz com vizinhos mais próximos. Diante dos resultados, percebe-se que mesmo ao incluir as áreas com ZEIS tem-se o mesmo efeito para regiões não-tratadas. Uma das justificativas para esse resultado é que essas zonas acima do Rio Capibaribe foram criadas antes da imposição da Lei dos Doze Bairros, com isso, não interferindo nos resultados já esperados de acordo com a teoria. Usando a matriz de contigüidade, o efeito nas regiões não-tratadas é de aproximadamente 48%, e usando a matriz com 16 vizinhos mais próximos, o efeito nas regiões não-tratadas é ainda maior, sendo aproximadamente 57%.

Tabela 5 – Resultados da especificação (a)

Variável dependente: ln(densidade populacional)						
	W1			W2		
	Painel	SLX	SDEM	Painel	SLX	SDEM
Tratamento	0.064804	0.004541	0.021274	0.064804	0.155005	0.097416
$W_{T,T}^s$		0.041362	0.033941		-0.210020	-0.124401
$W_{NT,T}^s$		0.480033***	0.373782***		0.574752***	0.554819***
\bar{R}^2	0.1018	0.1295	0.1695	0.1018	0.1532	0.1772
λ			0.338983***			0.568995***
N	356	356	356	356	356	356
T	3	3	3	3	3	3

Nota: W1 = matriz de contigüidade; W2 = matriz com 16 vizinhos mais próximos. Todos os modelos incluem variáveis de controle. Os modelos SLX e SDEM também incluem defasagens espaciais nas variáveis de controle. Adicionalmente, os modelos incluem efeitos fixos de tempo e espaço. Significância estatística: *** p < 0.001; ** p < 0.05; * p < 0.1.

Na Tabela 6 realizou-se o mesmo procedimento da Tabela 5, mas agora considerando a especificação que utiliza o grupo de controle da Figura 4 (b). Nota-se que os resultados obtidos são similares aos encontrados em todas as especificações, portanto é plausível considerar que esse efeito é robusto a mudança de especificação.

Tabela 6 – Resultados da especificação (b)

Variável dependente: ln(densidade populacional)						
	W1			W2		
	Painel	SLX	SDEM	Painel	SLX	SDEM
Tratamento	-0.100381	-0.106890	-0.054915	-0.100381	-0.007355	0.010762
$W_{T,T}^s$		0.016051	-0.026923		-0.179749	-0.159008
$W_{NT,T}^s$		0.473190***	0.365557***		0.441200***	0.397217***
\bar{R}^2	0.1788	0.2015	0.2937	0.1788	0.2622	0.3472
λ			0.283973***			0.374964***
N	151	151	151	151	151	151
T	3	3	3	3	3	3

Nota: W1 = matriz de contigüidade; W2 = matriz com 10 vizinhos mais próximos. Todos os modelos incluem variáveis de controle. Os modelos SLX e SDEM também incluem defasagens espaciais nas variáveis de controle. Adicionalmente, os modelos incluem efeitos fixos de tempo e espaço. Significância estatística: *** p < 0.001; ** p < 0.05; * p < 0.1.

Diante dos resultados, usando a matriz de contigüidade, o efeito nas regiões não-tratadas é de aproximadamente 47%, e usando a matriz com 10 vizinhos mais próximos, o efeito nas regiões não-tratadas é um pouco menor, sendo aproximadamente 44%.

6. Impactos sobre o Adensamento Domiciliar

Nessa seção altera-se a variável de interesse para densidade domiciliar, a razão para tal procedimento é que de acordo com os trabalhos existentes na literatura sobre esse tema, é natural de se pensar que a redução de oferta de novas construções nas regiões afetadas pela lei pode ter ocasionado um aumento de novas construções para regiões vizinhas não-tratadas, e com isso, gerando uma verticalização

de edifícios mais acentuada nessas regiões. Diante disso, aplica-se o mesmo procedimento da seção anterior, ou seja, verificam-se os resultados para os três grupos de especificação com ambas as matrizes.

Na Tabela 7 têm-se os resultados usando a especificação que utiliza o grupo de controle da Figura 3. Diante dos resultados, percebe-se que é bastante similar ao que foi encontrado com a variável dependente sendo densidade populacional, e isso é natural de pensar, pois densidade domiciliar e densidade populacional são duas variáveis correlacionadas. De forma resumida, o modelo em painel indicou que a política não gerou efeito sobre a área tratadas, mas fica evidente que gerou um *spillover* de novas construções para regiões vizinhas. Usando a matriz de contigüidade e de 4 vizinhos mais próximos, os efeitos de *spillovers* são respectivamente em torno de 36% e 63%.

Tabela 7 – Resultados da especificação inicial com densidade domiciliar

Variável dependente: ln(densidade domiciliar)						
	W1			W2		
	Painel	SLX	SDEM	Painel	SLX	SDEM
Tratamento	0.035968	0.159086	0.152625	0.035968	-0.004003	0.017909
$W_{T,T}^s$		-0.166700	-0.206704		0.053027	-0.005477
$W_{NT,T}^s$		0.364433***	0.348537***		0.628381***	0.637021***
\bar{R}^2	0.0689	0.0789	0.1167	0.0689	0.0889	0.1335
λ			0.409985***			0.350977***
N	394	394	394	394	394	394
T	3	3	3	3	3	3

Nota: W1 = matriz de contigüidade; W2 = matriz com 4 vizinhos mais próximos. Todos os modelos incluem variáveis de controle. Os modelos SLX e SDEM também incluem defasagens espaciais nas variáveis de controle. Adicionalmente, os modelos incluem efeitos fixos de tempo e espaço. Significância estatística: *** p < 0.001; ** p < 0.05; * p < 0.1.

Na Tabela 8 têm-se os resultados usando a especificação que utiliza o grupo de controle da Figura 4(a). Nota-se que os efeitos de *spillovers* de novas construções ainda permanecem mesmo alterando a especificação do grupo de controle e a matriz de vizinhança. Usando a matriz de contigüidade e de 16 vizinhos mais próximos, os efeitos de *spillovers* são respectivamente em torno de 43% e 50%.

Tabela 8 – Resultados da especificação (a) com densidade domiciliar

Variável dependente: ln(densidade domiciliar)						
	W1			W2		
	Painel	SLX	SDEM	Painel	SLX	SDEM
Tratamento	0.071560	0.085004	0.074109	0.071560	0.203594	0.209097
$W_{T,T}^s$		-0.039351	-0.007197		-0.262093	-0.216786
$W_{NT,T}^s$		0.431652***	0.360975***		0.503777***	0.582508***
\bar{R}^2	0.1015	0.1259	0.1614	0.1015	0.1517	0.1714
λ			0.387016***			0.601972***
N	356	356	356	356	356	356
T	3	3	3	3	3	3

Nota: W1 = matriz de contigüidade; W2 = matriz com 16 vizinhos mais próximos. Todos os modelos incluem variáveis de controle. Os modelos SLX e SDEM também incluem defasagens espaciais nas variáveis de controle. Adicionalmente, os modelos incluem efeitos fixos de tempo e espaço. Significância estatística: *** p < 0.001; ** p < 0.05; * p < 0.1.

Na Tabela 9 têm-se os resultados usando a especificação que utiliza o grupo de controle da Figura 4(b). Percebe-se que os resultados são similares aos encontrados nas outras especificações. Portanto, é plausível considerar que esse efeito é robusto a mudança de especificação tanto no quesito de área territorial, quanto no quesito de definição dos vizinhos. Usando a matriz de contigüidade, o efeito nas regiões não-tratadas é de aproximadamente 51%, e usando a matriz com 8 vizinhos mais próximos, o efeito nas regiões não-tratadas é um pouco menor, sendo aproximadamente 36%.

Tabela 9 – Resultados da especificação (b) com densidade domiciliar

Variável dependente: ln(densidade domiciliar)						
	W1			W2		
	Painel	SLX	SDEM	Painel	SLX	SDEM
Tratamento	-0.04366	0.008983	0.045360	-0.043657	-0.011392	0.041656
$W_{T,T}^s$		-0.048059	-0.045957		-0.122602	-0.174956
$W_{NT,T}^s$		0.512895***	0.378684***		0.365286***	0.297823***
\bar{R}^2	0.2377	0.2754	0.3396	0.2377	0.3566	0.4289
λ			0.480221***			0.366987***
N	151	151	151	151	151	151
T	3	3	3	3	3	3

Nota: W1 = matriz de contigüidade; W2 = matriz com 8 vizinhos mais próximos. Todos os modelos incluem variáveis de controle. Os modelos SLX e SDEM também incluem defasagens espaciais nas variáveis de controle. Adicionalmente, os modelos incluem efeitos fixos de tempo e espaço. Significância estatística: *** p < 0.001; ** p < 0.05; * p < 0.1.

7. Considerações Finais

Usando uma estratégia empírica baseada em um *diff-in-diff* com dependência espacial, procurou-se gerar evidência acerca do impacto da regulação do uso da terra urbana no adensamento populacional tanto nas regiões afetadas pela regulação, quanto nas regiões não-tratadas. Tais evidências não foram exploradas nos países em desenvolvimento, além do mais, esta é a primeira vez que é usada uma análise espacial de *diff-in-diff* para questões urbanas brasileiras no quesito de regulação do uso da terra.

Geralmente, a maioria dos estudos busca analisar o impacto da regulação do uso da terra urbana nos preços dos imóveis, onde tal efeito é positivamente associado. Mas também há evidências na literatura sobre o impacto da regulação em novas moradias, onde tal efeito é negativamente associado. Contudo, esse trabalho vai além de buscar o efeito da regulação nas regiões afetadas pela lei, em adição a isso, buscou-se estimar o *spillover* espacial para regiões vizinhas e não afetadas pela lei.

Com essas evidências principais, mostrou-se que a política pública não gerou efeito sobre o grupo de tratamento, mas gerou um *spillover* espacial positivo para as regiões não-tratadas. Diante disso, acredita-se que a política não foi eficaz em cumprir seus objetivos, e além do mais, gerou um efeito reverso para as regiões vizinhas. Empiricamente, os resultados mostram que houve um transbordamento populacional de aproximadamente 38% para as regiões não-tratadas.

Os resultados encontrados são consistentes, em parte, com as hipóteses iniciais, visto que se esperava um efeito negativo e significativo para as regiões de tratamento, mas por outro lado, gerou um resultado esperado acerca do transbordamento populacional para as regiões não-tratadas. Além do mais, confirma-se que esse efeito de *spillover* não é condicionado por um único grupo de controle, pois os testes de robustez garantem credibilidade aos resultados e dão suporte ao efeito causal encontrado.

É importante apontar que a regulação investigada neste trabalho pode impactar também outras variáveis, levando, por exemplo, à maior verticalização das áreas vizinhas. Neste sentido, os resultados também apontaram que o maior adensamento populacional das áreas vizinhas também tomou a forma de maior número de domicílios por área. Tal resultado é consistente, por sua vez, com o evidentemente processo de verticalização vivenciado em bairros vizinhos como Rosarinho e Encruzilhada.

REFERÊNCIAS

- Chagas, A.L., Azzoni, C.R., Almeida, A.N. (2016). A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugar cane production on respiratory diseases. *Regional Science and Urban Economics* 59, 24 – 36.
- Dantas, R.N.D, Duarte, G., Silveira Neto, R. M., Sampaio, B. (2018). Height restrictions and housing prices: A difference-in-discontinuity approach. *Economics Letters* 164, 58-61.
- Delgado, M.S., Florax, R.J. (2015). Difference-in-differences techniques for spatial data: local autocorrelation and spatial interaction. *Economics Letters* 137, 123–126.
- Elhorst, J.P. (2010a). Matlab software for spatial panels. *Paper Presented at 4th World Conference of the Spatial Econometric Association*, Chicago.
- Elhorst, J.P. (2010b). Spatial panel data models. In: Fischer, M.M., Getis, A. (Eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer, p. 377–407.
- Elhorst, J.P. (2014). Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels. *Springer*.
- Elhorst, J.P., Vega, S.H., (2017). The SLX model: extensions and the sensitivity of spatial spillovers to W. *Papeles de Economía Española* 152, 34-50.
- Fujita, M. (1989). *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*. Cambridge University Press.
- Glaeser, E.L., Ward, B.A. (2009). The causes and consequences of land use regulation: Evidence from Greater Boston. *Journal of Urban Economics* 65, 265-278.
- IBGE (2017) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acessado em 10 de junho de 2017.
- Ihlanfeldt, K.R. (2007). The effect of land use regulation on housing and land prices. *Journal of Urban Economics* 61, 420-435.
- Ingram, G.K., Carrol, A. (1981). The Spatial Structure of Latin American Cities. *Journal of Urban Economics* 9, 257-273.
- Jackson, K. (2014). Do Land Use Regulations Stifle Residential Development? Evidence from California Cities, *Journal of Urban Economics* 91, 45-56.
- Knapp, G., Meck, S., Moore, T., Parker, R. (2007). Zoning as a barrier to multifamily housing development (Report No. 548). Chicago, IL: Planning Advisory Service, *American Planning Association*.
- Lee, L.F., Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics* 154, 165–185.
- Lei Municipal no. 16.176, de 09 de abril de 1996. Estabelece a Lei de Uso e Ocupação do Solo da Cidade do Recife.

Lei Municipal no. 16.719, de 30 de novembro de 2001. Cria a Área de Reestruturação Urbana - ARU, composta pelos bairros Derby, Espinheiro, Graças, Aflitos, Jaqueira, Parnamirim, Santana, Casa Forte, Poço da Panela, Monteiro, Apipucos e parte do bairro Tamarineira, estabelece as condições de uso e ocupação do solo nesta área (Lei dos Doze Bairros).

Mayer, C.J., Somerville, C.T. (2000). Land Use Regulation and New Construction, *Regional Science and Urban Economics* 30 (6), 659-83.

McDonald, J.E., McMillen, D.P. (2012). The Economic of Zoning, in: N. Brooks, K. Donaghyand G. Knaap (Eds), *The Oxford Handbook of Urban Economic and Planning*, New York, NY: Oxford University Press.

Quigley, J. M, Raphael, S. (2005). Regulation and the high cost of housing in California. *American Economic Review* 95 (2), 323-328.

Rubin, D.B. (1978). Bayesian inference for causal effects: the role of randomization. *The Annals of Statistics* 6, 34–58.

Rubin, D.B. (1990). Formal modes of statistical inference for causal effects. *Journal of Statistical Planning and Inference* 25, 279–292.

APÊNDICE A – RESULTADOS DA ESPECIFICAÇÃO INICIAL COM A MATRIZ DE VIZINHOS MAIS PRÓXIMOS

Variável dependente: ln(densidade populacional)																	
	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9	W10	W11	W12	W13	W14	W15	W16	W17
Tratamento	0.089	0.060	0.239	0.054	0.042	-0.04	-0.08	-0.07	-0.03	-0.09	-0.08	-0.07	-0.07	-0.05	-0.05	-0.07	-0.05
$W_{T,T}^S$	-0.06	-0.03	-0.25	-0.04	-0.03	0.074	0.126	0.100	0.063	0.179	0.175	0.149	0.147	0.126	0.131	0.151	0.122
$W_{NT,T}^S$	0.23*	0.38*	0.42*	0.62*	0.51*	0.40*	0.36*	0.39*	0.43*	0.50*	0.48*	0.47*	0.49*	0.54*	0.56*	0.56*	0.60*
λ	0.15*	0.23*	0.30*	0.35*	0.35*	0.40*	0.42*	0.45*	0.48*	0.50*	0.52*	0.52*	0.53*	0.54*	0.55*	0.58*	0.59*
No. Obs.	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394
\bar{R}^2	0.121	0.125	0.127	0.134	0.128	0.125	0.123	0.122	0.123	0.122	0.122	0.124	0.125	0.126	0.126	0.124	0.122
Log-likelihood	489.2	503.2	515.5	519.2	509.2	510.9	507.2	513.5	514.1	516.8	516.7	514.2	513.0	514.4	515.9	516.5	518.3

Nota: Wi = Matriz com i vizinhos mais próximos. Significância estatística: * p < 0.001.

Variável dependente: ln(densidade domiciliar)																	
	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9	W10	W11	W12	W13	W14	W15	W16	W17
Tratamento	-0.03	0.037	0.179	0.017	0.006	-0.03	-0.08	-0.04	-0.02	-0.05	-0.03	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.06	-0.04
$W_{T,T}^S$	0.068	-0.01	-0.19	-0.01	0.003	0.068	0.135	0.087	0.076	0.145	0.110	0.115	0.118	0.147	0.141	0.201	0.185
$W_{NT,T}^S$	0.24*	0.38*	0.44*	0.63*	0.51*	0.40*	0.37*	0.45*	0.50*	0.51*	0.50*	0.51*	0.53*	0.56*	0.59*	0.61*	0.62*
λ	0.14*	0.22*	0.30*	0.35*	0.36*	0.41*	0.42*	0.47*	0.48*	0.52*	0.54*	0.55*	0.55*	0.57*	0.60*	0.60*	0.61*
No. Obs.	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394
\bar{R}^2	0.121	0.124	0.126	0.133	0.127	0.124	0.121	0.121	0.122	0.118	0.118	0.118	0.120	0.118	0.117	0.116	0.114
Log-likelihood	547.0	556.6	572.3	578.6	571.0	572.7	568.0	574.6	575.0	576.1	577.3	576.3	574.5	576.5	577.8	577.5	577.2

Nota: Wi = Matriz com i vizinhos mais próximos. Significância estatística: * p < 0.001.

APÊNDICE B – RESULTADOS DA ESPECIFICAÇÃO (A) COM A MATRIZ DE VIZINHOS MAIS PRÓXIMOS

Variável dependente: ln(densidade populacional)																	
	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9	W10	W11	W12	W13	W14	W15	W16	W17
Tratamento	0.127	0.090	0.200	0.064	0.085	-0.09	-0.05	-0.07	0.036	0.008	0.008	0.026	0.057	0.098	0.105	0.097	0.156
$W_{T,T}^S$	-0.06	-0.01	-0.13	0.008	-0.03	0.161	0.127	0.135	-0.01	0.036	0.042	-0.01	-0.03	-0.10	-0.11	-0.12	-0.21
$W_{NT,T}^S$	0.23*	0.39*	0.40*	0.61*	0.48*	0.36*	0.37*	0.37*	0.44*	0.55*	0.53*	0.49*	0.52*	0.55*	0.55*	0.55*	0.61*
λ	0.18*	0.26*	0.33*	0.35*	0.36*	0.41*	0.42*	0.44*	0.46*	0.48*	0.49*	0.50*	0.49*	0.52*	0.53*	0.56*	0.54*
No. Obs.	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356
\bar{R}^2	0.162	0.161	0.159	0.172	0.167	0.162	0.163	0.162	0.167	0.173	0.175	0.176	0.181	0.180	0.179	0.177	0.185
Log-likelihood	584.3	593.2	607.2	611.5	599.9	602.4	598.7	600.2	603.6	609.6	608.6	607.0	605.9	609.9	610.0	612.4	611.8

Nota: Wi = Matriz com i vizinhos mais próximos. Significância estatística: * p < 0.001.

Variável dependente: ln(densidade domiciliar)																	
	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9	W10	W11	W12	W13	W14	W15	W16	W17
Tratamento	0.058	0.124	0.148	0.098	0.106	0.005	0.014	0.073	0.162	0.202	0.222	0.215	0.222	0.221	0.216	0.209	0.259
$W_{T,T}^S$	0.020	-0.04	-0.06	-0.02	-0.05	0.068	0.063	-0.03	-0.13	-0.20	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	-0.22	-0.21	-0.29
$W_{NT,T}^S$	0.24*	0.39*	0.42*	0.62*	0.47*	0.37*	0.37*	0.38*	0.46*	0.50*	0.53*	0.50*	0.53*	0.54*	0.55*	0.58*	0.60*
λ	0.17*	0.23*	0.33*	0.36*	0.37*	0.43*	0.43*	0.46*	0.49*	0.52*	0.52*	0.53*	0.52*	0.57*	0.58*	0.60*	0.57*
No. Obs.	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356	356
\bar{R}^2	0.164	0.162	0.158	0.173	0.167	0.164	0.162	0.161	0.165	0.168	0.171	0.173	0.179	0.172	0.171	0.171	0.180
Log-likelihood	694.4	696.2	714.1	723.5	713.7	717.4	712.2	714.1	718.6	723.8	724.1	721.8	720.7	726.0	725.4	726.4	722.6

Nota: Wi = Matriz com i vizinhos mais próximos. Significância estatística: * p < 0.001.

APÊNDICE C – RESULTADOS DA ESPECIFICAÇÃO (B) COM A MATRIZ DE VIZINHOS MAIS PRÓXIMOS

Variável dependente: ln(densidade populacional)											
	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9	W10	W11
Tratamento	0.077	0.070	0.134	-0.002	0.026	-0.154	-0.131	-0.128	-0.014	0.010	0.055
$W_{T,T}^s$	-0.150	-0.103	-0.179	-0.087	-0.134	0.096	0.047	-0.027	-0.153	-0.159	-0.165
$W_{NT,T}^s$	0.248***	0.355***	0.339***	0.410***	0.400***	0.333***	0.332***	0.287**	0.298**	0.397***	0.471***
λ	0.168***	0.292***	0.314***	0.343***	0.336***	0.385***	0.396***	0.382***	0.372***	0.374***	0.383***
No. Obs.	151	151	151	151	151	151	151	151	151	151	151
\bar{R}^2	0.285	0.287	0.288	0.309	0.306	0.298	0.307	0.340	0.344	0.347	0.341
Log-likelihood	210.130	220.766	218.897	223.745	219.237	218.732	219.889	229.316	229.244	229.676	226.969

Nota: W_i = Matriz com i vizinhos mais próximos. Significância estatística: *** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Variável dependente: ln(densidade domiciliar)											
	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9	W10	W11
Tratamento	0.017	0.012	0.064	0.040	0.073	-0.026	-0.023	0.041	0.130	0.195	0.255
$W_{T,T}^s$	-0.034	-0.013	-0.067	-0.099	-0.146	0.007	-0.023	-0.174	-0.272	-0.346	-0.365
$W_{NT,T}^s$	0.252***	0.354***	0.340***	0.422***	0.395***	0.354***	0.345***	0.297***	0.333***	0.375***	0.482***
λ	0.127***	0.247***	0.275***	0.302***	0.320***	0.375***	0.370***	0.366***	0.347***	0.352***	0.349***
No. Obs.	151	151	151	151	151	151	151	151	151	151	151
\bar{R}^2	0.347	0.350	0.352	0.387	0.379	0.366	0.378	0.428	0.434	0.432	0.418
Log-likelihood	322.880	330.320	329.944	342.097	338.821	336.717	338.698	357.119	357.086	356.086	349.710

Nota: W_i = Matriz com i vizinhos mais próximos. Significância estatística: *** $p < 0.001$; * $p < 0.05$; * $p < 0.1$.