**A violência urbana e o preço dos imóveis: evidências de como a criminalidade afeta o mercado imobiliário**

Joebson Maurilio Alves dos Santos. Doutorando em Economia do PIMES/UFPE

Tatiane Almeida de Menezes- PIMES/UFPE

Raul da Mota Silveira Neto- PIMES/UFPE

**Resumo**

Este trabalho utilizou duas estratégias econométricas para medir o efeito dos crimes sobre o de preços 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.

**Classificação JEL:** R11, R21

**Área Anpec: 10- Economia Regional e Urbana**

**INTRODUÇÃO**

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).

Uma consequência da violência é a possível mudança 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, uma vez que 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).

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 buscou identificar o impacto da violência urbana na determinação dos preços dos imóveis. Para tanto, foi empregado um conjunto de dados único disponíveis para cidade do Recife, onde consta informações georreferenciadas de todas as transações formais de compra e venda de imóveis e 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 no começo 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 México[[1]](#footnote-1).

Com o objetivo de investigar o impacto da violência sobre o preço das moradias, foram empregadas 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, pois as taxas de criminalidade utilizadas nesta pesquisa estão 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.

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 determinadas 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, consequentemente, 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).

Esse trabalho está dividido em mais cinco seções além dessa introdução. Na seção 1, discorre-se acerca das evidências empíricas sobre a precificação dos imóveis por parte dos agentes e quais atributos se mostram mais relevantes para tal precificação. Na seção 2, apresenta-se os dados utilizados na presente pesquisa e as estatísticas descritivas. Na seção 3, discute-se a estratégia empírica utilizada para contornar os problemas de agregação e endogeneidade que podem enviesar os resultados. A seção 4 contém os resultados e a discussão do trabalho. Por fim, na seção 5 são feitas as considerações finais.

1. **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). Já 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.

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. 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. 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.

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. 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, utilizou-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. Os resultados mostram que a diminuição de 1% nas taxas de criminalidade elevaram os preços dos imóveis em 0.35%.

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. 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 e concluiu 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.

Outras evidências empíricas podem ser encontradas em Lee, Chang e Wu (2014), Fávero, Belfiore e Lima (2008), Silveira Neto e Menezes (2008) e Filho (2004).

1. **Dados**
   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.

* 1. **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, umas vez que as oportunidades de emprego são maiores em tal centro[[2]](#footnote-2).

Foi utilizado neste trabalho o Marco Zero da cidade do Recife como uma aproximação do CBD, em consonância com Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016)[[3]](#footnote-3). Empregou-se ainda outras medidas de amenidades urbanas tais como distância ao metrô, onde incorporou-se uma medida de não linearidade na relação entre os imóveis e a distância ao metrô e a distância ao CBD em conformidade com Gibbons (2004).

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. 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.

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, Silveira Neto e Menezes (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.

* 1. **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.

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.

* 1. **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 os Crimes Violentos Contra o Patrimônio (CVP), mais especificamente o roubo/furto a transeuntes e a estabelecimentos comerciais, pois são esses os tipos de crime que ocorrem em maior número na Cidade do Recife. Além disso, foi utilizado o roubo e furto de veículos (carros, motos e motonetas), uma vez que estes crimes foram utilizados para a construção do instrumento proposto neste trabalho e que será detalhado mais adiante. Os crimes foram utilizados em taxa por 100 mil habitantes.



* 1. **Análise Descritiva**

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, 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. 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, 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.

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

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | | Descrição | Média | D.P. | | |  |
| *Estruturais* | |  |  |  | | |  |
| Área const. | | Área construída em m2 | 134.2 | 85.18 | | |
| Idade | | Idade de construção imóvel | 14.65 | 16.25 | | |
| Apto | | *Dummy*=1 se o imóvel é apartamento | 0.889 | 0.313 | | |
| Apto>4 | | *Dummy*=1 se o imóvel está acima do quarto andar | 0.742 | 0.437 | | |
| Médio Padrão | | *Dummy*=1 se o imóvel é de médio padrão | 0.405 | 0.491 | | |
| Alto Padrão | | *Dummy*=1 se o imóvel é de alto padrão | 0.372 | 0.483 | | |
| Preço | | Valor dos imóveis | 275,163 | 280,069 | | |  |
| *Amenidades* | | Descrição | Média | D.P. | | |  |
| Dist\_polic | | Distância dos imóveis aos posto de polícia | 1,723 | 929.8 | | |  |
| 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 | | |  |
| *Entorno* | | Descrição | Média | D.P. | | |  |
| 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 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 | Descrição | Média | D.P. |
| *Bairros* |  |  |  |
| Dens | Densidade populacional | 12.74 | 7.034 |
| Gini | Índice de Gini | 0.481 | 0.071 |
| p\_alf | Proporção de alfabetizados | 79.37 | 11.42 |
| Pmchefe | Proporção de mulher chefe de família | 38.19 | 5.337 |
| Pjovem | Proporção de Jovens 18 a 25 anos | 15.76 | 1.054 |
| Pop | População dos bairros | 16,358.5 | 18,372 |
| Km2 | Tamanho da áera dos bairros em km2 | 2.32 | 5.35 |
| 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.

1. **Estratégia Econométrica**

## 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

Pmoradia=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.

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:

. (1)

Onde representa o logaritmo do preço e representa as características físicas do imóvel i, no setor censitário c, no bairro b, no ano t. representa as distâncias de cada imóvel i para as principais amenidades e , representa as características do entorno dos imóveis no setor censitário c, no bairro b, no ano t. e são variáveis *dummies* de bairro e tempo, respectivamente, e é o termo de erro estocástico. 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 Bb 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 locacionais, 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 mesurar o impacto que a violência nos bairros tem sobre os preços das moradias isolados do efeito das características intrínsecas e extrínsecas dos imóveis.

A estratégia econométrica utilizada nesse trabalho consiste de uma segunda etapa, onde será utilizado os coeficientes estimados das variáveis *dummies* dos bairros, , como 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:

 (2)

onde é o vetor de características observáveis dos bairros, é a taxa de criminalidade nos bairros ocorridos entre os anos de 2010 e 2012[[4]](#footnote-4) e 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. Para mensurar o efeito desse *spillover* utilizou-se o modelo *spatial autoregressive model* (SAR).

 (3)

onde representa o preço médio dos imóveis dos bairros vizinhos. A estimação do SAR foi feita através de máxima verossimilhança (VIERA, 2009) e é uma matriz de pesos espaciais representando a interação entre as regiões (TYSZLER, 2006).

Pode haver ainda um *spillover* das variáveis explicativas, o que, neste pode ser mensurado a partir do *spatial lagged model* (SLX). Este é denotado pela equação (4).

 (4)

onde representa as defasagens espaciais das variáveis independentes.

## 3.2 Estratégia de identificação

O uso dos modelos (2) a (4) não leva em consideração a endogeneidade existente na taxa de criminalidade, , que pode estar correlacionada com características não observadas dos bairros, da vizinhança e com a criminalidade ocorrida nas localidades vizinhas (MENEZES *et al.* 2013), o que tornará as estimativas enviesadas e inconsistentes.

(5)

onde é a taxa de criminalidade na vizinhança.

Para lidar com esse problema, seguiu-se a estratégia adota em Gibbons (2004) onde será feita uma transformação no modelo (nas equações (3) e (5)) para se obter a versão espacial dos estimadores de efeito fixos[[5]](#footnote-5) que é dada nas equações (8) e (9). Tal transformação elimina os fatores não observados dos bairros vizinhos que podem determinar conjuntamente o preço dos imóveis e a taxa de crimes.

 (6)

A mesma transformação é aplicada ao primeiro estágio da regressão para que se possa capturar o efeito dos roubos roubos/furtos de veículos que ocorre além da vizinhança dos barros 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 a variável utilizada como instrumento como mostrado abaixo.

(7)

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

   (8)

 (9)

, , , são o preço dos imóveis, as varáveis observadas do bairro b, o CVP contra pessoas e estabelecimentos e o roubo/ fruto de veículos 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 ().

A estimação do parâmetro foi feita através do T*wo Stages Least Squares* (2SLS), onde é a razão entre a regressão populacional de em (que é conhecido como forma reduzida) e entre a regressão populacional de em . 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 estimado, que será não correlacionado com o termo de erro, e em seguida utiliza-se estimado na equação principal em (7) para se obter que é consistente para .

### **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 *b*. A justificativa para o uso desse instrumento é que criminosos roubam veículos em uma localidade para praticar crimes em localidades vizinhas. Além disso, a utilização de um veículo acaba por facilitar a ação criminosa, uma vez que facilitam a fuga dos criminosos diminuindo a probabilidade de captura destes e isso 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* [[6]](#footnote-6)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 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 totalidade[[7]](#footnote-7). 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 o 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.

1. **Resultados e Discussão**
   1. **Estimação do Modelo de Preço Hedônico e dos modelos da segunda etapa**

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 estimação, controlou-se diversas características estruturais e ambientais que afetam os preços dos imóveis. Utilizou-se o método de OLS agrupado onde foram, ainda, controlados os efeitos fixos de bairro e de tempo. As variáveis que caracterizam o entorno dos imóveis como renda (*log*renda) 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 valorizados. 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 21,4% nos preços dos imóveis.

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 10%, 4% e 2%, respectivamente.

A distância dos imóveis ao CBD e as estações de metrô tem uma relação não linear[[8]](#footnote-8) com os preços dos imóveis, ou seja, 1km de afastamento do CBD, faz o preço do imóvel aumentar em 27,4%. 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. Já a distância para áreas verdes e para as ZEIS não foram estatisticamente significativas ao nível usual de 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.

Tabela 3- Estimação da função de preços hedônicos

|  |  |
| --- | --- |
|  | (1) |
| Variáveis | OLS |
| *log*renda | 0.144\*\*\* |
| Plixo | -0.014 |
| Ppav | 0.214\*\*\* |
| Pesgoto | 0.088 |
| Pilum | -0.097 |
| Idade | -0.0029\*\*\* |
| 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\_centro2 | 0.0000\*\*\* |
| Dist \_metro | 0.0002\*\*\* |
| Dist \_metro2 | 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.

A estimação do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis se mostrou negativo e significante em todos os modelos propostos. No modelo 1, da Tabela 4, a estimação foi feita via OLS. Este modelo serve de ponto de partida para a análise da influência do espaço na determinação dos preços imobiliários. Aplicando a estatística I de Moran sobre os resíduos do OLS, verifica-se a presença de correlação espacial em tais resíduos, pois I=0.2267 (*p-value*<5%) Assim, passou-se a considerar outros modelos à luz da econometria espacial com o objetivo de verificar quais são os fatores espaciais que estão determinando o preço dos imóveis.

Figura 2. Gráfico de Moran sobre os resíduos de OLS



No modelo 2, estimou-se o modelo SAR por máxima verossimilhança. Neste, é possível constatar uma relação positiva entre o preço médio das moradias em um bairro e o preço médio dos imóveis em sua vizinhança através do coeficiente *lambda*. Já no modelo SLX, utilizou-se as defasagens espaciais das covariáveis, porém estas não se mostraram significantes do ponto de vista estatístico.

Tabela 4 - Estimação do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) |
| Variável | OLS | SAR | SLX |
|  |  |  |  |
| *log*CVP | -0.211\*\* | -0.152\*\* | -0.200\* |
|  | (-3.00) | (-3.21) | (-2.32) |
|  |  |  |  |
| Den | -0.00590 | 0.00321 | -0.00596 |
|  | (-0.55) | (0.46) | (-0.50) |
|  |  |  |  |
| p\_alf | -0.00733 | -0.00410 | -0.00833 |
|  | (-0.92) | (-1.23) | (-1.01) |
|  |  |  |  |
| Pjovem | 0.0248 | 0.00270 | 0.0185 |
|  | (0.43) | (0.07) | (0.34) |
|  |  |  |  |
| Gini | -0.322 | -0.245 | -0.813 |
|  | (-0.34) | (-0.44) | (-1.10) |
|  |  |  |  |
| *log*pop | -0.242\*\*\* | -0.238\*\*\* | -0.232\*\*\* |
|  | (-4.94) | (-6.48) | (-4.60) |
|  |  |  |  |
| km2 | 0.0752\*\*\* | 0.0753\*\*\* | 0.0713\*\*\* |
|  | (3.86) | (9.69) | (3.46) |
|  |  |  |  |
| mchefe | -0.0221 | -0.00999 | -0.0236 |
|  | (-1.74) | (-1.17) | (-1.84) |
|  |  |  |  |
| centro | 0.469 | 0.272 | 0.507\* |
|  | (1.97) | (1.39) | (2.07) |
|  |  |  |  |
| W*log*CVP |  |  | 17.65 |
|  |  |  | (1.16) |
|  |  |  |  |
| Wdens |  |  | -0.587 |
|  |  |  | (-0.24) |
|  |  |  |  |
| Wp\_alf |  |  | -3.052 |
|  |  |  | (-1.33) |
|  |  |  |  |
| Wpjovem |  |  | 24.59 |
|  |  |  | (1.64) |
|  |  |  |  |
| Wgini |  |  | -476.7 |
|  |  |  | (-1.68) |
|  |  |  |  |
| W*log*pop |  |  | -1.714 |
|  |  |  | (-0.09) |
|  |  |  |  |
| Wkm2 |  |  | -14.60 |
|  |  |  | (-1.44) |
|  |  |  |  |
| Wpmchefe |  |  | 0.149 |
|  |  |  | (0.04) |
|  |  |  |  |
| \_cons | 5.409\*\*\* | 4.160\*\*\* | 5.628\*\*\* |
|  | (3.69) | (4.15) | (3.82) |
| lambda |  | 0.116\*\*\* |  |
|  |  | (6.81) |  |
| R-Squared | 0.635 | - | 0.639 |
| *N* | 89 | 89 | 89 |

*t* statistics in parentheses

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

Na Tabela 5, tem-se os resultados do CVP sobre o preço dos imóveis através dos modelos de efeitos fixos espaciais com o uso de IV. No modelo 4, o impacto do CVP se mostra também negativo e significante com *p-value*<1%. O coeficiente do CVP no modelo FE tem magnitude próxima daquele obtido no modelo SAR. Isso se deve ao fato de que no modelo FE foi feita uma transformação nas variáveis com vistas a eliminar o efeito de não observáveis espacialmente correlacionados. Já no modelo SAR o efeito da correlação espacial é capturado pelo coeficiente do *lag* da variável dependente (*lambda*). Em ambos os casos, o efeito da correlação espacial é descontado do valor do coeficiente do CVP.

Já no modelo 5, utilizou-se o instrumento proposto neste trabalho (IV1), após eliminar os efeitos dos fatores não observados correlacionados espacialmente com os estimadores de efeitos fixos. Aqui, constata-se que um aumento de 1% no CVP implica em uma diminuição do preço médio dos imóveis em 0.39%, porém o instrumento utilizado na estimação do modelo 5 apresentou teste F=7.999, o que implica que há uma fraca correlação entre o instrumento proposto e a variável explicativa endógena. Além disso, o teste de Hausman e de Durbin não rejeitam a hipótese nula de que as variáveis são exógenas. Logo, não diferença estatística entre o modelo com IV1 e o modelo de OLS.

O que está por trás do resultado obtido com IV1 é que o instrumento utilizado é o roubo/furto de veículos da vizinhança (ou o *lag* de primeira ordem do roubo/furto de veículos), porém os bairros da cidade do Recife têm em média 2,4 km2 de extensão territorial. Isto pode ser uma distância muito curta entre o cometimento do crime de roubo/furto de veículo em um bairro e o CVP em um bairro próximo. Assim, passou-se a utilizar como instrumento o *lag* de segunda ordem[[9]](#footnote-9) do roubo/furto de veículos (IV2), umas vez que eles ocorrem em um ponto mais distante, o que diminui a probabilidade de o bandido ser capturado logo após o cometimento do roubo/furto de veículo.

Ainda na Tabela 5, estimou-se o modelo de efeito fixo espacial com o IV2 discutido acima. O resultado obtido mostra uma relação negativa entre o CVP e o preço médio dos imóveis e que um aumento de 1% no CVP causa uma diminuição de 0.48% no preço médio da moradias nos bairros do Recife. O teste F=11.413>10 mostra uma forte correlação entre esse instrumento e o CVP no primeiro estágio da regressão. Já nos testes de Hausman e Durbin, rejeita-se a hipótese nula de que as variáveis são exógenas e o uso do instrumento se faz necessário para mensurar de forma mais acurada o impacto do CVP sobre os preços do mercado imobiliário.

Tabela 5 - Estimação do efeito do CVP sobre o preço dos imóveis através dos estimadores de efeitos fixos espaciais e IV’s.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (4) | | (5) | (6) |
|  | FE | | FE IV1 | FE IV2 |
| *log*CVP | -0.162\*\* | | -0.395\* | -0.482\*\* |
|  | (-2.69) | | (-2.01) | (-2.68) |
|  |  | |  |  |
| Den | -0.00575 | | -0.0230 | -0.0295 |
|  | (-0.53) | | (-1.36) | (-1.82) |
|  |  | |  |  |
| p\_alf | -0.00851 | | -0.00535 | -0.00415 |
|  | (-0.97) | | (-1.03) | (-0.77) |
|  |  | |  |  |
| Pjovem | 0.0248 | | -0.0205 | -0.0375 |
|  | (0.46) | | (-0.33) | (-0.59) |
|  |  | |  |  |
| Gini | -0.591 | | -0.961 | -1.100 |
|  | (-0.61) | | (-1.12) | (-1.22) |
|  |  | |  |  |
| *Log*pop | -0.245\*\*\* | | -0.322\*\*\* | -0.350\*\*\* |
|  | (-5.01) | | (-4.02) | (-4.49) |
|  |  | |  |  |
| km2 | 0.0769\*\*\* | | 0.0823\*\*\* | 0.0843\*\*\* |
|  | (4.05) | | (7.06) | (6.87) |
|  |  | |  |  |
| mchefe | -0.0166 | | 0.00266 | 0.00993 |
|  | (-1.31) | | (0.14) | (0.54) |
|  |  | |  |  |
| \_cons | 4.996\*\*\* | | 7.616\*\* | 8.603\*\*\* |
|  | (3.62) | | (3.04) | (3.59) |
| First-stage F statistic | | - | 7.999 | 11.413 |
| Wu-Hausman |  | | 1.701 | 4.779\* |
| Durbin |  | | 1.876 | 5.077\* |
| R-squared | 0.618 | | 0.538 | 0.465 |
| *N* | 89 | | 89 | 89 |

*t* statistics in parentheses

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

## 4.2 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 com maior frequência 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 em todas as especificações econométricas propostas. Isso significa que bairros que têm maior número de crimes, têm, em média, preços menores. Tais resultados estão de acordo com outros achados da literatura recente que mostram que 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 diminui 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 conjuntos 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 regiões e, consequentemente, um maior nível de bem estar será conseguido.

1. **Conclusão**

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 efeito fixo de bairro 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.

Após serem feitas as estimações na primeira etapa como descrito acima, passou-se a mensurar o efeito da criminalidade sobre o preço dos imóveis através dos modelos fornecidos pela econometria espacial, uma vez que foi constatado a presença de correlação espacial nos resíduos de OLS. 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, mas, 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 0.48%.

Esse trabalho buscou 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.

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.

ARRUDA, R. G. **Três Ensaios 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.

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.

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

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

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-weigting matrices using the spmat command**. Technical report, Stata. 2011a.

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.

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.

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, norteada 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.

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.

SECRETARIA DE DEFESA SOCIAL PERNAMBUCO. Disponível em: <www.sds.pe.gov.br>. Acesso em: 24 maio2017.

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.

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.

1. - Ver http://www.businessinsider.com/the-most-violent-cities-in-the-world-2014-11?op=1. Acessado em: 24/05/2017. [↑](#footnote-ref-1)
2. - 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. [↑](#footnote-ref-2)
3. - Nesse trabalho, Seabra, Silveira Neto e Menezes (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). [↑](#footnote-ref-3)
4. - Utilizou-se a média de crimes desse período para 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). [↑](#footnote-ref-4)
5. - Para se fazer essa transformação, gerou-se o *lag* das variáveis explicativas a partir da matriz inverso da distância em consonância com Drukker *et al.* (2011a) e Gibbons; Overman e Patacchini (2015). [↑](#footnote-ref-5)
6. - *Modus operandi* (plural*: modi operandi*) é uma expressão em [latim](https://pt.wikipedia.org/wiki/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. [↑](#footnote-ref-6)
7. - 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. [↑](#footnote-ref-7)
8. - Aqui consideramos uma relação quadrática entre o preço dos imóveis e as distâncias ao centro e às estações de metrô. [↑](#footnote-ref-8)
9. Para a utilização desse instrumento no modelo de efeitos fixos espaciais, foi feito o mesmo procedimento de centralização na média feito no primeiro instrumento. [↑](#footnote-ref-9)