

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

JOEBSON MAURILIO ALVES DOS SANTOS

**A VIOLÊNCIA URBANA E O PREÇO DOS IMÓVEIS: evidências de como a
criminalidade afeta o mercado imobiliário**

RECIFE

2018

JOEBSON MAURILIO ALVES DOS SANTOS

A VIOLÊNCIA URBANA E O PREÇO DOS IMÓVEIS: evidências de como a criminalidade afeta o mercado imobiliário

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação (PIMES) do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco como requisito parcial para obtenção do título de mestre em ciências econômicas

Orientadora: Prof.^a Dra. Tatiane Almeida de Menezes

Coorientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto

RECIFE

2018

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

S237v Santos, Jobson Maurilio Alves dos
A violência urbana e o preço dos imóveis: evidências de como a criminalidade afeta o mercado imobiliário / Jobson Maurilio Alves dos Santos. - 2018.
55 folhas: il. 30 cm.

Orientador: Prof.^a Dra. Tatiane Almeida de Menezes e coorientador Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto.
Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2018.
Inclui referências e anexos.

1. Endogeneidade. 2. Economia espacial. 3. Crime. I. Menezes, Tatiane Almeida de (Orientador). II. Silveira Neto, Raul da Mota (Coorientador). III. Título.

338.5 CDD (22. ed.) UFPE (CSA 2018-063)

JOEBSON MAURILIO ALVES DOS SANTOS

A VIOLÊNCIA URBANA E O PREÇO DOS IMÓVEIS: evidências de como a criminalidade afeta o mercado imobiliário

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para a obtenção do título de mestre em Economia.

Aprovado em: 27/02/2018

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr.^a. Tatiane Almeida de Menezes (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto (Examinador Interno)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof. Dr. Diego Firmino Costa da Silva (Examinador externo)
Universidade Federal de Pernambuco

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus orientadores Tatiane Almeida de Menezes e Raul Silveira da Mota pela total paciência e pelos diversos encontros realizados para discutir ideias e formas de conduzir o presente trabalho.

Ao colega Rubens Lopes, um poço de sapiência em geoprocessamento de dados, por estar sempre à disposição nos momentos cruciais da pesquisa. À Deborah Seabra e ao professor Diego Firmino, este por disponibilizar parte dos dados usados nessa pesquisa e àquela por cuidadosamente georreferenciar a extensa base de dados do ITBI da prefeitura da cidade do Recife. Esse trabalho não teria sido concluído sem essas contribuições.

Agradeço ainda aos órgãos governamentais, IBGE, SDS-PE e prefeitura da cidade do Recife pela disponibilização dos dados.

Ao CNPq pelo apoio financeiro concedido para a realização desta pesquisa.

RESUMO

Este trabalho utilizou duas estratégias econométricas para medir o efeito dos crimes sobre o preço do mercado de imóveis. Usando um banco de dados único de uma das maiores cidades brasileiras - Recife, o crime utilizado foi o crime violento contra patrimônio (CVP). Tanto o CVP quanto o preço da habitação apresentam *spillover* espacial, o que gera problema de endogeneidade, e o uso de métodos hedônicos tradicionais na primeira etapa da estratégia econométrica não é capaz de lidar com esse problema. Porém, fazer uso da abordagem hedônica foi útil para isolar os efeitos dos atributos físicos, das amenidades próximas e da microvizinhança dos imóveis para que, em uma segunda etapa, fosse possível medir o impacto do CVP sobre o preço das moradias após controlados tais efeitos. De fato, nem todas as variáveis são observadas pelo pesquisador, portanto, foram omitidas durante a estratégia de estimação na primeira etapa e consistem em fatores que dificultam a medida precisa do efeito do CVP no mercado imobiliário. Assim, adotou-se a abordagem de *instrumental variables* (IV) como forma de acabar com a endogeneidade presente no CVP. O instrumento utilizado foi roubo/furto de veículos nos bairros vizinhos. Além disso, foi feita uma transformação nas variáveis, de acordo com Gibbons, Overman e Patacchini (2015), para que fosse possível eliminar fatores não observados da vizinhança que pudessem determinar conjuntamente as variáveis explicativas e a variável dependente através de um processo de *sorting*. Os resultados obtidos mostram que um aumento de 1% no CVP reduz o preço da propriedade em aproximadamente 0,49%.

Palavras-chave: Endogeneidade. Econometria espacial. Crime. Variável instrumental.

ABSTRACT

This work used two econometric strategies to measure the effect of crimes on the real estate market prices. Using a single database of one of the largest Brazilian cities - Recife, the crime used was the violent crime against property (CVP). Both the CVP and the housing price have spatial spillover, which generates an endogeneity problem, and the use of traditional hedonic methods in the first stage of the econometric strategy is not able to deal with this problem. However, using the hedonic approach was useful to isolate the effects of physical attributes, near amenities and real estate micro-location so that, in a second step, it was possible to measure the impact of CVP on the price of housing after controlling for such effects. In fact, not all the variables are observed by the researcher, therefore, they were omitted during the estimation strategy in the first stage and they consist of factors that make difficult the precise measurement of the effect of the CVP in the real estate market. Thus, the approach of instrumental variables (IV) was adopted as a way of ending the endogeneity present in the CVP. The instrument used was robbery / theft of vehicles in the neighboring neighborhoods. In addition, a change was made in the variables, according to Gibbons, Overman and Patacchini (2015), so that it was possible to eliminate unobserved neighborhood factors that could jointly determine the explanatory variables and the dependent variable through a sorting process. The results show that a 1% increase in CVP reduces the price of the property by approximately 0.49%.

Keywords: Endogeneity. Spatial econometrics. Crime. Instrumental variable.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Gráfico de dispersão de Moran	25
Figura 2 - Distribuição das transações imobiliárias na cidade do Recife 2010-2012.....	28
Figura 3 - Central Business Ditriect (CBD) 2010-2012.....	29
Figura 4 - Malha Ferroviária Urbana da Cidade do Recife e Adjacências 2010-2012.	29
Figura 5 - Postos de polícia nos bairros da cidade do Recife	30
Figura 6 - Setores censitários da cidade do Recife. Censo 2010.....	32
Figura 7 - CVP e roubo/furto de veículo nos bairros de Recife 2010-2012.....	33

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Estatística descritiva das variáveis estruturais, das amenidades e do entorno dos imóvel.....	34
Tabela 2	Estatística descritiva das variáveis socioeconômicas agregadas a nível de bairro.....	37
Tabela 3	Estimação da função de preços hedônicos	39
Tabela 4	Efeito do roubo/furto de veículos da vizinhança sobre o CVP.....	41
Tabela 5	Estimação do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis.....	42
Tabela 6	Estimativas da forma reduzida.....	43
Tabela 7	Efeito do roubo/furto de veículos da vizinhança sobre o CVP.....	53
Tabela 8	Estimação do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis através de OLS e SLS.....	54
Tabela 9	Estimativas de forma reduzida.....	55

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	IMPACTO DAS AMENIDADES E DA VIOLÊNCIA SOBRE O VALOR DAS MORADIAS: AS EVIDÊNCIAS TEÓRICAS E EMPÍRICAS	14
3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	19
3.1	Modelo Hedônico	19
3.2	Estratégia de Identificação	20
3.2.1	Instrumento	23
4	DADOS	27
4.1	Imóveis.....	27
4.2	Amenidades	28
4.3	Entorno dos Imóveis.....	31
4.4	Crimes.....	32
4.5	Análise Descritiva.....	34
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	38
5.1	Estimação do Modelo Hedônico.....	38
5.2	Estimação dos Modelos com Regressões Endógenos.....	41
5.2.1	Resultados da Estimação em dois estágios.....	41
5.3	Discussão	43
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	45
	REFERÊNCIAS	47
	ANEXO A - TABELA DO EFEITO DO ROUBO/FURTO DE VEÍCULOS DAVIZINHANÇA SOBRE O CVP.....	53
	ANEXO B - TABELA DA ESTIMAÇÃO DO EFEITO DO CVP SOBRE O PREÇO DOS IMÓVEIS ATRAVÉS DE OLS E 2SLS.....	54
	ANEXO C - TABELA ESTIMATIVAS DA FORMA REDUZIDA.....	55

1 INTRODUÇÃO

O Brasil vivenciou nas primeiras décadas dos anos 2000 um elevado crescimento econômico. Neste período, surgiram alguns programas com o objetivo de recuperar a infraestrutura e a logística do país, bem como para a redução do déficit habitacional. Tal estratégia tornou mais favorável as condições para a aquisição de moradias, o que culminou com um elevado número de transações imobiliárias e com a mudança da configuração urbana em várias localidades no período em questão (PINTO, 2016).

A escolha da moradia, de modo geral, é feita levando-se em consideração os fatores intrínsecos e extrínsecos associados aos imóveis, onde os fatores intrínsecos são as características inerentes aos imóveis como tamanho da área construída, número de quartos, de banheiros, etc., enquanto os fatores extrínsecos são as características associadas à localização e as amenidades que circundam o imóvel, tais como praias, shoppings, parques, segurança, entre outros (FÁVERO; BELFIORE; LIMA, 2008). Neste contexto, o presente trabalho busca identificar o impacto da violência urbana na determinação dos preços dos imóveis.

Para tanto, foi empregado um conjunto de dados únicos disponíveis para cidade do Recife, o qual contém informações tanto de violência urbana como de preço de venda imóveis por bairro. Este banco tem informações georreferenciadas de todas as transações formais de compra e venda de imóveis, como também, as taxas de criminalidade para todos os bairros de Recife, ambos para os anos de 2010 a 2012. A hipótese assumida no presente estudo é que a taxa de criminalidade nas áreas onde os imóveis estão localizados, afetam negativamente seu preço.

Recife tem a quinta maior região metropolitana do Brasil e tem uma população de 1.537.704 de habitantes (de acordo com Censo demográfico de 2010) e assim como as demais grandes cidades do país experimentou não só um elevado crescimento econômico durante a primeira década dos anos 2000 como também um aumento nos índices de violência. De fato, Recife está entre as 50 cidades mais violentas do mundo, segundo o Conselho Cidadão para a Segurança Pública e Justiça Penal, uma organização não governamental (ONG) do México¹.

A cidade do Recife, seguindo a tendência de diversas capitais brasileiras, teve um aumento significativo no número de venda de imóveis entre os anos de 2010 e 2012. Diversos acontecimentos impulsionaram as vendas de imóveis nesse período não só na capital de

1- Ver <http://www.businessinsider.com/the-most-violent-cities-in-the-world-2014-11?op=1>. Acessado em 24/05/2017.

Pernambuco, mas também em toda a sua região metropolitana. Devido à concessão de crédito ao setor imobiliário por meios de programas do Governo Federal (Minha Casa Minha Vida, entre outros), as vendas de imóveis foram bastante expressivas a partir de 2010, onde houve uma nova fase de expansão do financiamento imobiliário, uma vez que com a retomada do crescimento econômico, o crédito voltou a se ampliar e o número de imóveis financiados saltou de 296.765 em 2009 para 416.355 em 2010 (PINTO, 2016). Outros fatores, como a escolha da região metropolitana de Recife (RMR) como umas das sedes onde ocorreriam jogos da copa da copa do mundo de futebol e a vinda de diversas empresas para o porto de Suape, fizeram as transações imobiliárias crescer em toda a região.

A violência urbana é a amenidade negativa que mais afeta a qualidade de vida das pessoas e seu efeito sobre os indivíduos pode se dá por canais distintos tais como pela via psicológica que traz sérias consequências para o desenvolvimento tanto emocional quanto comportamental das pessoas e tem consequências ainda mais graves em jovens; pela via social quando a violência é fruto de diferenças socioeconômicas entre grupos e pela via econômica quando ela afeta, o funcionamento comercial das regiões ou os preços praticados de um determinado mercado como o de imóveis, entre outras coisas. (GAMA; SCORZAFAVE, 2013). Isso tem reflexo na configuração das cidades, pois, na hora de decidir onde morar, as pessoas tendem a procurar áreas mais seguras, o que faz o preço das moradias e o adensamento aumentar em algumas regiões em detrimento de outras menos seguras. Assim, a configuração da cidade pode ser modificada com a persistência de altos índices de criminalidade em determinadas áreas, pois a violência gera um custo social ao trazer prejuízos econômicos para proprietários de imóveis e para os locatários quando estes são vítimas de crimes. Isso proporciona uma piora no padrão de convivência social (BRUECKNER, 2011).

Com o objetivo de investigar o impacto da violência sobre o preço das moradias, foram empregadas, nesta dissertação, algumas estratégias empíricas a começar pela estimação da função de preços hedônicos que foi utilizada como estratégia para controlar os diversos fatores que afetam o preço do imóvel (que não a violência) e para se evitar fazer agregações de variáveis, uma vez que as taxas de criminalidade utilizadas nesta pesquisa está em nível de bairro, enquanto os preços dos imóveis estão disponíveis por moradia e advém do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) disponíveis para cidade de Recife Nessa estimação foram incluídas as variáveis dos atributos físicos dos imóveis, das principais amenidades da cidade, como distancia à praia, ao centro de negócios (CBD), às áreas verdes, aos postos de polícia, entre outras, além de variáveis que capturam os efeitos da microlocalização, delimitada pelo setor censitário, e que auxiliam no isolamento do efeito das características do

entorno dos imóveis sobre seus preços. Ainda foram utilizadas *dummies* para capturar o efeito fixo dos bairros que serviu de variável dependente na segunda etapa da estratégia empírica (COMBES *et al.*, 2010).

Após a estimação da função de preços hedônicos, passou-se a mensurar o efeito que os roubos/furtos contra pessoas e estabelecimentos comerciais (CVP) têm sobre a parcela do preço dos imóveis que é devida a macrolocalização (bairros). Germano e Neto (2015) mostraram que na cidade do Recife prevalece a macrossegregação residencial, isto é, a distribuição espacial das famílias é determinada por padrões socioeconômicos que levam determinados grupos com perfil social semelhante a se localizarem em determinadas áreas da cidade. Isso implica em uma maior variabilidade dos indicadores socioeconômicos e sociodemográficos entre os bairros e, conseqüentemente, uma maior variância nos índices de criminalidade.

Nem todas as variáveis que determinam o preço dos imóveis são observadas pelo pesquisador, estas, por conseguinte, ficaram omitidas durante a estratégia de estimação e consistem em fatores que dificultam uma mensuração precisa do efeito da violência sobre o preço dos imóveis, pois fatores não observados podem determinar conjuntamente o preço das moradias e a violência nas regiões. Em consonância com Menezes *et al.* (2013) e Gibbons (2004), explorou-se o *spillover* espacial dos crimes para se propor uma variável instrumental (roubo/furto de veículos nos bairros vizinhos) para resolver o problema de endogeneidade entre a violência e preço dos imóveis, e para que o instrumento aqui proposto pudesse atender as condições de relevância e exogeneidade, foi preciso fazer uma transformação no modelo empregado na segunda etapa para que fosse possível eliminar a influência de não observáveis espacialmente correlacionados como feito em Gibbons (2004) e Gibbons, Overman e Patacchini (2015).

A estimação da função de preços hedônicos segue Seabra, Menezes e Neto (2016) que estimaram tal função para a cidade do Recife no ano de 2011. Apesar desses autores mensurarem o impacto da violência sobre os preços do mercado imobiliário, estes não isolam os efeitos da microvizinhança nem consideram a presença dos postos de polícia nas estimações. Além disso, possíveis problemas de endogeneidade não são considerados na estratégia empírica. Assim, o presente estudo contribui para a literatura de valoração de imóveis ao identificar e tratar os problemas de endogeneidade presente nos dados que impedem a correta mensuração do impacto da violência sobre os preços, o que representa um avanço em relação aos trabalhos já realizados para as cidades brasileiras, uma vez que a

estratégia de identificação usada permite que se obtenha estimadores não enviesados do impacto da violência sobre o preço das residências.

Esse trabalho está dividido em mais cinco seções além dessa introdução. No capítulo 2, discute-se acerca das evidências empíricas sobre a precificação dos imóveis por parte dos agentes e quais atributos se mostram mais relevantes para tal precificação. No capítulo 3, apresenta-se os dados utilizados na presente pesquisa e as estatísticas descritivas. No capítulo 4, discute-se a estratégia empírica utilizada para contornar diversos problemas que podem enviesar os resultados. O capítulo 5 contém os resultados e a discussão do trabalho. Finalmente, no capítulo 6, são feitas as considerações finais.

2 IMPACTO DAS AMENIDADES E DA VIOLÊNCIA SOBRE O VALOR DAS MORADIAS: AS EVIDÊNCIAS TEÓRICAS E EMPÍRICAS

A moradia está entre os diversos bens que compõe a cesta de consumo dos agentes. As características inerentes ao imóvel são, sem dúvida, relevantes para decisão de escolha da moradia, e por serem observáveis, é possível determinar quais atributos intrínsecos o consumidor valoriza mais na hora de decidir que tipo de moradia consumir. Contudo, características do ambiente (amenidades), também são importantes para a tomada de decisão e a forma de valorar essas características extrínsecas aos imóveis motivou diversos trabalhos que tinham por objetivo identificar como os atributos da localidade influenciavam o preço da moradia.

De acordo com Rosen (1974), uma forma de mensurar os preços implícitos que os agentes atribuem às amenidades é através da estimação do modelo de preços hedônicos. Este modelo considera que a utilidade de uma unidade do bem (imóvel) é função dos diversos atributos inerentes a tal imóvel (intrínsecos e extrínsecos). Assim, este autor supõe que o consumidor maximiza sua utilidade dada por $U(x, H_i)$ onde, x representa todos os bens, que não moradia, que o agente consome e H_i são as características da moradia. Portanto, a restrição orçamentária (R.O.) do indivíduo de é dada pela expressão $y = x + p(\mathbf{H})$, onde $p_x=1$, $\mathbf{H}=(H_1, \dots, H_n)$ e $p(\mathbf{H})$ é o preço da moradia que é função não linear das características dos imóveis. Assim, o indivíduo maximizará sua utilidade, dada a R. O. não linear, quando $U_H/U_x=p_i$. Desta forma, é possível saber quanto o consumidor está disposto a pagar marginalmente por cada atributo H_i .

Roback (1982) formula um modelo de equilíbrio geral onde é possível verificar como as amenidade locais estão associadas ao valor dos imóveis. Em tal modelo, é possível ver como os salários e os aluguéis dos imóveis são determinados, considerando as amenidades e a possibilidade de arbitragem espacial dos agentes. Tudo mais constante, preços refletem diferencial de qualidade de vida ou de amenidades. A partir do modelo teórico proposto pela autora, é possível criar um índice de qualidade de vida a partir da quantidade de amenidades presentes nas regiões e ordenar as localidades de acordo com a qualidade de vida associada às amenidades consideradas na composição do índice. Evidências empíricas podem ser vistas em Silveira Neto e Menezes (2008).

A partir desse arcabouço teórico desenvolvido em Rosen (1974) e Roback (1982), Kim, Phipps e Anselin (2003) mensuram, através do modelo de preços hedônicos, o valor

marginal do melhoramento da qualidade do ar na cidade Seul, Coréia, que vem enfrentando diversos problemas com a emissão do dióxido de enxofre. Os autores reconhecem que a dependência e a heterogeneidade espacial são fatores que podem influenciar tanto a eficiência quanto a consistência dos estimadores. Desta feita, são usados modelos espaciais que procuram capturar o problema da dependência espacial presente nos dados de preço de imóveis. Assim, utilizando variáveis das características dos imóveis, tais como número de quartos, idade da construção, entre outras, e utilizando variáveis que capturam as amenidades próximas as residências tais como acessibilidade a hospitais, parques, etc., além dos níveis de dióxido de enxofre presente no ar, os autores mostram que uma melhoria na qualidade do ar na cidade, da ordem de 4%, faz o preço do imóvel aumentar de 1,2% a 1,5%, em média.

Azzoni, Carmo e Menezes (2003) utilizou o modelo de preços hedônicos para que fosse possível fazer comparações da paridade do poder de compra entre 11 regiões metropolitanas brasileiras. Esses autores utilizaram a abordagem de preços hedônicos como segunda forma de construir o índice de custo de vida inter-regional na situação onde havia informações não disponíveis. De posse de tal índice, foi possível comparar os custos de vida entre as regiões analisadas. Os resultados obtidos mostraram que devido à forte correlação existente entre a renda e o custo de vida, cidades mais ricas têm um maior custo de vida. Uma vez que os preços hedônicos são preços relativos, os resultados conseguidos permitiram observar uma grande disparidade dos preços relativos entre as cidades. Os autores concluíram afirmando que tais resultados eram esperados em virtude da diferença cultural e da diferença do nível de renda entre as cidades brasileiras.

Filho (2004), através do modelo de preços hedônicos, verificou quais os fatores econômicos que eram determinantes para a formação dos preços dos imóveis para a cidade de Fortaleza. Para isso, ele selecionou uma amostra de transações imobiliárias, no período de 1995-2003, nos segmentos de apartamentos, flats e salas comerciais, e de terrenos urbanos de 1995-1998, e dividiu os demandantes por imóveis em duas categorias: consumidor direto e investidor em imóveis. Os resultados obtidos mostraram que no modelo de preço hedônico irrestrito apenas cinco das vinte variáveis foram significativas. Além disso, foram encontrados sinais diferentes ao esperado para a variável renda, coleta, grau de saneamento, entre outras. O autor justifica que a *proxi* para a renda foi o consumo de energia elétrica e que isso ocasionou o sinal negativo do coeficiente da variável renda. Após a exclusão de algumas variáveis, como forma de obter-se um modelo mais parcimonioso, o autor refaz as estimativas, obtendo melhores ajustamentos do modelo relativamente aos segmentos analisados. Quando o autor considera o consumidor como investidor, são incorporados ao

modelo elementos de finanças e do mercado imobiliário como custo de oportunidade do capital e taxa de vacância. Variáveis como densidade populacional e segurança também são incluídas. A conclusão é que a formação de preços por parte dos agentes investidores está associada ao grau de atratividade do local de imóvel.

Outra evidência empírica pode ser encontrada em Fávero, Belfiore e Lima (2008) que, fazendo uso do modelo de preços hedônicos aplicado aos imóveis da região metropolitana de São Paulo, no ano de 2004, investiga quais os atributos que mais interferem tanto do lado da oferta quanto do lado da demanda por imóveis. Para isso, esses autores utilizam um especificação logarítmica em equações de dois estágios como em Rosen (1974). Eles também utilizam análise fatorial com o objetivo de criar indicadores sociodemográficos, dado que se pretende agrupar as diferentes localidades com perfis sociodemográficos semelhantes. Forma utilizadas variáveis intrínsecas extrínsecas dividida em três categorias: variáveis que afetam apenas a demanda, variáveis que afetam apenas a oferta e variáveis que afetam simultaneamente demanda e oferta. Assim, utilizando especificações logarítmicas, esses autores verificam que os imóveis que estão enquadrados nos perfis sociodemográficos baixo e médio têm as maiores quantidade de varáveis significantes para explicar seus respectivos preços.

Um fator relevante para o precificação dos imóveis é a violência presente nas localidades. Gibbons (2004), utilizando uma estratégia de identificação, verifica que as taxas de criminalidade causam uma diminuição dos preços dos imóveis na cidade de Londres. Para isso, ele utilizou um modelo de preços hedônicos e procurou mensurar o impacto que vários tipos de crime têm sobre o preço das propriedades, controlando pelas características dos imóveis e pelas amenidades da cidade. Ele segue argumentando que os crimes utilizados são correlacionados com fatores não observados dos imóveis, o que os torna endógenos e propõe o uso de instrumentos para eliminar esse problema. As variáveis explicativas de interesse são as taxas de roubos à residência e de dano à residência e como instrumentos são utilizados as taxas de roubos e furtos a estabelecimentos comerciais em regiões vizinhas e como instrumento alternativo, utiliza-se a distância a pontos de vendas de bebidas alcoólicas. Os resultados obtidos mostram um impacto negativo dos crimes de danos a propriedade sobre o valor das o valor dos imóveis.

Pope e Pope (2012) investigam como a queda da criminalidade entre os anos de 1990 e 2000 afetaram o preço dos imóveis nas cidades americanas. Para isso, eles utilizaram a variação das taxas de crimes violentos e crimes contra propriedade como variáveis explanatórias de interesse. Porém, o efeito de varáveis omitidas enviesam os resultados e os

autores utilizam a abordagem de variável instrumental como forma de obter resultados robustos. O instrumento proposto são a variação dos mesmo crimes utilizados como variáveis independentes ocorridos em cidades vizinhas a cidade de interesse. Os autores argumentam que esse instrumento elimina variações anormais nas taxas de criminalidade que não seguem a tendência nacional de variação para esses crimes, um vez que essa variação diferente da variação nacional é endógena. A hipótese assumida por eles é que a ocorrência de choques não observados afetaram de maneira similar áreas com baixos e altos índices de criminalidade. Os resultados mostram que a diminuição de 1% nas taxas de criminalidade elevaram os preços dos imóveis em 0.35%.

Lee, Chang e Wu (2014), utiliza a abordagem de preços hedônicos para mensurar o efeito de diversas características que circundam os imóveis tem sobre seus preços. As variáveis explicativas de interesse são a presença de escolas e os roubos e crimes violentos ocorridos nas regiões onde estão localizados os imóveis. Eles ainda utilizam modelos da econometria espacial, modelos SAR para mensurar o efeito do *spillover* dos preços dos imóveis sobre as demais regiões e depois o modelo SEM e concluem que a presença de escolas tem efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o preço dos imóveis, enquanto o crime de roubo tem efeito negativo e significativo. Já os crimes violentos não tiveram efeito sobre o valor das moradias.

Yilmaz (2015) utiliza modelos hierárquicos para mensurar o impacto das amenidades, entre elas a violência urbana, sobre os preços das moradias na cidade de Roterdã no ano de 2012. Foram utilizados 265.650 dados de imóveis que estão localizadas em 68 bairros da cidade. Os resultados mostram uma relação negativa entre a variável representativa da violência e o preço dos imóveis, porém a não mensuração de efeitos espaciais pode afetar os resultados obtidos. Nesse ínterim, Nils (2016) utiliza dados em nível de rua sobre a venda de propriedades e sobre as taxas de crimes para a Inglaterra e País de Gales e, utiliza uma estratégia de identificação que é baseada em tendências regionais temporais não paramétricas e utilização de efeitos fixos em nível de rua e de área com o objetivo de controlar amenidades não observadas. O resultado obtido foi que crimes violentos diminuem de 0.6% a 1.6% o preço dos imóveis e crimes não violentos causam diminuição de 0.2% a 0.4% nos referidos preços.

Para o caso brasileiro, a mensuração do impacto da violência sobre o valor de mercado dos imóveis pode ser vista em Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), onde estes utilizaram os homicídios ocorridos em um raio de 1,5km dos imóveis na cidade do Recife, além de outras amenidades e verificam o impacto de cada uma na formação do preço dos imóveis.

Ainda foram controlados os efeitos do *spillover* de preços entre os bairros na estimação da função hedônica. Estes concluíram que a violência tem correlação negativa com o preço das moradias e pode ser considerada uma desamenidade urbana.

Em abordagem semelhante, Paixão (2009) utilizou o roubo a transeunte e os homicídios para verificar seu impacto sobre o preço dos imóveis em comerciais na cidade de Belo Horizonte. Este autor utilizou a abordagem hedônica e controlou em seu modelo as características físicas dos imóveis, além de utilizar alguns controles a nível de bairro onde se localizam os imóveis, tais como renda, número de estabelecimentos de comércio e serviços, número de estabelecimentos industriais. Assim, o autor analisa o impacto dos crimes no valor das salas comerciais e lojas e depois sobre o preço dos imóveis residenciais e conclui que tanto os homicídios quanto os roubos a transeuntes depreciam o preço dos imóveis e que os preços das salas comerciais são mais sensíveis às taxas de criminalidade que o preço das lojas.

A mensuração do impacto da violência sobre o preço das moradias também pode ser encontrada em Teixeira e Serra (2006). Estes autores utilizaram taxas de roubos e furtos bem como as taxas de homicídios para a cidade de Curitiba-PR, no ano de 2003, como variáveis representativas da violência. Após adicionar controles dos imóveis e das localidades em um modelo de preços hedônicos, os resultados obtidos foram que para um aumento de 1% na taxa de homicídios reduz o valor de aluguel dos apartamentos em 0.74% e de casas em 0.88%, enquanto os furtos reduzem em 0.007% e 0.02% os valores dos aluguéis de apartamentos e casas, respectivamente.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesse capítulo, será apresentada a estratégia empírica utilizada na dissertação. A mesma se subdivide em duas partes: primeiro foi estimado uma função de preços hedônicos, em consonância com Rosen (1974), com o objetivo de precificar os diversos atributos e características dos imóveis, das amenidades e da microvizinhança que os circundam a partir de características observáveis destas. Em seguida, detalha-se a estratégia de identificação empregada para tratar o problema de endogeneidade presente nos dados e uso modelo de estimadores de efeitos fixos espaciais proposto por Gibbons, Overman e Patacchini (2015).

3.1 Modelo hedônico

Considerando a função de preços hedônicos, onde é possível mensurar o impacto das características observadas dos imóveis e da localidade na formação do seu preço, é possível definir o preço da moradia de tal modo que

$$P_{\text{moradia}} = F(H, A, C, B).$$

H: representa as características intrínsecas ou estruturais do imóvel.

A: representa as amenidades próximas à moradia.

C: representa as características observáveis dos setores censitários.

B: representa características não observáveis dos bairros que podem ter influência na formação do preço imóvel por parte dos agentes.

Para a estimação do modelo de preços hedônicos, far-se-á necessário o uso da especificação *semi-log*, em consonância com Azzoni, Carmo e Menezes (2003) e Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), como o intuito de reduzir desvios de suposições relevantes do *ordinary least squares* (OLS). Utilizou-se ainda o método de erro-padrão robusto à heteroscedasticidade proposto por Withe (1980).

Na especificação proposta, incluiu-se as variáveis das características observáveis dos imóveis, das amenidades e do entorno dos imóveis, delimitados pelo setor censitário, além de *dummies* de bairro com o objetivo de capturar a influência de características não observadas dos bairros na formação do preço dos imóveis. Essa primeira etapa no processo de estimações se deve ao fato de que a principal variável explicativa de interesse que é a taxa de criminalidade está agregada em nível de bairro. Assim, o modelo econométrico, nessa primeira etapa, fica especificado como segue:

$$\ln P_{icbt} = \sum_{t=2011}^{2012} \delta d_t + H_{icbt} \alpha + A_i \varphi + C_{cbt} \pi + \sum_{b=2}^{89} \gamma B_b + \varepsilon_{icbt}. \quad (1)$$

Onde $\ln P_{icbt}$ representa o logaritmo do preço e H_{icbt} representa as características físicas do imóvel i , no setor censitário c , no bairro b , no ano t . A_i representa as distâncias de cada imóvel i para as principais amenidades e C_{cbt} , representa as características do entorno dos imóveis no setor censitário c , no bairro b , no ano t . B_b e d_t são variáveis *dummies* de bairro e tempo, respectivamente, e ε_{icbt} é o termo de erro estocástico. Nas estimações, o ano de 2010 e o bairro dos Afritos foram as categorias suprimidas². Apesar de a cidade do Recife ser composta por 94 bairros, cinco deles não tiveram transações imobiliárias no período analisado, são eles: Córrego do Jenipapo, Cidade Universitária, Ilha Joana bezerra, Pau de Ferro e Peixinhos.

O uso de B_b como *dummies* de bairros segue Combes *et al.* (2010). Essa estratégia foi utilizada nesse trabalho como forma de evitar fazer agregações das variáveis representativas das características físicas, das amenidades e do entorno dos imóveis, pois isso conduziria à estimativas equivocadas dos efeitos das variáveis explanatórias sobre a variável de interesse e também perder-se-ia muitas informações acerca da heterogeneidade dos imóveis transacionados e das características do entorno. Além disso, o uso das *dummies* possibilita capturar a parcela do valor do imóvel que é devido ao bairro onde estes se localizam. Combes *et al.* (2010) apontam que não existirá viés na estimação do modelo hedônico com efeito fixo de bairro incluído, se os agentes fizerem suas escolhas locais, no que tange à moradia, como base no preço médio praticado nas localidades e não no preço de um imóvel específico em determinado ano.

O modelo acima especificado será estimado através do *pooled regression model* ou OLS agrupado. O objetivo aqui é mensurar a contribuição das características não observadas dos bairros na formação dos preços dos imóveis que é obtido através dos coeficientes das *dummies* de bairro. Uma vez estimado o modelo de preços hedônicos, será possível mensurar o impacto que a violência nos bairros tem sobre os preços das moradias isolados do efeito das características intrínsecas e extrínsecas dos imóveis.

3.2 Estratégia de identificação

A estratégia econométrica utilizada nesse trabalho consiste de uma segunda etapa, onde será utilizado os coeficientes estimados das variáveis *dummies* dos bairros, $\hat{\gamma}_b$, como

2- As *dummies* para o ano 2010 e para o bairro dos afritos foram excluídas do modelo para não que não se incorresse na armadilha das variáveis *dummies*.

variável dependente para verificar o impacto das taxa de criminalidade sobre esses valores, já que eles representam a parcela do preço médio do imóvel que é atribuído exclusivamente às características locacionais dos bairros, uma vez que já foram isolados os efeitos das características físicas e do entorno dos imóveis com a estimação do modelo de preço hedônico na primeira etapa. Assim, o modelo econométrico, nessa segunda etapa, fica especificado como segue:

$$\hat{\gamma}_b = \tau C_b + X_b \omega + \mu_b. \quad (2)$$

C_b é a taxa de criminalidade nos bairros ocorridos entre os anos de 2010 e 2012³. X_b é o vetor de características observáveis dos bairros e μ_b é o termo de erro estocástico da segunda etapa.

No modelo especificado em (2), pode haver o problema de variável omitida espacial, pois não está sendo levado em consideração a existência de *spillover* de preços entre as regiões. Outro problema que surge em decorrência do uso do modelo (2), é que como o interesse desse trabalho é medir o impacto que o a taxa de criminalidade, R_b , tem sobre o preço dos imóveis, a especificação não leva em consideração a endogeneidade existente na taxa de criminalidade, R_b , pode estar correlacionada com características não observadas dos bairros, o que tornará as estimativas, mais uma vez, enviesadas e inconsistentes. Existem duas formas pelas quais as características não observadas dos bairros podem estar correlacionadas com a criminalidade e são descritas em Gibbons (2004) onde, em linhas gerais, ele aponta que imóveis de baixo valor ficam localizadas em áreas onde os residentes são, em geral, pobres. Então, se tais residentes tiverem maior propensão a cometer crimes na localidade em que residem, encontrar-se-á uma relação negativa entre preço dos imóveis e taxas de criminalidade. Por outro lado, como apontado por Becker (1968), Gibbons (2004) e Brueckner (2011), criminosos cometem crimes onde o valor esperado do ato delitivo é maior, ou seja, em lugares onde os imóveis têm maior valor e os residentes, maior poder aquisitivo. Nesse caso, espera-se que lugares onde os preços dos imóveis são mais elevados, haja maior incidência de crimes, indicando, assim, uma correlação positiva entre preço de imóveis e taxas de crimes.

De posse das informações acerca dos possíveis problemas de endogeneidade que podem estar presentes no modelo em (2), pode-se reescrever tal modelo com a introdução das

3- Utilizou-se a média de crimes desse período para que não se trabalhar com um período de tempo que possa ter ocorrido um surto de violência ocasionado por diversos fatores tais como greves e/ou paralisações das forças de segurança pública, problemas com celeridade dos julgamentos o que faz com que a probabilidade de condenação diminua e que criminosos voltem às ruas sem cumprir a pena cabível ao seu ato delitivo o que, por sua vez, faz aumentar o número de delitos (BRUECKNER, 2011).

matrizes de pesos espaciais representando a interação entre as regiões, segue Kelejian e Prucha (1998) e Gibbons (2004) e é dada como segue:

$$\hat{\gamma}_b = X_b \omega + \tau C_b + \lambda W \hat{\gamma}_b + \beta W v + \mu_b. \quad (3)$$

$\hat{\gamma}_b$ é o preço dos imóveis após serem isolados os efeitos das variáveis observáveis estruturais, das amenidades presentes no espaço e da microvizinhança na primeira etapa proposta nesse trabalho. C_b é a taxa de crimes e X_b é o vetor de características observáveis dos bairros. $W \hat{\gamma}_b$ é o preço médio dos imóveis dos bairros vizinhos. $W v$ são características não observadas da vizinhança e $W R_b$ é a taxa de criminalidade nos bairros vizinhos. W e M são matrizes de pesos espaciais ($n \times n$) com seus elementos diagonais iguais a zero ($w_{ii}=0$), construída com o intuito de capturar a influência das regiões vizinhas na variável de interesse (VIERA, 2009). Essa matriz de peso espacial representa uma estrutura espacial na qual uma determinada interação socioeconômica ocorre (TYSZLER, 2006). Nas diversas aplicações em econometria espacial e no contexto desse trabalho, considera-se $W = M$ (LESAGE, 2009).

Aqui, deve-se considerar matrizes de ponderação espacial de interação incompleta que, nesse caso, serão intransitivas, não idempotente e não serão do tipo bloco diagonal, o que implica em $W W \neq W$ para considerar que a unidade de observação i não tem influência sobre ela mesma, pois a introdução da matriz W no modelo resultou em um problema de endogeneidade mecânica que é a participação da observação i no grupo capturado por W . Uma forma simples de fazer isso é assumir que os elementos da diagonal da Matriz W são iguais a zero, $w_{ii} = 0$, uma vez que, nessa configuração, a observação i não terá influência sobre ela mesma (GIBBONS; OVERMAN; PATACCHINI, 2015).

A variável explicativa de interesse é a taxa de criminalidade nos bairros, que pode estar correlacionada com a taxa de criminalidade dos bairros vizinhos (MENEZES *et al.* 2013), com as características observadas do próprio bairro, X_b , com as características não observadas da vizinhança, $W v$, e com o termo de erro, μ_b , o que, como já discutido, impõe endogeneidade ao modelo. Para tratar esse problema, utilizou-se a abordagem de *instrumental variables* (IV), onde foi empregada uma variável observada $W R_b$ que atende as condições de relevância e exogeneidade, ou seja,

$$\text{cov}(W R_b, C_b) \neq 0 \quad e \quad \text{cov}(W R_b, \mu_b) = 0.$$

Assim, o primeiro estágio da equação principal em (3) é dado por

$$C_b = \psi W R_b + X_b \phi + \zeta W v + \xi_b. \quad (4)$$

3.2.1 Instrumento

A principal variável explicativa utilizada neste trabalho é o roubo/furto a transeuntes e estabelecimentos comerciais ocorrido nos bairros da cidade do Recife entre os anos de 2010 e 2012, que é denotada, no contexto deste trabalho, como CVP, e como instrumento será utilizado os roubos/furtos de veículos (carros, motocicletas, motonetas) ocorridos na cidade do Recife nos bairros vizinhos aos bairros que representam as unidades de observação *i*. A hipótese que justifica o uso desse instrumento é que criminosos roubam veículos em uma localidade para praticar roubos e furtos em outras, e devido ao nível de agregação em que se encontram os dados na segunda etapa (equações (3) e (4)), o roubo e furto de veículo de um bairro acabam sendo os crimes mais factíveis de serem correlacionados com roubo/furto a transeuntes e estabelecimentos comerciais em outro bairro, dado o tamanho das áreas que compõe cada bairro, que tem, em média, 2.4 km² de extensão que pode ser considerada uma grande extensão territorial para ser percorrida a pé, e a utilização de um veículo acaba por facilitar a ação criminosa. Além disso, os veículos facilitam a fuga dos criminosos reduzindo a probabilidade de captura destes e essa diminuição da probabilidade de captura aumenta a propensão dos indivíduos ao cometimento de crimes (BRUECKNER, 2011).

Não é factível pensar que os bandidos utilizariam veículos próprios para serem usados como meio de fuga quando estão praticando algum ato ilícito, dado a facilidade de identificação pelas vítimas e/ou testemunhas. A saída mais trivial para isso é roubar ou furtar algum meio de transporte que sirva para essa finalidade. Nesse sentido, Cavalcante, Almeida e Araújo (2016) mostra como se dá o *modus operandi*⁴ do crime de roubo a transeuntes no estado do Pará no período de 2011 a 2013, onde eles identificam como os bandidos agem e qual o transporte que utilizam para locomoção. Os dados utilizados foram os registros desses crimes no sistema de segurança pública do estado do Pará e também foram utilizados dados de entrevistas feitas aos delegados de polícia sobre a percepção destes em relação ao *modus operandi* do roubo a transeuntes. Eles concluem que os assaltantes utilizam, na maioria dos casos, armas de fogo e como meio de transporte utilizam motocicletas.

A hipótese assumida neste trabalho é que o roubo e furto de veículos da vizinhança afeta o preço dos imóveis de uma determinada região (bairro) unicamente através do CVP, pois o roubo e furto de veículos não é a medida de violência que tem um efeito direto na dinâmica dos preços dos imóveis entre as localidades. Esse fato encontra respaldo na teoria

4- *Modus operandi* (plural: *modi operandi*) é uma expressão em latim que significa "modo de operação". É utilizada para designar uma maneira de agir, operar ou executar uma atividade seguindo geralmente os mesmos procedimentos. https://pt.wikipedia.org/wiki/Modus_operandi. Acesso em: 08 dez. 2017.

microeconômica que aponta a existência de *moral hazard* no seguimento de seguro de veículo, que ocorre quando os agentes, ao adquirirem seguro para os seus bens, passam a ter menos preocupação com a ocorrência de sinistros haja vista que a empresa seguradora lhe restituirá o valor do bem, na maioria dos casos, em sua totalidade⁵. Sendo assim, a ocorrência de roubo/furto de veículos nas localidades é passível de não ter efeito direto sobre o preço das moradias, pois os agentes já estão resguardados vis-à-vis a ocorrência de tal delito. Neste caso, o roubo/furto de veículo passa a ser visto como um crime sem relevância para a formação de preços no mercado imobiliário no ambiente urbano.

Pesquisas empíricas apontam para existência de *moral hazard* no segmento de seguros de veículos conforme Dionne, Michaud e Dahchour (2010) que, analisando o mercado de seguros francês, encontram evidências de *moral hazard* entre condutores de veículos menos experientes, com menos de 15 anos de prática. Já para o caso do mercado de seguros de veículos brasileiro, mais precisamente para o estado de Pernambuco, Martins, Justo e Pereira (2008) argumentam que uma vez que um indivíduo contrata um seguro para seu veículo, ele deixa de investir em acessórios de segurança, pois já está incorrendo em custos com o pagamento do prêmio cobrado pelas seguradoras. Outra situação levantada pelos autores é que o indivíduo pode obter lucro no caso da ocorrência do sinistro ao receber a indenização, uma vez que seu veículo estava se desvalorizando. Assim, usando um modelo *probit*, concluem que há evidências que apontam a existência de *moral hazard* no mercado de seguro de veículos no estado de Pernambuco, pois há 2,29 mais de roubos de veículos segurados que não segurados e a probabilidade de se encontrar um carro roubado, dado que ele é segurado, é menor.

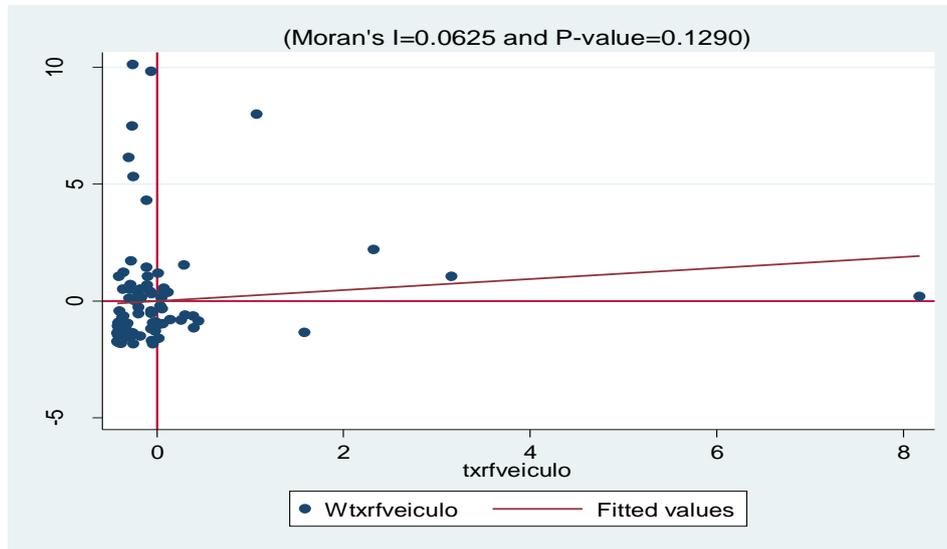
O roubo/furto de veículo parece ocorrer de forma aleatória entre os bairros de Recife, uma vez que, por se tratar de um bem que circula entre as localidades, sua ocorrência pode se dar por questões absolutamente fortuitas. Assim, analisa-se existência de concentração espacial desse tipo de crime entre os bairros através da estatística I de Moran que mensura a correlação espacial global entre uma região e sua vizinhança. A Figura 1 mostra o valor da estatística de Moran onde não é possível constatar correlação espacial⁶ entre a taxa de roubo/furto de

5- A cobertura do seguro em caso de ocorrência de sinistros varia de acordo com o serviço contratado, onde ele pode cobrir o dano parcialmente ou totalmente ou ainda pode cobrar uma franquia para que o contratante possa receber o valor integral do bem. Estas são as formas encontradas pelas empresas seguradoras para dividir parte do risco com o agente contratante.

6- Também utilizou-se o teste *c* de Geary ($c = 0.689$ *p value* = 0.144) e o teste *G* de Getis-Ord ($G = 0.068$ *p value* = 0.226) para mensurar uma possível correlação espacial da taxa de roubo/furto de veículos, porém não se obteve resultados estatisticamente diferentes de zero ao nível usual de significância de 5%.

veículo, uma vez que não se rejeita a hipótese nula de não existência correlação espacial nesse tipo de crime ($p\text{-value} > 5\%$).

Figura 1- Gráfico de dispersão de Moran



Em Gibbons (2004), é utilizado o crime de roubo e dano a estabelecimentos comerciais na vizinhança como instrumento para roubo e dano a propriedades residenciais na área de interesse, uma vez que ambos os crimes podem ser cometidos pelos mesmos criminosos. Esse instrumento só será ortogonal ao termo de erro se toda a correlação espacial das variáveis não observadas entre as localidades for removida, de modo que a $E(\mu_b | Wv, X_b) = 0$.

Mesmo já tendo sido controlado os diversos fatores que podem afetar o preço das moradias no espaço na estimação da função hedônica, ainda pode haver influência de fatores não observados da vizinhança que determinam conjuntamente o preço dos imóveis e as taxas de crimes. Isso faz com que os agentes escolham seus locais de moradias a partir das características não observadas da vizinhança através de um processo de *sorting* (GIBBONS; OVERMAN; PATACCHINI, 2015). Para lidar com esse problema, seguiu-se a estratégia adota em Gibbons (2004) onde será feita uma transformação no modelo (nas equações (3) e (4)) para se obter a versão espacial dos estimadores de efeito fixos que é dada nas equações (5) e (6). Tal transformação elimina os fatores não observados dos bairros vizinhos que podem determinar conjuntamente o preço dos imóveis e a taxa de crimes.

$$\hat{\gamma}_b - W \hat{\gamma}_b = [X_b - WX_b]\omega + \tau[C_b - WC_b] + \rho[Wv - Wv] + \mu_b. \quad (5)$$

A mesma transformação é aplicada ao primeiro estágio da regressão para que se possa capturar o efeito dos roubos/furtos de veículos que ocorre além da vizinhança dos bairros e tem correlação com os CVP. Isso é conseguido através da defasagem de segunda

ordem do roubo/furto de veículos e a diferença entre as defasagens de primeira e segunda ordem desse crime será o instrumento⁷ como mostrado abaixo.

$$C_b - WC_b = [WR_b - WWR_b]\psi + [X_b - WX_b]\phi + \zeta[Wv - Wv] + \xi_b - W\xi_b. \quad (6)$$

Portanto, a versão espacial para o modelo de efeitos fixos é denotada como segue:

$$\widetilde{\gamma}_b = \widetilde{X}_b\omega + \tau\widetilde{C}_b + \mu_b. \quad (7)$$

$$\widetilde{C}_b = \psi\widetilde{WR}_b + \widetilde{X}_b\phi + \widetilde{\xi}_b. \quad (8)$$

$\widetilde{\gamma}_b$, \widetilde{X}_b , \widetilde{C}_b , \widetilde{WR}_b são o preço dos imóveis, as variáveis observadas do bairro b , o CVP contra pessoas e estabelecimentos e o roubo/ furto de veículo da vizinhança, respectivamente após a transformação feita nas equações (5) e (6). Essa transformação se mostra útil, pois ainda que se tenha controlado, na primeira etapa de estimação, as diversas características intrínsecas e extrínsecas aos imóveis, pode-se ainda ter características não observáveis da vizinhança diretamente correlacionadas com as características observáveis dos bairros o que pode influenciar as escolhas locacionais das famílias, o que impossibilita identificar o parâmetro de interesse (τ).

A estimação do parâmetro τ foi feita através do *Two Stages Least Squares* (2SLS), onde τ é a razão entre a regressão populacional de $\widetilde{\gamma}_b$ em \widetilde{WR}_b (que é conhecido como forma reduzida) e entre a regressão populacional de \widetilde{C}_b em \widetilde{WR}_b . Aqui, realiza-se o processo de estimação em dois passos onde primeiro estima-se a equação de primeiro estágio em (8) para se obter o \widetilde{C}_b estimado, que será não correlacionado com o termo de erro, e em seguida utiliza-se \widetilde{C}_b estimado na equação principal em (7) para se obter $\hat{\tau}$ que é consistente para τ .

7- Para se fazer essa transformação, gerou-se o *lag* das variáveis a partir da matriz de contiguidade normalizada em consonância com Drukker *et al.* (2011a) e Gibbons; Overman e Patacchini (2015).

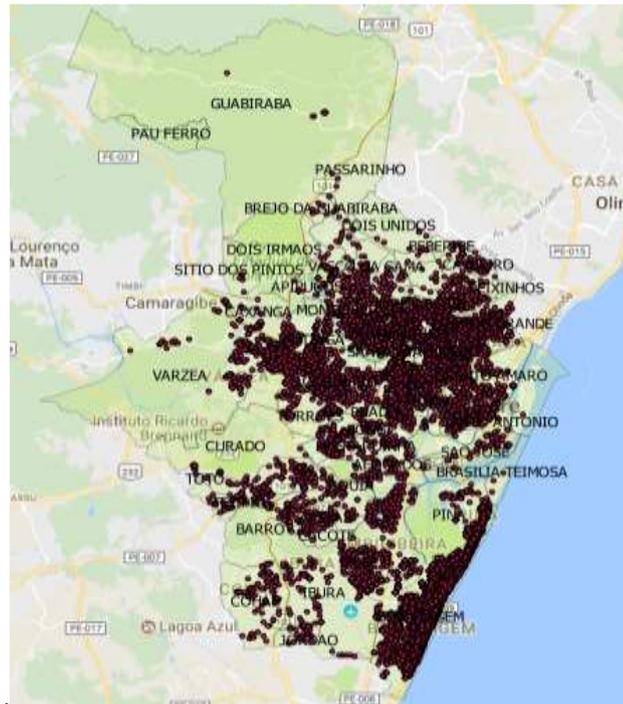
4 DADOS

4.1 Imóveis

Para a realização deste trabalho, foi utilizada a base de dados do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) da prefeitura do Recife no período de 2010-2012, onde consta que foram realizadas 29.052 transações envolvendo compra e venda de imóveis. Nessa base, estão contidas as informações de diversas características dos imóveis que foram transacionados, além de sua localização. Essa base de dados é construída através das transações formais de compra e venda de imóveis e refletem mais fidedignamente o verdadeiro valor do imóvel, uma vez que não há interesse dos agentes envolvidos na transação de subavaliar ou sobreavaliar os imóveis, dado a incidência de pagamento do ganho de capital no futuro, em caso de nova venda, e pagamento de IPTU mais caro, como argumenta Seabra *et al.* (2016). No que tange às características dos imóveis, utilizou-se as informações sobre a idade da construção, o tamanho total da área construída, o tipo de imóvel, nesse caso usou-se uma variável dicotômica que assume o valor 1 se o imóvel é apartamento e 0 se for casa e outra que assume o valor 1 se o apartamento está acima do quarto andar e 0 caso contrário. Usou-se também uma variável dicotômica para o tipo de padrão de construção do imóvel que assume o valor 1 para construção considerada médio padrão e 0 caso contrário e outra que assume o valor 1 para construções de alto padrão (luxo) e 0 caso contrário.

A quantidade de transações imobiliária, através do mercado formal, foi bastante expressiva em alguns bairros da zona sul como, por exemplo, Boa Viagem e Imbiribeira onde ocorreram 8.068 e 1.059 vendas, respectivamente, no período de 2010 a 2012. Já na zona norte, os bairros de Casa amarela e Encruzilhada experimentaram um volume grande de transações imobiliárias atingindo, respectivamente, 1.724 e 1.080 vendas de imóveis no mesmo período.

Figura 2 - Distribuição das transações imobiliárias na cidade do Recife 2010-2012



4.2 Amenidades

Utilizou-se, nesse trabalho, diversas amenidades presentes na cidade do Recife com o objetivo de capturar a influência das características extrínsecas ao imóvel na sua precificação. Como apontado em Alonso (1964), a distância das residências ao centro de negócios (Central Business District - CBD) tem impacto na preferência do local de moradia por parte dos agentes econômicos, uma vez que as oportunidades de emprego são maiores em tal centro.

Os diferentes custos de deslocamento e diferentes preços de uso do espaço urbano fazem com que os agentes maximizem suas utilidades sujeitas a uma restrição orçamentária que leva em consideração o valor pago pelo uso da terra e o custo de se deslocar até o CBD⁸. Assim, foi utilizado o Marco Zero da cidade como uma aproximação do CBD, em consonância com Seabra *et al.* (2016)⁹. Empregou-se ainda outras medidas de amenidades urbanas tais como distância ao metrô, onde, devido às condições precárias de mobilidade, incorporamos uma medida de não linearidade na relação entre os imóveis e a distância ao metrô. Mais especificamente utilizou-se uma especificação quadrática. O mesmo foi feito com

8- Não é consenso na literatura de economia urbana que o valor pago pelo uso da terra diminua com aumento da distância ao CBD, uma vez que as famílias consomem mais espaço à medida que se distanciam do centro.

9- Nesse trabalho, Seabra *et al.* (2016) discute como a formação da renda se dá de forma mais intensa na região do Marco zero a partir do número de instalação de empresas nessa região e da arrecadação do Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS).

a distância ao CBD em conformidade com Gibbons (2004). De acordo com Barbosa (2015), a RMR teve um elevado crescimento no tempo de deslocamento de casa para o trabalho. Esse aumento do tempo de *commuting* é atribuído um maior adensamento urbano. O tempo gasto com o deslocamento é um fator importante para explicar as escolhas locais dos indivíduos o que, por sua vez, tem impacto sobre o preço das moradias (BRUECKNER, 2011; GERMANO; SILVEIRA NETO, 2015).

Figura 3 - Central Business District (CBD) 2010-2012

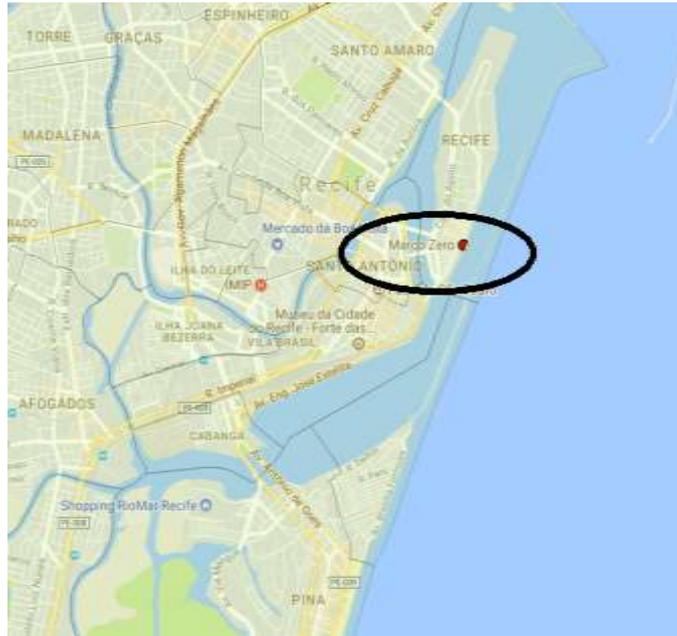


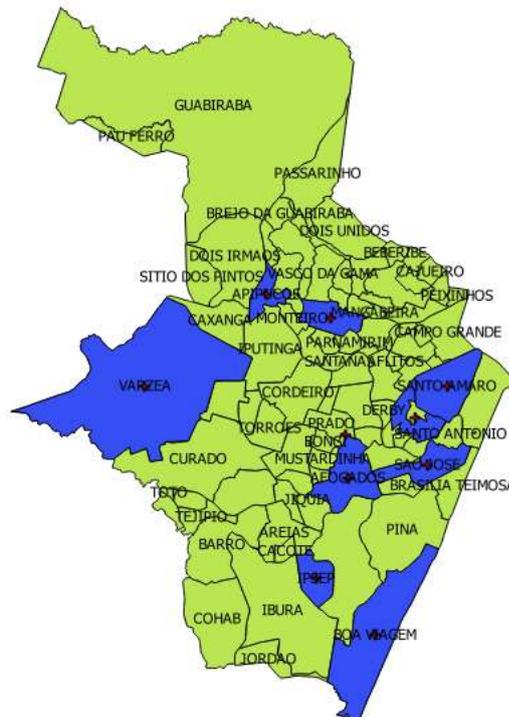
Figura 4- Malha Ferroviária Urbana da Cidade do Recife e Adjacências 2010-2012



Fonte: Companhia Brasileira de Trens Urbanos

Outra medida de amenidade considerada nesse trabalho é a presença de postos de polícia nas proximidades das residências (ARRUDA, 2017; MACHIN; MARIE, 2011; GIBBONS, 2004; TELLA; SCHARGRODSKY, 2004). Aqui, foi utilizada a distância dos imóveis para os batalhões da Polícia Militar (BPM) e para as delegacias da Polícia Civil que funcionam em regime de Plantão.

Figura 5 - Postos de polícia nos bairros da cidade do Recife



O uso dessa variável se deve ao fato de que áreas com maior presença das forças de segurança pública pode aumentar a sensação de segurança para os moradores dessas áreas e isso se refletir na precificação das residências. Arruda (2017) destaca que criminosos evitam agir em áreas onde haja presença de alguma força policial, sendo essas áreas, portanto, consideradas mais seguras.

A escolha dos BPM's se deu por conta destes serem responsáveis pelo policiamento ostensivo, ou seja, que tem como objetivo precípua a ação de presença como forma de prevenir possíveis crimes, enquanto a escolha das delegacias que funcionam diuturnamente foi porque nessas delegacias há uma grande movimentação de viaturas policiais conduzindo pessoas detidas o que faz com que um grande quantitativo policial esteja sempre presente nas áreas que tais delegacias estão localizadas.

As demais variáveis de amenidades foram: distância à praia (Dist_praia), distância para áreas verdes (Dist_áreaverde) e distância ao rio capbaribe (Dist_capib), que como destacam Germano e Neto (2015), são responsáveis pela macrossegregação na cidade do

Recife, uma vez que grupos com renda superior a 10 salários mínimos se concentram próximos a estas amenidades. Também foi utilizada a distância dos imóveis às Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS), (Dist_zeis), que são áreas habitadas por população de baixa renda e em sua composição podem ou não existir favelas. Seabra *et al.* (2016) faz uma discussão detalhada de como essas áreas são compostas e o valor que o uso dessa variável agrega a precificação dos imóveis a partir das amenidades.

4.3 Entorno dos imóveis

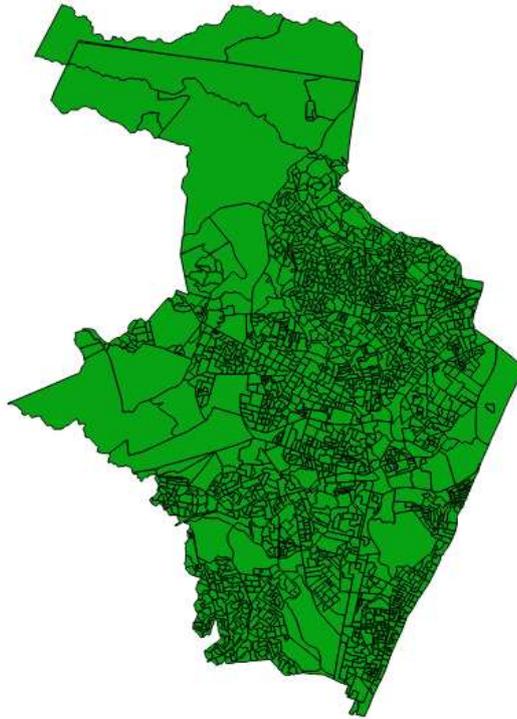
Para isolar o efeito da microvizinhança sobre o preço das residências, usou-se a base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do censo de setor censitário para a cidade do Recife que possibilitou fazer uso de variáveis obtidas na menor área possível para a qual foi possível obter informações sobre o entorno dos imóveis, uma vez que a área de tais setores é a menor área ou unidade territorial que tem sua formação definida por contiguidade e que pode ser integralmente contida tanto na área urbana quanto em área rural, IBGE (2010). A cidade do Recife conta atualmente com 1.854 setores censitários de acordo com o censo 2010.

Para obter tais informações dos setores censitários e atribuí-las como características do entorno dos imóveis, foram empregadas técnicas de geoprocessamento de dados a partir do georreferenciamento dos imóveis constantes na base do ITBI para identificar em qual setor censitário o imóvel está contido. Aqui, foram utilizadas as variáveis de renda domiciliar média, proporção de domicílio que conta com serviço de iluminação pública na face pesquisada ou na sua face confrontante, proporção de domicílio que estão localizados em ruas pavimentadas, proporção de domicílios que não tem esgoto a céu aberto, vala ou córrego na face pesquisada ou na sua face confrontante e proporção de domicílio onde não existia local para depósito e acúmulo de lixo na face pesquisada ou na sua face confrontante. Tais variáveis permitem mensurar o efeito das microvizinhanças que se formam dentro dos bairros sobre o preço das moradias, pois existe heterogeneidade na composição de tais bairros, o que pode caracterizar uma microsegregação urbana.

De acordo com os dados do Censo 2010, a população residente da RMR que vivem em aglomerados subnormais saltou de 7% em 2000 para 29% em 2010 (GERMANO; SILVEIRA NETO, 2015). Esses aglomerados são compostos de assentamentos irregulares tais como favelas, comunidades, etc. Ou seja, mesmo dentro de bairros mais valorizados, podem existir áreas pobres, com infraestrutura precária, onde as pessoas podem ter dificuldades de acesso a serviços públicos como saúde, segurança, educação, mobilidade,

entre outros, e isolar o efeito dessa microvizinhança sobre o preço de mercado das moradias constitui um avanço em relação aos trabalhos já realizados no Brasil sobre o precificação imobiliária.

Figura 6 - Setores censitários da cidade do Recife. Censo 2010

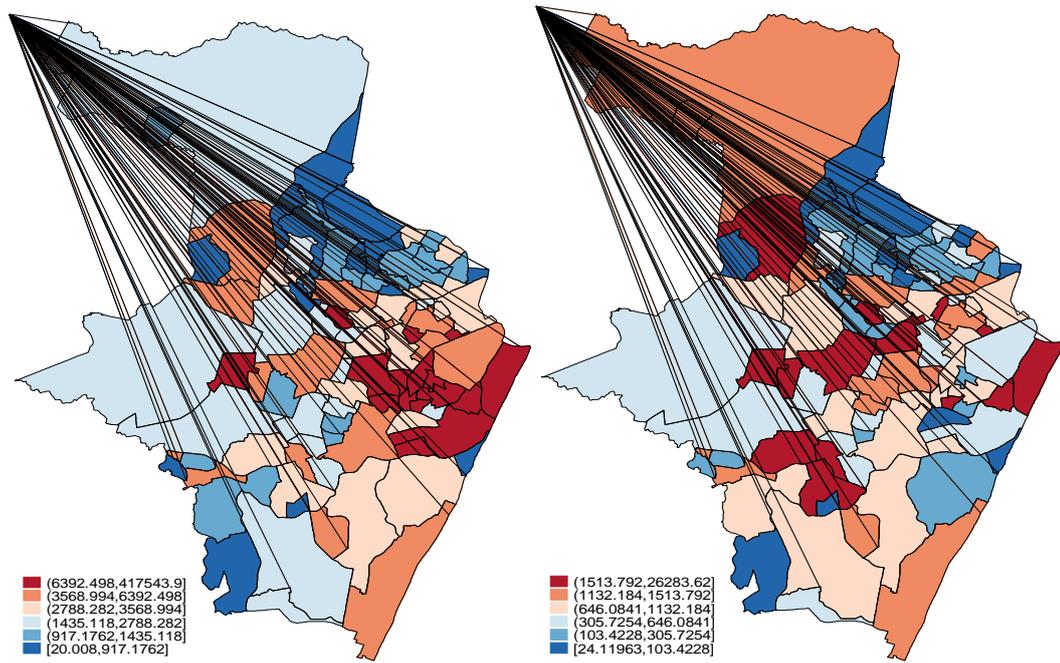


4.4 Crimes

Outra base de dados utilizada é oriunda da Secretaria de Defesa Social de Pernambuco (SDS-PE) onde constam os registros dos crimes que ocorreram nos bairros da cidade do Recife entre os anos 2010-2012. Os crimes aqui usados foram o roubo a transeuntes, o roubo e furto a estabelecimentos comerciais e o roubo e furto de veículos que estão sobre a rubrica de Crimes Violentos Contra o Patrimônio (CVP), que são o tipo de crime que ocorre em maior número na Cidade do Recife. Nesse trabalho, os crimes foram utilizados em taxa por 100 mil habitantes¹⁰.

10- Para calcular a taxa dos crimes utilizados nesse trabalho, foi feito o seguinte cálculo:
 taxa de crime = $\frac{\text{número de crimes}}{\text{população}} * (100.000)$.

Figura 7 - CVP e roubo/furto de veículo nos bairros de Recife 2010-2012



Taxa do CVP por 100 mil hab.

Taxa do roubo/furto de veículo por 100mil hab.

4.5 Análise descritiva

Tabela 1- Estatística descritiva das variáveis estruturais, das amenidades e do entorno dos imóveis

Variáveis	Descrição	Média	D.P.
<i>Estruturais</i>			
Área const.	Área construída em m ²	134.2	85.18
Idade	Idade de construção imóvel	14.65	16.25
Apto	<i>Dummy</i> =1 se o imóvel é apartamento	0.889	0.313
Apto>4	<i>Dummy</i> =1 se o imóvel está acima do quarto andar	0.742	0.437
Médio Padrão	<i>Dummy</i> =1 se o imóvel é de médio padrão	0.405	0.491
Alto Padrão	<i>Dummy</i> =1 se o imóvel é de alto padrão	0.372	0.483
Preço	Valor dos imóveis	275,163	280,069
<i>Amenidades</i>			
Dist_polic	Distância dos imóveis aos posto de polícia	1,723	929.8

Continua na próxima página

Continuação da página anterior

<i>Amenidades</i>	Descrição	Média	D.P.
Dist_praia	Distância dos imóveis à praia	3,741	2,739
Dist_centro	Distância dos imóveis ao centro	6,141	2,177
Dist_metro	Distância dos imóveis ao metrô	2,667	1,697
Dist_ar.verde	Distância dos imóveis às áreas verdes	1,570	1,213
Dist_rio	Distância dos imóveis ao rio Capibaribe	2,888	2,500
Dist_zeis	Distância dos imóveis às ZEIS	324.8	233.8
<i>Entorno</i>			
Renda	Renda domiciliar do setor censitário	3,907	2,435.8
P_ilum	Proporção de residência com iluminação pública	0.914	0.168
P_pav	Proporção de domicílio com ruas pavimentadas	0.855	0.212
P_esgoto	Proporção de domicílios sem esgoto a céu aberto	0.885	0.195
P_lixo	Proporção de domicílios com coleta de lixo	0.896	0.190
Total de observações			29,052

Fonte: SDS-PE e Censo Demográfico 2010.

Na Tabela 1, tem-se as estatísticas descritivas das variáveis que serão utilizadas na primeira etapa de estimações, onde será estimado o modelo empírico de preços hedônicos. No

que tange às variáveis estruturais ou aquelas correspondentes as características intrínsecas aos imóveis, vê-se que os imóveis transacionados no período de 2010-2012 possuíam em média 134m² de área construída. Já a idade média dos imóveis transacionados é de 14, 65 anos e 40% da amostra utilizada são de construções de médio padrão, enquanto as construções de alto padrão representam 37% da amostra. Esses números refletem o fato de que a amostra se limita as transações do mercado formal de imóveis. Sendo assim, construções de baixo padrão aparecem em menor quantidade na amostra. Já em relação às amenidades, os imóveis que compõem a base aqui utilizada estão localizados, em média, a uma distância de 1.72km de um posto policial, de 3.74km da praia, de 6.14km do centro, 2.66km de uma estação de metrô, de 1.5km de áreas verdes, de 2,88km do rio Capibaribe, e de 324m das ZEIS. Já no que diz respeito ao entorno dos imóveis, onde, nesse trabalho delimitou-se como a área do setor censitário, percebe-se que a renda domiciliar média mensal é de R\$ 3.907,07 e que a proporção de domicílios situados em áreas com oferta de iluminação pública é de 91.4%, enquanto a proporção de domicílios que estão situados em ruas pavimentadas é de 85.5%. Já a proporção de domicílios que não tem esgoto a céu aberto, vala ou córrego na face pesquisada ou na sua face confrontante e proporção de domicílio que onde não existia local para depósito e acúmulo de lixo na face pesquisada ou na sua face confrontante são de 88.5% e 89.6%, respectivamente.

Na Tabela 2, tem-se as estatísticas descritivas das variáveis que serão utilizadas na segunda etapa das estimações, que são aquelas que estão agregadas em nível de bairro.

A densidade média dos bairros é de 12.74 pessoas por metro quadrado, enquanto a desigualdade média, medida pelo índice de Gini é de 0.48. Os percentuais de alfabetizados, de mulheres chefes de família e de jovens entre 18 e 25 anos, são de 79.73%, 38.19%, 15.76%, respectivamente. Já a proporção de pessoas desocupadas, proporção de pessoas com ensino superior, e a proporção de pessoas pobres foram de 10.53%, 0.16% e 0.12%, enquanto a renda domiciliar anual R\$ 34,952. A taxa de roubo/furto de veículos e a taxa de roubo/furto a transeunte e estabelecimentos comerciais são de 1,076 e 4,774 por 100 mil habitantes, respectivamente.

Tabela 2 - Estatística descritiva das variáveis socioeconômicas agregadas a nível de bairro

Variáveis <i>Bairros</i>	Descrição	Média	D.P.
Dens	Densidade populacional	12.74	7.034
Gini	Índice de Gini	0.481	0.071
p_alf	Proporção de alfabetizados	79.37	11.42
p_mulherchefe	Proporção de mulher chefe de família	38.19	5.337
pjovem18_25	Proporção de Jovens 18 a 25 anos	15.76	1.054
p_desocup	Proporção de pessoas desocupadas	10.53	5.54
p_ens_sup	Proporção de pessoas com ensino superior	0.16	0.18
Rdb	Renda domiciliar anual	34,952	3,1917
rfveic	Roubo/furto de veículo por 100mil hab.	1,076	1,634
Wrfveic	Roubo/furto de veículo na vizinhança por 100mil hab.	800.63	689.32
CVP	Roubo/furto de pessoas e estabelecimentos por 100mil hab.	4,774	7,453

Fonte: SDS-PE e Censo Demográfico 2010.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesse capítulo, serão apresentados os resultados das estimações da função de preços hedônicos e dos modelos de OLS e de IV com o emprego dos estimadores de efeitos fixos espaciais para tratar os problemas de endogeneidade já citados. Além disso, será apresentada uma discussão acerca dos resultados obtidos.

5.1 Estimação do Modelo Hedônico

Na Tabela 3, tem-se os resultados da estimação da função de preços hedônicos onde controlou-se o impacto das características inerentes aos imóveis (físicas), das amenidades e do entorno dos imóveis, além do efeito fixo de bairro, através das *dummies* de bairro.

Nessa primeira etapa de estimações, começou-se por controlar diversas características estruturais e ambientais que afetam os preços dos imóveis. Utilizou-se o método de OLS agrupado onde foram controlados os efeitos fixos de bairro e de tempo. As variáveis que caracterizam o entorno dos imóveis como renda (*logrenda*) e proporção de domicílio localizados em ruas pavimentadas (*ppav*) são positivamente correlacionadas com o preço dos imóveis e estatisticamente significativas com *p-value* <1%. Isso significa que locais com renda domiciliar mais alta e com ruas pavimentadas têm imóveis mais valorizados¹¹. Já as variáveis que indicam presença de lixo nos logradouros (*plixo*) e aquela que indica o fornecimento de iluminação pública (*pilum*) não foram estatisticamente significantes aos níveis usuais de 5%. Um aumento de 1% na renda domiciliar das famílias corresponde a um aumento de 0.14% no preço dos imóveis, em média. Já a presença de pavimentação nas ruas é responsável por um aumento de 23,8% nos preços dos imóveis.

11- Como a renda está em logaritmo, a variação percentual na renda corresponde de forma direta a uma variação percentual no preço, pois se trata de elasticidades. Já para as demais variáveis, a variação percentual no preço dos imóveis deve ser feita a partir $[\exp(\text{coeficiente})-1]*100$.

Tabela 3- Estimação da função de preços hedônicos

(1)	
Variáveis	OLS
<i>logrenda</i>	0.144***
Plixo	-0.014
Ppav	0.214***
Pesgoto	0.088
Pilum	-0.097
Idade	-0.002***
Área-const	0.004***
Apto	-0.378***
Apto>4	0.238***
Médio padrão	0.176***
Alto padrão	0.454***
Dist_praia	-0.0001***
Dist_centro	0.0002***
Dist_centro ²	0.0000***
Dist_metro	0.0002***
Dist_metro ²	0.0000***
Dist_Áreaverde	-0.00001
Dist_capib	-0.00004**
Dist_zeis	0.0000
Dist_polic	-0.00002***
Constante	9.401***
Observações	29,052
R-quadrado	0.510
Bairro EF	SIM
Tempo EF	SIM

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Estimação robusta à heteroscedasticidade.

EF=Efeito Fixo

As variáveis estruturais dos imóveis são todas significantes a 1%. Para cada ano a mais de idade construção, o imóvel se desvaloriza em média em 0.29% e para cada metro quadrado a mais no tamanho da área construída, tem-se um aumento de 0.4% no preço médio do imóvel.

Já o fato de ser apartamento, faz com que o imóvel seja, em média, 31% mais barato que casa. Já quando o imóvel é apartamento e está localizado acima do quarto andar ele tem uma valorização de 26,8% em detrimento dos apartamentos que estão abaixo do quarto andar. Quando a construção é de médio padrão, o imóvel se valoriza em 19.24% em relação a construção de baixo padrão e quando ela é de alto padrão a valorização é de 57.45% em relação a construção de baixo padrão.

No tocante às amenidades e suas influências sobre o a dinâmica de preço dos imóveis, ainda de acordo com a Tabela 3, distância à praia, ao rio Capibaribe e aos postos policiais guardam uma relação negativa com o preço dos imóveis, onde um aumento de 1km na distância dos imóveis para essas amenidades citadinas, faz o preço dos imóveis cair, em média, em 13,49%, 4,23% e 2,01%, respectivamente.

A distância dos imóveis ao CBD e as estações de metrô tem uma relação não linear¹² com os preços dos imóveis, ou seja, 1km de afastamento do CBD, faz o preço do imóvel aumentar em 27,4%, porém, depois de uma dada distância, localizar-se 1km mais distante do centro faz o preço dos imóveis cair em 0.0015%. Já no caso da distância em relação às estações de metrô, um 1km afastado implica em um aumento de 28,2% no preço médio das moradias com decaimento de 0.0047% a partir de uma dada distância. Esses resultados são uma forte evidência de que o centro e às estações de metrô são desamenidades urbanas conforme Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016). Mesmo incorporando uma não linearidade entre essas variáveis e o preço dos imóveis, a mudança dessa relação tem impacto muito pequeno nos preços, corroborando com a teoria e os achados empíricos de que essas variáveis são percebidas como desamenidades. No caso do centro, como argumenta Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), a insegurança e a falta de movimentação no período noturno são os fatores que levam a essa desvalorização de preço e no caso do metrô, o barulho causado pelos trens causam incômodo aos residentes das áreas próximas as estações e o constante movimento das locomotivas danificam a estrutura dos imóveis mais próximos. Já a distância para áreas verdes e para as ZEIS não foram estatisticamente significativas ao nível usual de

12- Aqui consideramos uma relação quadrática entre o preço dos imóveis e as distâncias ao centro e às estações de metrô.

5%. Essa primeira etapa do processo de estimação permite estimar o preço médio dos imóveis que é devido às características locais dos bairros ao serem incluídas as *dummies* de bairro. Agora, é possível estimar o modelo proposto na segunda etapa para ver qual o impacto da taxa de CVP sobre o preço dos imóveis.

5.2 Estimação dos modelos com regressões endógenas

5.2.1 Resultados da estimação em dois estágios

Os resultados apresentados são provenientes dos modelos propostos nas equações (7), (8), onde, seguindo Gibbons (2004) Gibbons, Overman e Patacchini (2015), estimou-se a versão espacial do modelo de efeitos fixos, com o objetivo de eliminar o efeito das características não observadas dos bairros vizinhos, que estão correlacionadas com os regressores na equação (3), e do *lag* dos preços dos imóveis sobre a variável dependente, para que se possa obter estimação robusta do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis.

Na Tabela 4, reporta-se a estimação do primeiro estágio da regressão (modelo proposto em (8)), onde foi possível verificar a correlação entre o roubo/furto de veículos dos bairros vizinhos e o CVP, uma vez que a hipótese assumida neste trabalho é que o roubo/furto de veículos da vizinhança afeta o preço dos imóveis de uma determinada região (bairro) através do CVP. O teste F indica que não existe o problema de instrumento fraco, o que pode elevar a variância do estimador e tornar as estimativas da equação principal em (7) menos precisas que aquelas estimadas por OLS.

Tabela 4 - Efeito do roubo/furto de veículos da vizinhança sobre o CVP

Variável	Variável dependente: <i>logCVP</i>	
	(1)	(2)
	FIRST1	FIRST2
<i>logW</i> veículo	0.471*** (5.11)	0.448*** (4.83)
Controles Bairro	NÃO	SIM
R-quadrado	0.231	0.375
Teste F	26.15***	23.29***
Observações	89	89

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Os resultados da estimação de 2SLS estão na Tabela 5. O resultado da coluna 1 foi obtido através de OLS. Apesar de o coeficiente do *logCPV* ser significativo a 5%, ele é pequeno quando comparado com aqueles conseguidos com o uso do roubo/furto de veículos da vizinhança como instrumento através do 2SLS. Isso mostra um viés para baixo nesse coeficiente. Quando se passa a fazer uso do instrumento para *logCVP* na coluna 2 a 4, essa variável passa a ser estatisticamente significativa ao nível de confiança de 0.1%. Os resultados podem ser interpretados como elasticidades. Isso significa que um aumento de 1% na taxa de CVP contra pessoas e estabelecimentos comerciais diminui o preço do imóvel em aproximadamente 0.49%. Os testes de Wu-Hasman e Durbin rejeita a hipótese nula de que as variáveis explicativas são exógenas, sendo necessário fazer uso do instrumento como estratégia de identificação para mensurar de forma mais acurada o impacto do CVP sobre os preços das residências.

Tabela 5 - Estimação do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis

Variável	Variável dependente: <i>log</i> (preço hedônico)		
	(1)	(2)	(3)
	OLS	IV1	IV2
<i>logCVP</i>	-0.0843*	-0.484***	-0.493***
	(-2.06)	(-3.39)	(-3.44)
Controles Bairro	SIM	NÃO	SIM
R-quadrado	0.301	-	-
Wu-Hausman	-	14.76***	17.48***
Durbin	-	13.03***	18.82***
Observações	89	89	89

t statistics in parentheses

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

As estimativas da forma reduzida são reportadas abaixo na Tabela 6 onde vê-se o efeito que o instrumento (*logWveículo*) tem sobre o *outcome*, porém a hipótese sustentada nesse trabalho é que o canal por onde se dá esse efeito do instrumento sobre o preço dos imóveis é via CVP contra pessoas e estabelecimentos comerciais.

Tabela 6 - Estimativas da forma reduzida

Variável	Variável dependente: logCVP	
	(1)	(2)
	RED1	RED2
<i>logW</i> veículo	-0.228*** (-4.42)	-0.221*** (-4.61)
Controles Bairro	NÃO	SIM
R-quadrado	0.231	0.375
Observações	89	89

t statistics in parentheses

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

5.3 Discussão

Políticas públicas de fomento ao sistema habitacional de caráter nacional (Pinto, 2016), assim como o aumento da oferta de emprego na região por conta do expressivo crescimento econômico, em particular, pela expansão do porto de Suape fizeram com que Recife experimentasse um aumento na demanda por moradia, nos anos 2010-2012. Concomitantemente a isso, houve um aumento da violência em diversos bairros desta cidade. O crime que ocorreu em maior número foi o CVP que é um tipo de crime cometido com a intenção de se auferir lucro econômico, uma vez que os criminosos subtraem para si ou para outrem coisa alheia móvel e de valor. As pessoas, por sua vez, buscam proteger seus bens evitando morar em áreas com grande incidência desses crimes ou aceitam morar em áreas mais perigosas desde que o valor da moradia seja menor (LEE *et al.* 2014).

Os resultados obtidos mostram um relação negativa entre o preço médio dos imóveis e o CVP. Isso significa que bairros que têm maior número de crimes, têm, em média, preços menores. Tais resultados estão de acordo com outros da literatura recente que mostram como a violência é percebida como uma desamenidade no contexto urbano, uma vez que reduz a qualidade de vida das pessoas nas cidades (NILS, 2016; SEABRA; SILVEIRA NETO; MENEZES, 2016; PAIXÃO, 2009).

A incidência de crimes, como o CVP, nos bairros faz não só com que os proprietários dos imóveis tenham o valor do seu bem diminuído por conta da violência como também reduz o bem estar dos indivíduos que alugam os imóveis, pois estes acabam estar mais expostos a esses crimes quando decidem morar em áreas mais violentas, além de terem prejuízos

econômicos quando se tornam vítima dos criminosos (GIBBONS, 2004). Assim, as pessoas tendem a procurar lugares mais seguros para residir. Isso acaba por aumentar a demanda por imóveis em lugares com maior estrutura de segurança e diminuir a demanda em lugares considerados de risco. Com isso, pode ocorrer maior adensamento em determinadas áreas da cidade, o que pode acabar por mudar a configuração dos bairros e da própria cidade, pois dada a inelasticidade da oferta de terra, a verticalização acaba sendo a solução encontrada pelos indivíduos para residirem em áreas que oferecem um maior conjunto de amenidades, com destaque para segurança (BRUECKNER, 2011).

Os resultados obtidos sugerem a adoção de políticas públicas que visem à redução de crimes, através de um maior investimento em segurança nas áreas mais perigosas para que, desta forma, consiga-se aumentar a procura por moradia nestas localidades. Neste caso, haverá uma diminuição dos custos sociais da violência através do aumento da sensação de segurança nestas áreas. Com isso, mais pessoas passarão a residir nas localidades antes consideradas violentas, haverá uma maior demanda por bens e serviços, uma maior atratividade para que amenidades venham a se instalar nessas localidades e, conseqüentemente, um maior nível de bem estar será conseguido.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desse trabalho foi avaliar o impacto que a violência tem sobre o preço das moradias, uma vez que tais preços são o principal fator da escolha locacional das famílias. Para isso, utilizou-se o CVP contra pessoas e estabelecimentos comerciais como principal variável explicativa de interesse, pois esse é um tipo de violência que ocorre com maior frequência em detrimento a outros tipos e tem, em geral, uma motivação econômica para o seu cometimento. Sendo assim, buscou-se mensurar os diversos fatores que afetam o preço dos imóveis entre as localidades. Tais fatores foram divididos em características intrínsecas e extrínsecas aos imóveis, onde as primeiras são referentes às características físicas dos imóveis, enquanto as segundas são referentes às diversas amenidades presentes no espaço.

Os dados utilizados nesse trabalho, no tocante aos imóveis estão georreferenciados e foram originados da base do ITBI da prefeitura da cidade do Recife. Já no que tange às amenidades, foram utilizadas técnicas de geoprocessamento de dados para que fosse possível identificar as amenidades presentes no espaço, bem como o entorno dos imóveis. As demais variáveis tais como CVP está em um nível mais agregado que é o nível de bairro e foi fornecida pela SDS-PE, enquanto as variáveis socioeconômicas, também em nível de bairro, são originadas do censo 2010 do IBGE. Desta feita, foi necessário a adoção de algumas estratégias econométricas para que fosse possível mensurar o correto impacto desses crimes sobre o preço dos imóveis. Assim, estimando uma função de preços hedônicos, utilizou-se *dummies* com vistas a capturar a parcela do valor dos imóveis que é devida ao bairro em que os imóveis estão localizados, após isolar diversos fatores em níveis mais desagregados, tais como as características do entorno dos imóveis, que foi delimitada através da área de setor censitário definida pelo IBGE, e da distância que os imóveis guardam com as principais amenidades citadinas. As variáveis representativas das amenidades consideradas nesse trabalho se mostraram importantes preditores do preço dos imóveis, e os resultados preliminares estão em consonância com os da literatura recente como em Seabra, Silveira Neto e Menezes. (2016).

Após serem feitas as estimações na primeira etapa como descrito acima, passou-se a mensurar o efeito da criminalidade sobre o preço dos imóveis. Porém, foi preciso adotar uma estratégia de identificação para que fosse possível combater o problema de endogeneidade presente no CVP que guarda correlação com fatores não observados dos bairros e torna as estimativas enviesadas. Sendo assim, foram utilizados como instrumento o roubo/furto de veículos nos bairros vizinhos, porém, para que esse instrumento atendesse a condição de

exogeneidade, foi preciso fazer uma transformação no modelos propostos na segunda etapa da estimação que foi chamada neste trabalho de estimadores de efeitos fixos espaciais, onde foi assumido que as características não observadas da vizinhança afetavam diretamente características observáveis dos bairros o que se traduziria num problema de *sorting*, pois as características não observadas da vizinhança pode fazer com que os agentes escolham determinadas localidades em detrimento de outras para estabelecer suas moradias. Feito isso, passou-se a estimar o impacto do CVP sobre o preço dos imóveis em dois estágios através do 2SLS usando o roubo/furto de veículo na vizinhança como instrumento. O resultado obtido mostra que um aumento de 1% na taxa de CVP contra pessoas e estabelecimentos comerciais diminui o preço do imóvel em aproximadamente 0.49%.

Esse trabalho busca contribuir com a literatura de valoração de preço de imóveis ao tentar eliminar a endogeneidade presente nas taxas de criminalidades, dado que estas são, em geral, correlacionadas com fatores não observados presentes no termo de erro da regressão. Para isso, explorou-se a existência de correlação entre o roubo/furto de veículos na vizinhança e CVP contra pessoas e estabelecimentos comerciais no bairro de interesse o que satisfaz a condição de relevância para o uso dessa variável com instrumento. Porém, foi preciso adotar outra estratégia com o intuito de garantir que este não fosse correlacionado com outros fatores não observados presentes no espaço e com o *outcome*. Para isso, foi feito uso dos estimadores de efeitos fixos espaciais. O nível de agregação variável explicativa de interesse, CVP, constitui uma limitação desse trabalho, porém em consonância com a literatura, procurou-se contornar essa limitação para que se pudesse mensurar da forma mais acurada possível o impacto da criminalidade na formação do preço das moradias.

REFERÊNCIAS

- ALONSO, W. **Location and Land Use: toward a general theory of Land Rent**, 1964.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. [S.l.]: Princeton University Press, 2008.
- ANSELIN, Luc. **Spatial Econometrics: methods and models**. Kluwer Academic Publishers, 1988.
- _____. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics. **International Regional Science Review**, v.26, n. 2, p.153–166, 2003.
- ARRAIZ, I. et al. A spatial Cliff-Ordtype model with heteroskedastic innovations: Small and large sample results. **Journal of Regional Science**, v.50, p. 592–614, 2010.
- ARRUDA, R. G. **Três Ensaio sobre Economia da Educação**. 2017. Tese (Doutorado)-Universidade Federal de Pernambuco, 2017.
- AZZONI, C.; CARMO, H.; MENEZES, T. Comparações da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.33, n.1, abr. 2003.
- BARBOSA, M. **Condicionantes da mobilidade urbana: uma análise empírica para região metropolitana do Recife**. 2015. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2015.
- BECKER, G. Crime and Punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy**, 1968.
- CAVALCANTE, L; ALMEIDA, S.; ARAÚJO, A. O *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes em Belém. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 47, jul./dez. 2016.
- CARVALHO, A. X.; ALBUQUERQUE, P. H. M. Métodos e modelos em econometria espacial. Uma revisão. **Rev. Bras. Biom.**, São Paulo, v.29, n.2, p.273-306, 2011.

COHEN, A. Asymmetric Information and Learning in the Automobile Insurance Market. Harvard Law School John M. Olin Center for Law. **Economics and Business**, Discussion Paper Series. Paper 371, 2002.

CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial Processes: models and applications**. London: Pion, 1981.

COMBES, P. P. et al. **Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects**. The University of Chicago Press, 2010.

CONDEPE FIDEM disponível em: <<http://www.condepefidem.pe.gov.br/web/condepefidem>> Acesso em: 24 maio 2017.

CONLEY, T. GMM estimation with cross-sectional dependence. **J. Econ.**, Oxford, v.92, p.1-45, 1999.

COURT, A. T. **Hedonic Price Indexes with Automotive Examples: The dynamics of automobile Demand**. New York: General Motors, 1939.

DIONNE, G.; MICHAUD, P. C.; DAHCHOUR, M. Separating Moral Hazard from Adverse Selection and Learning in Automobile Insurance: longitudinal evidence from France. **Journal of the European Economic Association**, v. 11, issue 4, p. 897-917, 2013.

DRUKKER, D. M. **Creating and managing spatial-weighting matrices using the spat command**. Technical report, Stata. 2011a.

DRUKKER, D. M.; PRUCHA, I.; RACIBORSKI, R. Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least squares estimates for spatial autoregressive model with spatial autoregressive disturbances. **The Stata Journal**, v. 13, 2013.

FÁVERO, L. P. et al. **Análise de dados: modelos de regressão com Excel, Stata e SPSS**. Rio de Janeiro: Campus Elsevier, 2014.

FÁVERO, L. P. et al. **Métodos quantitativos com Stata**. Rio de Janeiro: Campus Elsevier, 2014.

_____. **Análise de dados**: modelagem multivariada para a tomada de decisões. Rio de Janeiro: Campus Elsevier, 2009.

FÁVERO, L. P.; BELFIORI, P; LIMA, G. Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na região metropolitana de São Paulo: uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta. **Est. Econ.**, São Paulo, v. 38, n. 1, p. 73-96, 2008.

FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DE PERNAMBUCO. Disponível em: <<http://www1.fiepe.org.br/fiepe/arquivos/IVV---Maro-2017.pdf>> Acesso em: 24 maio 2017.

GAMA, A.; SCORZAFAVE, G. Os efeitos da criminalidade sobre a proficiência escolar no ensino fundamental no município de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 3, dez. 2013.

GERMANO, T.; SILVEIRA NETO, R. Segregação residencial na cidade do Recife: um estudo da sua configuração. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 09, n. 1, p. 71-92, 2015.

GIBBONS, S.; OVERMAN, H. G. Mostly pointless spatial econometrics? **SERC Discussion Papers**, 61, 2010.

GIBBONS, S. The costs of urban property crime. **The Economic Journal**, 114. **Royal Economic Society**, 2004.

GIBBONS, S.; OVERMAN, H.; PATACCHINI, E. **Handbook of Regional and Urban Economics**. v. 5, p. 115-168, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 24 maio 2017.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **J. Real State Finance Econ.**, Dordrecht, v.17, n.1, p.99-121, 1998.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v.40, n. 2, p.509–533, 1999.

KIM, W.; PHIPPS, T.; ANSELIN, L. Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 45, n.1, p. 24–39, 2003.

LEE, C.; CHANG, W.; WU, Y. The Impact of the Crime Rate and Star Schools on House Prices: An Analysis of Spatial Dependence. **International Journal of Economics and Finance**, v. 6, n. 1, 2014.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**. Chapman and Hall/CRC Press, 2009.

LIMA, J.; SICSÚ, A.; PADILHA, M. Economia de Pernambuco: transformações recentes e perspectivas no contexto regional globalizado. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 38, n. 4, out./dez. 2007.

LYYTIKÄINEN, T. Tax competition among local governments: Evidence from a property tax reform in Finland. **Journal of Public Economics**, n. 96, p. 584-595, 2012.

MACHIN, S.; MARIE, O. Crime and police resources: The street crime initiative. **Journal of the European Economic Association, Wiley Online Library**, v. 9, n. 4, p. 678–701, 2011.

MARTINS, G.; JUSTO, W.; PEREIRA, W. Estimação do risco moral no mercado de Seguros de automóveis do Estado de Pernambuco. **Revista Economia e Desenvolvimento**, n. 20, 2008.

MENEZES, T. et al. Spatial correlation between homicide rates and inequality: Evidence from urban neighborhoods. **Economics Letters**, v. 120, issue 1, p. 97-99, 2013.

NILS, B. The link between crime risk and property prices in England and Wales: evidence from street-level data. **Urban Studies Journal Limited**, 2016.

PAIXÃO, L. O impacto da violência no preço dos imóveis comerciais de Belo Horizonte: uma abordagem hedônica. **Econ. Apl.** Ribeirão Preto, v.13 n.1, jan./mar. 2009.

PINTO, E. Financiamento imobiliário no Brasil: uma análise histórica compreendendo o período de 1964 a 2013, norteadas pelo arcabouço teórico pós-keynesiano e evolucionário. **Econ. e Desenv.**, Santa Maria, v. 27, n.2, p. 276 - 296, jul./dez. 2015.

POPE, D.; POPE, J. Crime and property values: evidence from the 1990s crime drop. **Regional Science and Urban Economics**, n. 42, p. 177-188, 2012.

SANTOS, M.; KASSOUF, A. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. **Anpec**, v.8, n. 2, 2007.

SEABRA, D.; SILVEIRA NETO, R.; MENEZES, T. Amenidades urbanas e valor das Residências: uma análise empírica para a cidade do Recife. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 1, p. 143-169, 2016.

SILVEIRA NETO, R.; MENEZES, T. Preferência Revelada e Arbitragem Espacial: Determinando um Ranking de Qualidade de Vida para as Regiões Metropolitanas do Brasil. **RBE**, Rio de Janeiro v. 62, n. 4, p. 361–380, out./dez. 2008.

PERNAMBUCO. Secretaria de Defesa Social. Disponível em: <www.sds.pe.gov.br>. Acesso em: 24 maio 2017.

TEIXEIRA, E.; SERRA, M. O impacto da criminalidade no valor de locação de imóveis: o caso de Curitiba. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 15, n. 1, jan.-jun. 2006.

TELLA, R. D.; SCHARGRODSKY, E. Do police reduce crime? Estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack. **The American Economic Review**, v. 94, n. 1, p. 115–133, 2004.

TREVISAN, G. **Estudo da criminalidade violenta na região metropolitana do Recife: o espaço realmente é relevante?** 2013. Dissertação (Mestrado em Economia)- Universidade Federal de Pernambuco. Recife, 2013.

TYSZLER, M. **Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial.** 2006. Dissertação (Mestrado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo, FGV-SP, 2006.

VIEIRA, R. S. **Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial.** São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for Heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n.4, p.817-838, 1980.

YILMAZ, G. **The effect of crime on housing values in Rotterdam – A hedonic price model.** 2015. Dissertação (Mestrado) - Erasmus School of Economics. Erasmus University, 2015.

**ANEXO A – TABELA DO EFEITO DO ROUBO/FURTO DE VEÍCULOS DA
VIZINHANÇA SOBRE O CVP**

Tabela 7 - Efeito do roubo/furto de veículos da vizinhança sobre o CVP

Variáveis em <i>log</i>	(1) FIRST1	(3) FIRST2
<i>log</i> Wveículo	0.471*** (5.11)	0.448*** (4.83)
Dens		-0.104 (-0.50)
P_alf		-0.225 (-0.37)
Pjovem18_25		-1.133 (-1.66)
Pmchefe		1.157 (1.88)
P_ens_sup		0.227 (1.66)
P_desocup		-0.117 (-0.54)
Gini		0.429 (1.18)
Rdb		-0.550** (-2.71)
P_pobre		-0.199 (-0.67)
Constante	5.169*** (5.19)	11.42*** (3.91)
R-quadrado	0.231	0.375
Teste F	26.15***	23.29***
Observações	89	89

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

**ANEXO B – TABELA DA ESTIMAÇÃO DO EFEITO DO CVP SOBRE O PREÇO
DOS IMÓVEIS ATRAVÉS DE OLS E 2SLS**

Tabela 8 - Estimação do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis através de OLS e 2SLS

Variáveis em <i>log</i>	(1) OLS	(2) IV1	(4) IV2
Cvp	-0.0843* (-2.06)	-0.484*** (-3.39)	-0.493*** (-3.44)
Dens	-0.289* (-2.62)		-0.318* (-2.21)
P_alf	-0.112 (-0.34)		-0.268 (-0.63)
Pjovem18_25	1.107* (2.32)		0.354 (0.66)
Pmchefe	-0.203 (-0.37)		0.591 (1.19)
P_ens_sup	-0.0460 (-0.46)		0.0462 (0.46)
P_desocup	0.130 (1.76)		0.0844 (0.56)
Gini	0.0725 (0.55)		0.255 (0.98)
Rdb	-0.129 (-0.47)		-0.293 (-1.95)
P_pobre	-0.0217 (-0.26)		-0.0729 (-0.35)
Constante	0.587 (0.20)	4.506** (3.08)	6.609* (2.29)
R-quadrado	0.301	-	-
Wu-Hausman	-	14.76***	17.48***
Durbin	-	13.03***	18.82***
Observações	89	89	89

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

ANEXO C – TABELA ESTIMATIVAS DA FORMA REDUZIDA

Tabela 9 - Estimativas da forma reduzida

Variáveis em <i>log</i>	(1) RED1	(3) RED2
<i>log</i> Wveículo	-0.228*** (-4.42)	-0.221*** (-4.61)
Dens		-0.267* (-2.50)
P_alf		-0.156 (-0.50)
Pjovem18_25		0.912* (2.58)
Pmchefe		0.0198 (0.06)
P_ens_sup		-0.0659 (-0.93)
P_desocup		0.142 (1.26)
Gini		0.0435 (0.23)
Rdb		-0.0221 (-0.21)
P_pobre		0.0255 (0.17)
Constant	2.002*** (3.59)	0.974 (0.65)
R-quadrado	0.231	0.375
Observações	89	89

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$