

ESTIMATIVA DO IMPACTO DO TRANSPORTE NO PREÇO DOS IMÓVEIS RESIDENCIAIS DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO

José Brandão de Paiva Neto
Ígor Godeiro de O. Maranhão
Romulo Dante Orrico Filho

Universidade Federal do Rio de Janeiro
Programa de Engenharia de Transporte – PET/COPPE

Ana Luiza Mazalotti

Universidade Federal Fluminense
Escola de Arquitetura e Urbanismo

RESUMO

Este artigo procura avaliar o efeito de diferentes infraestruturas e serviços de transporte na precificação de imóveis residenciais. Para tanto, utilizamos o *software* aberto GeoDa para estimar uma regressão linear múltipla, um modelo de defasagem espacial (SAR) e um modelo de erro auto-regressivo (SEM). Foram comparados o ajuste dos modelos e a capacidade deles em tratar dos problemas da dependência espacial das observações. Foi utilizada uma base de dados do município de São Paulo, montada a partir de fontes sem restrição de acesso. O SEM teve melhor ajuste, embora, assim como os outros dois modelos, tenha seu desempenho prejudicado pela dependência espacial e pela heterocedasticidade. Em geral, a significância estatística dos coeficientes e seu sinal estão de acordo com a teoria e com os estudos empíricos levantados. Um resultado inesperado foi que o aumento da oferta de ônibus impactou negativamente o preço das residências.

ABSTRACT

This paper aims at assessing the effect of different transport infrastructures or services in house price variations. We, therefore, use the opensource software GeoDa to estimate a multiple linear regression, a spatial autoregressive model (SAR) and a spatial autoregressive in the error term model (SEM). We compare the goodness of fit of these different models and their ability to solve the issues of spatial dependence between observations. We used a dataset of the São Paulo municipality, assembled from different sources which have no restriction of access. SEM had better fit, although its performance was impaired by issues of spatial autocorrelation and by heterocedasticity. The other two models were impaired in the same fashion. Overall, the statistical significance of the coefficients and their sign were coherent with both theoretical and empirical studies. An unexpected result was that increasing the offer of bus services negatively impacted housing prices.

1. INTRODUÇÃO

A família de modelos canônicos da economia urbana foi gestada por Von Thünen, em 1826, a partir de uma questão: como é alocada a terra em derredor de uma cidade, entre cada produtor, de modo a minimizar os custos combinados de produção e de transportar até o centro (Batty, 2018; Fujita *et al.*, 1999). Nesse contexto, ao se aproximar do mercado central, os custos de transporte diminuem. Em contrapartida, os valores pagos aos rentistas aumentam devido à também maior competição pela terra escassa próxima ao centro. A mão invisível, enfim, organizaria os produtores em círculos concêntricos. Esse pensamento ecoa na escola de Chicago e nas reinterpretações de Alonso e Muth (Batty, 2018; White *et al.*, 2015): a diferença é que em vez de um mercado rural, as diferentes atividades urbanas e diferentes classes sociais estavam dispostas também segundo anéis, mas dessa vez no entorno de uma área central de negócios. A posição de cada atividade ou classe social refletiria, também, o equilíbrio entre a capacidade de pagar maiores rendas, referente aos lugares mais próximos do centro, e os custos de transporte envolvidos em morar mais ou mais perto desse centro (Batty, 2018; Fujita *et al.*, 1999). Desdobramentos dessa teoria passaram a levar em conta as recentes descentralizações manifestas nas grandes cidades, o resultado é uma paisagem simétrica de zonas concêntricas (White *et al.*, 2015), onde se afastar desses centros reduz os preços.

Verificações empíricas desse corpo teórico são importantes porque o imperativo de produzir soluções analíticas frequentemente restringiu esses modelos a um campo excessivamente abstrato. A modelagem urbana não raro se pautou em uma teoria e em uma matemática fechados em si mesmos (White *et al.*, 2015). Essas verificações são ainda mais importantes no contexto brasileiro, pois o mundo subdesenvolvido tem características e mecanismos próprios (cf. Santos, 2004). De fato, a estrutura de anéis concêntricos é incompatível com o que se observa no Brasil e nos países latino-americanos (cf. Abreu, 2013; Ford, 1996; Villaça, 1998).

As simetrias de que tratam a economia urbana tradicional são a consequência última de um princípio geral. Os modelos canônicos costumam partir do pressuposto de que o território é um plano isotrópico: os custos de deslocamento seriam iguais em qualquer direção ou sentido. Porém, as diferentes tecnologias de transporte e a disposição de suas respectivas redes e infraestruturas distorcem as simetrias de que tratam a economia urbana (Batty, 2018; Sevtsuk, 2010) e a terra mais disputada, mais cara, estaria, em última instância, nos lugares mais acessíveis (Villaça, 1998). Dito de outra forma, investimentos em transporte – ou o desligamento de serviços e infraestruturas – interferem no gradiente de acessibilidade de um território, o que, por sua vez repercute no valor da terra e no preço das propriedades.

Assim, ferramentas que estimem oscilações nos preços de imóveis provocadas por intervenções em infraestruturas ou serviços de transporte são fundamentais. Se as transformações no uso do solo são desencadeadas pelo preço da terra (Bertaud, 2018), essas ferramentas sinalizariam mudanças na estrutura urbana. Nesse contexto, destacam-se na literatura empírica os estudos hedônicos (Ibeas *et al.*, 2012), pois eles podem capturar variações no preço que se devem tanto à estrutura particular de cada bem, quanto aos atributos do seu entorno. Com efeito, é possível aprimorar políticas públicas de captura de valor (Cordera *et al.*, 2019; Mulley e Tsai, 2016; Mulley *et al.*, 2018; Sharma e Newman, 2018; Zhong e Li, 2016). Indo além, esses modelos podem ser insumo para modelos de interação entre transporte e uso do solo (Ibeas *et al.*, 2012).

Sinteticamente, este artigo irá estimar, comparativamente, o impacto dos principais modos de transporte do município de São Paulo no preço dos imóveis. Para isso, serão testados três modelos hedônicos: uma regressão linear múltipla, um modelo de defasagem (SAR) e um modelo de erro auto-regressivo (SEM). Há mais quatro partes. A segunda seção trata da revisão da literatura e das características da área de estudo. A terceira discute os materiais e métodos necessários à análise, cujos resultados são apresentados na seção seguinte. Por fim, as considerações finais, as limitações detectadas e as possibilidades de trabalhos futuros.

2. REVISÕES

Esta seção desdobra-se em dois itens. O primeiro deles apresenta a área de estudo: o município de São Paulo. Reconhecem-se as limitações de tratar de forma isolada uma cidade que é parte de uma vasta e dinâmica região metropolitana. Contudo, essa abordagem parece a mais razoável dada a quantidade e facilidade de obtenção dos dados necessários ao estudo proposto. Com efeito, será feita inicialmente uma síntese da estrutura urbana da cidade e um esforço de caracterização socioespacial do território. O texto ainda traz o estado atual do sistema e da rede de transportes.

Isso posto, o item 2.2 discorre sobre a interferência do sistema e da rede de transportes no preço de imóveis, sob a perspectiva de estudos de caráter empírico. O foco se direcionou a artigos indexados na base de dados *Scopus*, buscando no título, no resumo, ou nas palavras chave os

seguintes termos: *house*, *real estate*, *price**, *access** e *transport**. O asterisco indica que o localizador procurou também por variações dessas palavras, tais como *transportation*, *accessibility* ou *prices*. A revisão incluiu artigos a partir dos seguintes critérios: (i) abordar modelos hedônicos no contexto da formação do preço de moradias; (ii) incorporar o sistema ou a rede de transportes, seja de forma explícita – p. ex., distância até um ponto de acesso –, seja de forma implícita – p. ex., por meio de indicadores de acesso a oportunidades; (iii) texto em inglês, português ou espanhol.

A maior parte dos trabalhos trata ou de lugares do mundo desenvolvido ou de cidades chinesas. À exceção da China, portanto, o mundo subdesenvolvido é pouco retratado: foram encontrados apenas quatro artigos. Humavindu e Stage (2003) analisam imóveis em Windhoek, capital da Namíbia, Sharma e Newman (2018), Bangalore, na Índia. Os outros dois analisam Santa Marta, na Colômbia (Chica-Olmo *et al.*, 2019) e Santiago, no Chile (Agostini e Palmucci, 2008). Sobre o Brasil, nenhum trabalho indexado na base Scopus no horizonte de tempo utilizado.

Diante do anteposto, sugerem-se duas hipóteses não mutuamente excludentes. Primeiro, os pesquisadores de países subdesenvolvidos se interessariam pouco por essa área de estudo. A segunda é que haveria baixa projeção das pesquisas aqui produzidas. Com efeito, direcionou-se a busca para a base de dados SciELO, a fim de encontrar o que tem sido publicado a respeito de modelos hedônicos para a cidade ou para a região metropolitana de São Paulo: “hedônic*” e “São Paulo” foram utilizados como termos de busca. Os critérios de inclusão antepostos foram mantidos.

2.1 A área de estudo

São Paulo é a maior cidade brasileira, com cerca de 12 milhões de habitantes. É o principal centro financeiro da América Latina e possui o mais alto PIB nacional: aproximadamente R\$ 687 milhões em 2016 (IBGE, 2019). Além disso, também é um centro de serviços diversificados e especializados (EMPLASA, 2016). Sua região metropolitana tem 39 municípios e possui mais de 21 milhões de habitantes (IBGE, 2019).

As desigualdades desse território são apontadas por Villaça (1998), o qual revela um processo de segregação: as camadas de alta renda passaram a se estabelecer preferencialmente no quadrante sudoeste da cidade desde o final do século XIX, o que provocou o deslocamento do centro principal da cidade para esse mesmo quadrante. Bógus e Pasternak (2015) reforçam esse argumento, mostrando que as elites se agrupam nesse setor sudoeste, com alguns enclaves nas zonas norte e leste, constituindo um modelo núcleo-periferia. Isso é ilustrado na Figura 1, onde pode se ver uma hierarquia descendente de tipos socioespaciais conforme a ocupação se distanciava da área central. Num esforço de caracterização da área central de negócios, Nakano *et al.* (2004) identificam três escalas territoriais: o núcleo histórico, formado pelos distritos da Sé e República; o anel central, que agrega a estes oito distritos vinculados; e o centro expandido, o qual abriga atividades terciárias de caráter central e que, grosso modo, está delimitado pelas marginais dos rios Tietê e Pinheiros, a norte e sul, respectivamente, e pelas avenidas Bandeirantes e Salim Farah Maluf, a leste. Há, portanto, uma coincidência entre essas áreas centrais e o quadrante sudoeste de São Paulo. Com efeito, está posto um cenário de defasagem entre a moradia, de um lado, e os locais das oportunidades de trabalho e de oferta de serviços, de outro. Consequentemente, impõem-se longos deslocamentos diários à maioria da população (Leite *et al.*, 2015).

Por fim, a rede de transportes e alguns dados sobre seu uso. A rede de transportes de alta capacidade de São Paulo é formada pelo trem metropolitano e pelo metrô. Este possui cerca de 96 km de extensão e concentra-se nos limites do centro expandido. O trem conecta as áreas centrais com a periferia, passa pelos distritos de camadas sociais mais altas e se direciona aos distritos operários. O conjunto atual de linhas de ônibus é fruto de uma racionalização e da transição para um sistema tronco-alimentado. Foram agregados, ainda, novos corredores exclusivos e terminais (PlanMob/SP, 2015).

Sobre as viagens, a Pesquisa OD de 2017 (Metrô, 2017) mostra que 67% dos deslocamentos metropolitanos acontecem em modos motorizados, enquanto que os 33% restantes, a pé ou por bicicleta. Das viagens em modos motorizados, 54% acontecem em transportes coletivos, o restante, nos individuais. A análise segundo os modos principais de deslocamento motorizado, os automóveis respondem por 40,1% do total. Em segundo lugar, ônibus, com 29,4%. O metrô e o trem metropolitano ocupam, respectivamente, terceiro (12%) e quinto lugar (4%).

2.2 Estudos empíricos

Não há, ainda, uma teoria formal que determine uma forma funcional em relação à outra (Ibeas *et al.*, 2012). Assim, há variadas abordagens, tais como krigagem (Chica-Olmo *et al.*, 2019), estimadores de peneira – ou de crivo – (Poulhes, 2018) e transformações de Box-Cox (Xiao *et al.*, 2017; Yang *et al.*, 2018). Encontrar significância estatística e um bom ajuste depende da forma funcional escolhida (Xiao *et al.*, 2017) e das variáveis selecionadas (Cordera *et al.*, 2019). Ambas as escolhas estão sujeitas, também, às características da área de estudo. Frequentemente é feito o uso de regressões lineares hedônicas a partir do método dos mínimos quadrados. Alguns trabalhos apenas aplicam esta última de forma pura e simples (Guo *et al.*, 2016; Sharma e Newman, 2018), mas essa prática não é recomendada (Zhong e Li, 2016), já que a maioria dos autores identifica que há uma dependência espacial entre as observações, o que violaria a hipótese de independência dos resíduos. Não levar isso em consideração pode afetar a magnitude das estimativas a sua significância. Pode, ainda, levar à má interpretação dos testes e à heterocedasticidade. As estimações por mínimos quadrados, portanto, servem para construir um entendimento geral do problema. Elas então podem ser adaptadas de forma a melhor lidar com a dependência espacial. Mais frequentemente, métodos complementares são utilizados.

Em assim sendo, Poulhes (2018) utiliza um modelo com efeitos fixos e diz que quando há dados o bastante, o tratamento da dependência espacial é desnecessário. Hoogendoorn *et al.* (2019) usam, além desse método, um agrupamento dos erros, o qual seria, defendem, mitigador da dependência espacial. Contudo, essas duas abordagens devem ser aplicadas com cautela, pois há restrições quanto à sua validade (Anselin e Arribas-bel, 2012; Debarsy e Ertur, 2010; Taylor *et al.*, 2012; Vogelsang, 2012). Sadayuki (2018) agrega ao modelo linear uma medida de proximidade que mitigaria os efeitos da dependência espacial, embora ele também agrupe os erros em seu modelo. Outra possibilidade envolve regressões ponderadas geograficamente, mas esses métodos necessitam de grande quantidade de dados (Mulley *et al.*, 2018), além de ter resultados fragmentados e incomensuráveis (Li *et al.*, 2019). Os métodos de krigagem e a transformação de Box-Cox, citados anteriormente também conseguiriam mitigar esses efeitos. No entanto, a maior parte dos trabalhos levantados faz uso de modelos econométricos espaciais.

As variáveis selecionadas costumam pertencer a algum dos três seguintes grupos: estruturais, de vizinhança e de acessibilidade (Andersson *et al.*, 2010). Adota-se aqui essa subdivisão, por achá-la a mais didática, embora deva-se ressaltar que as formas de agrupar as variáveis variam

entre autores. Em suma, o primeiro grupo envolve as características físicas do imóvel *per se*: área construída, número de quartos, método construtivo, insolação etc. O segundo grupo trata de atributos urbanísticos do entorno, incluindo a quantidade e a qualidade de equipamentos públicos e de estabelecimentos privados. Pode ainda abranger indicadores de criminalidade (Gibbons e Machin, 2008); de poluição visual, sonora ou do ar (Brandt e Maennig, 2012); ou, até mesmo, de prestígio social (Cordera *et al.*, 2019). Por fim, o último grupo inclui medidas de acessibilidade, a qual é contabilizada de diversas maneiras, como por exemplo: quantidade de pontos de acesso à rede de transporte no entorno do imóvel, distância ao ponto de acesso mais próximo, proximidade ao CBD.

Enfim, os resultados. Foi dito que maior acessibilidade se reflete em maior preço, mas essa relação não é linear. Poulhes (2018) encontra a valorização a distâncias intermediárias das estações de metrô de Paris: proximidade imediata e distância excessiva se traduziriam em preços menores. Os resultados de Mulley *et al.* (2018) sugerem desvalorização no entorno imediato de uma linha de VLT em Sydney. Já no trabalho de Sharma e Newman (2018), houve valorização também em redor das estações do metrô de Bangalore, mas o efeito mais intenso foi nas distâncias intermediárias, voltando a cair com o afastamento. Possíveis explicações envolvem vibrações, poluição – visual, do ar ou sonora –, grande número de transeuntes. No caso de países subdesenvolvidos, há a congestão provocada pelo transporte alternativo, num esforço de resolver o problema da última milha, e o surgimento de camelôs. Mulley *et al.* (2018) encontram, ainda, que proximidade a pontos de ônibus diminui o valor e trazem como possibilidade o fato de o tráfego desse modo ser intrusivo e barulhento. Yang *et al.* (2018) encontraram desvalorização relacionada à proximidade de aeroportos e de rodovias elevadas.

Em contraposição, Li *et al.* (2019) não detectaram esse efeito deletério da proximidade: mais estações de ônibus, de metrô, ou mais bicicletas compartilhadas encarecem os imóveis. Hu *et al.* (2018) indicam que o valor é tanto maior quanto menor a distância a estações de metrô. Shen *et al.* (2018), que estudaram uma intervenção de Transporte Orientado ao Desenvolvimento centrado em nós de um sistema de ônibus comuns, obtiveram resultados análogos.

Destacam-se outros três fatores responsáveis pelas variações espaciais no preço. Primeiro, o impacto nos preços será tanto maior quanto maior for a escassez de infraestruturas de transporte (Hoogendoorn *et al.*, 2019; Li *et al.*, 2019; Sharma e Newman, 2018). Ainda nesse contexto, Sadayuki (2018) mostra que o efeito marginal de um ponto adicional de acesso depende da ordem de proximidade entre esse e os demais pontos. Em segundo lugar, o problema da última milha precisa ser levado em conta: as externalidades positivas de uma nova infraestrutura se dissipariam rapidamente com o aumento da distância, em ambientes pouco caminháveis (Hu *et al.*, 2018). Por fim, diferentes tipos de domicílio valorizam de forma diferente o mesmo modo de transporte (Li *et al.*, 2019; Pelechrinis *et al.*, 2017).

Enfim, destaca-se o fator temporal na materialização da valorização. Estudos longitudinais mostram que os ganhos de valor relacionados a um aumento na acessibilidade podem se materializar desde a época em que a intervenção é anunciada, ou durante o período de implantação (Agostini e Palmucci, 2008). Há casos em que os preços se estabilizam já no primeiro ano após a conclusão (Hoogendoorn *et al.*, 2019) e casos onde esses ganhos parecem se estender por maior horizonte de tempo (Sharma e Newman, 2018). Em contraposição, a intervenção pode reduzir preços, por causa dos transtornos esperados durante o período de obras (Bae *et al.*, 2003).

Quanto aos estudos nacionais reunidos, um deles trata do mercado imobiliário comercial (Paulo e Fávero, 2011) e os demais, do mercado residencial (Barros, 2017; Barros e Almeida, 2017; Fávero *et al.*, 2008; Hermann e Haddad, 2005; Maciel e Biderman, 2013). Em termos gerais, eles vão ao encontro do que foi discutido até aqui. Por isso achou-se necessário ressaltar apenas dois aspectos. Primeiro, o transporte urbano de passageiros foi pouco representado: variáveis que refletissem a facilidade de acesso a ônibus, a bicicletas ou às vias principais não fizeram parte das bases de dados. O foco esteve no sistema metro-ferroviário. O segundo aspecto está em Barros e Almeida (2017), no qual a distância às estações do sistema metro-ferroviário não teve efeito significativo. Uma possível causa seria o metrô provocar valorização, enquanto o trem provoca efeito contrário. Assim, entende-se que é necessário desagregar os modos.

3. PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

Primeiro, esta seção trata do conjunto de métodos utilizados na construção da base de dados, a qual totalizou 1445 observações, após remoção de *outliers*. Foram escolhidas 26 variáveis independentes – ver Quadro 1 – para explicar o preço dos imóveis. Em seguida, considerações gerais a respeito dos modelos utilizados e dos pressupostos adotados.

3.1 Base de dados

As variáveis PRECO, AREA, QUARTOS, SUITES e VAGAS foram extraídas do site do Zap Imóveis (Zap Imóveis, 2019) a partir de um *web scraper* implementado em Python. Foram descartados imóveis sem georreferenciamento. No caso de imóveis com as mesmas coordenadas – apartamentos de um mesmo prédio –, apenas um deles foi selecionado, de forma aleatória, para a análise.

O número de estabelecimentos por setor censitário também foi obtido via *web scraping* na base de dados aberta do Cadastro Nacional de Empresas para fins Estatísticos – 2010 (IBGE, 2010a). Informações urbanísticas do entorno dos domicílios, por setor censitário, vieram do Censo Demográfico de 2010 (IBGE, 2010b).

A partir do mapa de arruamento do município de São Paulo (GeoSampa, 2019), construíram-se as áreas de influência de cada imóvel: foram desenhados *buffers* de 500 e 1000 metros, a partir das distâncias caminháveis em rede. Foi também a partir do arruamento que foram calculadas as distâncias mínimas entre os imóveis e os pontos de acesso de trens e metrô. Por fim, as vias foram classificadas com base no OpenStreetMap (OpenStreetMap Contributors, 2019): foram avaliadas se existem *motorways*, vias de acesso restrito a veículos motorizados e de alta velocidade, com 2 ou mais faixas de trânsito e 1 faixa de acostamento, com separador central, sem cruzamentos ou obstruções, e *trunks*, vias similares às *motorways* porém com menor prioridade nos cruzamentos e menor nível de separação nas distâncias de 500 e 1000 metros.

3.2 As estimativas

A equação 1 apresenta o modelo de regressão linear múltipla (MLR); a equação 2, o modelo de defasagem espacial (SAR); as equações 3 e 4, o de erro auto-regressivo (SEM). Uma introdução a esses modelos econométricos pode ser encontrada, por exemplo, em LeSage e Pace (2009). Nesses três modelos utilizados, a variável dependente foi o logaritmo natural do preço dos imóveis. As variáveis independentes têm ordens de grandeza diferentes e, portanto, foram normalizadas a partir dos escores-z – média zero e desvio padrão 1. Com efeito, proporciona-se melhor ajuste, mas os coeficientes não poderão ser interpretados diretamente.

Quadro 1: Variáveis utilizadas nos modelos

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	Grupo*
PRECO	Logaritmo natural do preço do imóvel	1
AREA	Área do imóvel	1
QUARTOS	Número de quartos	1
SUITES	Número de suítes	1
VAGAS	Número de vagas na garagem	1
LINHASBUS	Número de linhas de ônibus que passam no buffer de 500m	2
CORREDORBUS	Dummy: vale 1 se há faixas exclusivas e corredores de ônibus no buffer de 500m	2
CICLOVIA	Dummy: vale 1 se há ciclovias em 500m de caminhada	2
DISTMETRO	Distância para estação de metrô mais próxima	2
DISTTREM	Distância para estação de trem mais próxima	2
ESTAB500	Número de estabelecimentos em uma área de 500m de caminhada	3
ESTAB1000	Número de estabelecimentos em uma área de 1000m de caminhada	3
HABHEC	Número de habitantes por hectare no setor censitário do imóvel	3
LOGRAD	Percentual de domicílios com identificação do logradouro	3
ILUM	Percentual de domicílios com iluminação pública na face	3
PAV	Percentual de domicílios com rua pavimentada na face percorrida	3
CALC	Percentual de domicílios com calçada	3
GUIA	Percentual de domicílios com meio-fio/guia	3
BUEIRO	Percentual de domicílios com boca de lobo/bueiro na face	3
RAMPA	Percentual de domicílios com rampa para cadeirantes nas esquinas	3
ARVORE	Percentual de domicílios com árvores na face, na face confrontante ou no canteiro central	3
ESGOTO	Percentual de domicílios com vala, córrego ou corpo d'água devido a lançamento de esgoto doméstico na face ou na face confrontante	3
LIXO	Percentual de domicílios com depósito ou acúmulo de lixo na face ou na face confrontante	3
TRUNK500	Dummy: 1 se o imóvel está a até 500m de uma via considerada trunk	4
TRUNK1000	Dummy: 1 se o imóvel está a até 1000m de uma via considerada trunk	4
MOTORWAY500	Dummy: 1 se o imóvel está a até 500m de uma via considerada motorway	4
MOTORWAY1000	Dummy: 1 se o imóvel está a até 1000m de uma via considerada motorway	4

*Refere-se à fonte do dado: 1, se Zap Imóveis (2019); 2, se GeoSampa (2019); 3, se do IBGE; 4, se OpenStreetMap Contributors (2019)

$$y = X\beta + e \quad (1)$$

$$y = \rho W y + X\beta + e \quad (2)$$

$$y = X\beta + u \quad (3)$$

$$u = \lambda W u + e \quad (4)$$

Em que:

y : Vetor de observações com o logaritmo natural preços dos imóveis selecionados;

X : Matriz de variáveis com os atributos dos imóveis (Quadro 1)

β : Vetor de parâmetros estimados;

W : Matriz de pesos espaciais

ρ : Parâmetro de autocorrelação espacial;

λ : parâmetro de autocorrelação espacial do termo dos erros;

e, u : Vetores de erros.

As análises espaciais foram feitas a partir do *software* GeoDa (Anselin *et al.*, 2006). O primeiro passo consiste no cálculo da matriz de pesos espaciais. Não há regra para a escolha da regra de contiguidade, de modo que foram seguidas duas diretrizes. De um lado, verificar a autocorrelação espacial significa rejeitar a hipótese – nula – de que há aleatoriedade espacial. Assim, quanto mais polígonos estão contidos em uma vizinhança, maiores as suavizações que os modelos provocam nas variâncias e, portanto, menor a capacidade de revelar a interrelação entre as variáveis. Por outro lado, deve-se tomar o cuidado de evitar polígonos isolados. Com efeito, foi utilizado o critério de contiguidade do tipo *queen*: são vizinhos os polígonos que compartilham um vértice, uma aresta ou ambos. Desse modo, cada polígono tem em média 5,92 vizinhos, com um desvio padrão de 1,5. Concluída essa etapa, podem ser estimados os

parâmetros dos três modelos selecionados. A estimação dos parâmetros do modelo MLR não necessitam da matriz de pesos, mas essa matriz é útil no diagnóstico dos resultados.

4. RESULTADOS E ANÁLISES

As estatísticas de teste apontam que o modelo MLR apresentou heterocedasticidade e problemas de autocorrelação espacial, conforme esperado. Nessa situação, Anselin (2005) recomenda avaliar o resultado dos multiplicadores de Lagrange – LM-Lag e LM-Error, em suas versões padrão e robusta – para escolher dentre SEM e SAR. Todos os multiplicadores foram significativos, de modo que se sugere basear a escolha no maior valor da estatística. Contudo, como os valores foram relativamente próximos, resolveu-se testá-los os dois. Os parâmetros estimados e estatísticas de teste selecionadas estão na Tabela 1.

Nenhum dos dois modelos econométricos conseguiu resolver os problemas aos quais se propunham, já que o teste de Breusch-Pagan permaneceu significativo e as razões de verossimilhança desses modelos também foram altamente significativas – similar ao que ocorreu em Barros (2017). A proximidade dos resultados do SAR e do SEM sugeririam problemas de especificação e refinamentos posteriores seriam necessários (Anselin, 2005). De qualquer forma, o SAR e, sobretudo, o SEM tiveram um maior valor de log-verossimilhança e menor valor de informação de Akaike, o que sugere que considerar a dependência espacial na análise permite um modelo mais bem ajustado. As discussões posteriores se darão a partir do confronto entre o MLR e o SEM. Este último teve melhor desempenho e, além disso, os coeficientes do SAR, embora reflitam o comportamento geral, não são diretamente interpretáveis (Ibeas *et al.*, 2012).

Primeiro, as características estruturais. Esses atributos têm sinais positivos, como esperado, e são significativos. Indo além do fato óbvio da área do imóvel ter maior impacto no preço, percebe-se que imóveis com mais quartos são mais valorizados, sobretudo se esses quartos forem suítes. Sobre as vagas, por um lado, o coeficiente pode indicar que as vagas são valorizadas em si mesmas. Por outro, são os apartamentos maiores, mas caros, que tendem a ter mais vagas, além de que a área da vaga é contabilizada na área total do imóvel.

Segundo, as características de transporte. Em geral, os sinais observados foram conforme o esperado e foram significativos. A surpresa foi o impacto negativo da densidade de linhas de ônibus. Levanta-se hipótese semelhante a Mulley *et al.* (2018): lugares com maior densidade de linhas teriam desvalorização por serem mais congestionados e com mais poluição, vibrações e barulho. Em contraposição, os corredores exclusivos – variável CORREDORBUS – costumam valorizar o entorno. Sobre os modos ferroviários, diferentemente de Barros e Almeida (2017) a distância a trem e metrô foi significativa e o afastamento de quaisquer dos modos, impacta negativamente no preço. No entanto, o coeficiente do metrô foi muito elevado, demandando maior investigação. Esses resultados distintos podem se dever às bases de dados distintas e aos modelos com diferentes especificações. A presença de ciclovias tem impacto positivo, mas deve-se ressaltar que o coeficiente para o caso da MLR foi excessivo, o que demanda análise mais aprofundada. No caso do SER o coeficiente foi mais plausível. As variáveis que refletem o acesso a vias troncais ou expressas não tiveram valores significativos, a não ser no caso da variável TRUNK1000, significativa e com sinal negativo. Uma possibilidade, então, é que embora uma via troncal proporcione mais acesso, as externalidades negativas diminuam a sua atratividade, o que se alinharia com alguns resultados discutidos na seção de revisão. Um último comentário quanto às variáveis de transporte é que tanto o metrô

quanto as ciclovias têm uma maior concentração na região central da cidade. O prestígio dessa parte do território pode, portanto, ser uma variável de confusão.

Tabela 1: Parâmetros e estatísticas de teste

VARIÁVEL	MLR	SAR	SEM
(Constante)	13,520*	9,391*	13,583*
AREA	0,477*	0,389*	0,430*
QUARTOS	0,119*	0,146*	0,155*
SUITES	0,174*	0,151*	0,152*
VAGAS	0,147*	0,145*	0,130*
LINHASBUS	-0,043*	-0,018	-0,021
CORREDORBUS	0,093*	0,045	0,057
CICLOVIA	0,100*	0,060*	0,057*
DISTMETRO	-0,123*	-0,065*	-0,138*
DISTTREM	-0,064*	-0,024**	-0,064*
ESTAB500	0,030	0,017	0,005
ESTAB1000	0,080*	0,090*	0,067*
HABHEC	0,041**	0,024	0,019
LOGRAD	-0,011	-0,020	-0,014
ILUM	0,032	0,023	-0,009
PAV	-0,003	-0,015	-0,056
CALC	0,238*	0,215*	0,226*
GUIA	-0,208	-0,203**	-0,186**
BUEIRO	0,052*	0,047*	0,037*
RAMPA	0,061*	0,044*	0,036*
ARVORE	0,033**	0,019**	0,012
ESGOTO	0,085**	0,096	0,055
LIXO	-0,141*	-0,080*	-0,071*
TRUNK500	0,049	0,047	0,008
TRUNK1000	-0,042	-0,031	-0,066**
MOTORWAY500	0,089	0,075	0,088
MOTORWAY1000	0,059	0,075**	0,077
ρ	-	0,307*	-
λ	-	-	0,579*
R^2	0,797	0,829	0,842
Log-verossimilhança	-675,4	-562,8	-543,8
Informação de Akaike	1404,9	1181,6	1141,7
Teste de Breusch-Pagan	349,589*	554,355*	527,621*
Índice de Moran	0,269*	-	-
Razão de verossimilhança	-	225,269*	263,197*

Obs.: valores em itálico não tem significância estatística

*Significante no nível de 0,01

**Significante no nível de 0,05

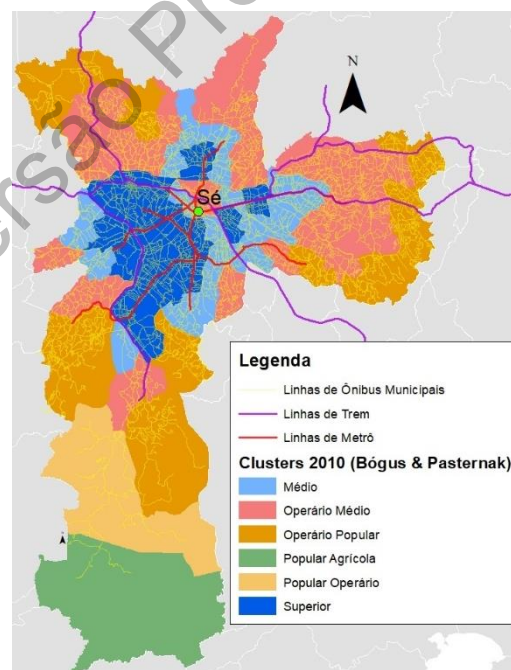


Figura 1: Tipologia sócio-ocupacional de São Paulo e rede de transportes

Enfim, as características do entorno. De modo geral, o conjunto delas pode ser interpretado como uma forma de medir as qualidades urbanísticas do entorno. Assim, é esperado que quando essas variáveis apontem na direção do aumento da qualidade, os imóveis sejam valorizados – nos casos em que elas se mostraram significativas. Um caso que necessita de maior investigação é o da variável GUIA, que teve coeficiente negativo e valor absoluto elevado. Adicionalmente, esse conjunto de variáveis pode ser afetado pelo mesmo fator de confusão apontado para trens e metrô, já que os locais com maior qualidade urbanística são as áreas centrais. Encerrando a discussão, o número de estabelecimentos aumenta o preço do imóvel, mas o efeito é significativo apenas no *buffer* de 1000m. Isso pode se dever a algum mecanismo análogo ao descrito em Guo *et al.* (2016): haveria uma distância ótima na qual a concentração de

estabelecimentos é desejada. Isto é, quando muito próximos, os benefícios da conveniência são suprimidos por externalidades tais como congestão e poluição – visual, sonora ou do ar.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo procurou mostrar o impacto diferencial das diferentes infraestruturas de transporte na precificação dos imóveis residenciais na cidade de São Paulo. A revisão da literatura revelou que estudos hedônicos anteriores, para o caso do município de São Paulo, contavam com bases de dados que, embora fossem generosas em número de observações, eram limitadas em termos dos diferentes modos de transporte. De fato, geralmente utilizava-se, apenas, a distância a estações de trem ou metro ou, ainda a distância a centralidades.

A multimodalidade das variáveis aqui adotadas, portanto, é compreendida como um aspecto original da pesquisa. Outro aspecto importante é que o procedimento metodológico utilizou fontes de dados abertas – ou sem restrições de acesso – e fez uso de *softwares* abertos. Isso facilita a reprodução da pesquisa ou, até mesmo, seu aprimoramento.

Quanto aos resultados, o sinal dos coeficientes e sua significância estiveram em acordo com o que se espera tanto em termos teóricos quanto em termos empíricos. Dito isso, as questões abordadas na quarta seção apontam para a necessidade de refinamentos no modelo, dessas, destacam-se a falha na mitigação dos problemas da dependência espacial e dos fatores de confusão associados, por exemplo, com o prestígio da área central. Com efeito, os próximos trabalhos precisam avaliar outras formas funcionais e outros conjuntos de variáveis independentes. Adicionalmente, parece inevitável que pesquisas futuras levem em conta a segmentação do mercado consumidor, tal como em Barros (2017), ou a diferenciação espacial do território, como por exemplo em Li *et al.* (2019) e Hu *et al.* (2018). Outra modificação possível é utilizar explicitamente uma variável de prestígio, como em Cordera *et al.*, (2019).

Uma sugestão para trabalhos futuros é utilizar modelos de aprendizado de máquinas, sobretudo modelos não-lineares, para verificar se eles melhor se ajustam e melhor preveem os preços. Indo por essa linha, um desafio que se apresenta é a maneira adequada de agregar os efeitos da dependência espacial e, também, de interpretar os resultados, já que alguns desses modelos são à semelhança de “caixas pretas” e não resultam em coeficientes diretamente interpretáveis.

Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001. Agradecemos, também, ao apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - Brasil (CNPq).

REFERÊNCIAS

- Abreu, M. de A. (2013) *Evolução urbana do Rio de Janeiro*. (4ª.). Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.
- Agostini, C., e Palmucci, G. (2008) Capitalización anticipada del metro de Santiago en el precio de las viviendas. *Trimestre Económico*, 75(2), 403–431. Obtido de <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-44949109124&partnerID=40&md5=d3676b0e1f1696d7fefeabd172d0786d>
- Andersson, D. E., Shyr, O. F., e Fu, J. (2010) Does high-speed rail accessibility influence residential property prices? Hedonic estimates from southern Taiwan. *Journal of Transport Geography*, 18(1), 166–174. doi:10.1016/j.jtrangeo.2008.10.012
- Anselin, L. (2005) Exploring spatial data with GeoDa: a workbook. University of Illinois, Urbana-Champaign, IL.
- Anselin, L., e Arribas-bel, D. (2012) Spatial fixed effects and spatial dependence in a single cross-section *. 92(1). doi:10.1111/j.1435-5957.2012.00480.x

- Anselin, L., Syabri, I., e Kho, Y. (2006) GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geographical Analysis*, 38(1), 5–22.
- Bae, C.-H. C., Jun, M.-J., e Park, H. (2003) The impact of Seoul's subway Line 5 on residential property values. *Transport Policy*, 10(2), 85–94. doi:10.1016/S0967-070X(02)00048-3
- Barros, R. B. A. (2017) O mercado imobiliário residencial no município de São Paulo: uma abordagem de preços hedônicos espacial. *Nova Economia*, 27(1), 303–337.
- Barros, R. B. A., e Almeida, E. S. de. (2017) Decomposição Espacial nos Preços de Imóveis Residenciais no Município de São Paulo. *Estudos Econômicos*, 48(1), 5–38.
- Batty, M. (2018) *Inventing futures cities. Edição do Kindle* (1ª.). MIT Press, Cambridge, Massachussets.
- Bertaud, A. (2018) *Order without design: how markets shape cities*. MIT Press.
- Bógus, L. M. M., e Pasternak, S. (2015) *São Paulo: transformações na ordem urbana*. Letra Capital, Rio de Janeiro.
- Brandt, S., e Maennig, W. (2012) The impact of rail access on condominium prices in Hamburg. *Transportation*, 39(5), 997–1017. doi:10.1007/s11116-011-9379-0
- Chica-Olmo, J., Cano-Guervos, R., e Tamaris-Turizo, I. (2019) Determination of buffer zone for negative externalities: Effect on housing prices. *Geographical Journal*, 185(2), 222–236. doi:10.1111/geoj.12289
- Cordera, R., Coppola, P., Dell'Olio, L., e Ibeas, Á. (2019) The impact of accessibility by public transport on real estate values: A comparison between the cities of Rome and Santander. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 125, 308–319. doi:10.1016/j.tra.2018.07.015
- Debarsy, N., e Ertur, C. (2010) Regional Science and Urban Economics Testing for spatial autocorrelation in a fixed effects panel data model. *Regional Science and Urban Economics*, 40(6), 453–470. doi:10.1016/j.regsciurbeco.2010.06.001
- Fávero, L. P. L., Belfiore, P. P., e Lima, G. A. S. F. de. (2008) Modelos de Precificação Hedônica de Imóveis Residenciais na Região Metropolitana de São Paulo: Uma Abordagem sob as Perspectivas da Demanda e da Oferta. *Estudos Econômicos*, 38(1), 73–96.
- Ford, L. R. (1996) A New and Improved Model of Latin American City Structure. *Geographical Review*, 86(3), 437–440.
- Fujita, M., Krugman, P., e Venables, A. (1999) *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. (1ª.). MIT Press, Cambridge, Massachussets.
- GeoSampa. (2019) Dados Abertos.
- Gibbons, S., e Machin, S. (2008) Valuing school quality, better transport, and lower crime: Evidence from house prices. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 99–119. doi:10.1093/oxrep/grn008
- Guo, Y., Agrawal, S., Peeta, S., e Somenahalli, S. (2016) Impacts of property accessibility and neighborhood built environment on single-unit and multiunit residential property values. *Transportation Research Record*. National Research Council, Lyles School of Civil Engineering and Nextrans Center, Purdue University, 3000 Kent Avenue, West Lafayette, IN 47906, United States. doi:10.3141/2568-15
- Hermann, B. M., e Haddad, E. A. (2005) Mercado Imobiliário e Amenidades Urbanas: A View Through the Window. *Estudos Econômicos*, 35(2), 237–269.
- Hoogendoorn, S., Van Gemeren, J., Verstraten, P., e Folmer, K. (2019) House prices and accessibility: Evidence from a quasi-experiment in transport infrastructure. *Journal of Economic Geography*, 19(1), 57–87. doi:10.1093/jeg/lbx027
- Hu, H., Geertman, S., e Hooimeijer, P. (2018) Market-Conscious Planning: A Planning Support Methodology for Estimating the Added Value of Sustainable Development in Fast Urbanizing China. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 11(2), 397–413. doi:10.1007/s12061-016-9217-z
- Humayindu, M. N., e Stage, J. (2003) Hedonic pricing in Windhoek townships. *Environment and Development Economics*, 8(2), 391–404. doi:10.1017/S1355770X03000202
- Ibeas, T., Cordera, R., Dell'Olio, L., Coppola, P., e Dominguez, A. (2012) Modelling transport and real-estate values interactions in urban systems. *Journal of Transport Geography*, 24, 370–382. doi:10.1016/j.jtrangeo.2012.04.012
- IBGE. (2010a) Cadastro Nacional de Empresas para Fins Estatísticos.
- IBGE. (2010b) Censo Demográfico 2010.
- Leite, C., Longo, M., e Guerra, M. (2015) Redes de Centralidades Multifuncionais e de Compacidade Urbana na Reestruturação Territorial de São Paulo. *Revista Iberoamericana de Urbanismo*, 12, 93–120.
- LeSage, J. P., e Pace, R. K. (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Boca Raton, FL.
- Li, H., Wei, Y. D., Wu, Y., e Tian, G. (2019) Analyzing housing prices in Shanghai with open data: Amenity, accessibility and urban structure. *Cities*, 91, 165–179. doi:10.1016/j.cities.2018.11.016
- Maciel, V. F., e Biderman, C. (2013) Assessing the effects of the São Paulo's metropolitan beltway on residential land prices. *Journal of Transport Literature*, 7(2), 373–402.

- Marmolejo-Duarte, C. (2017) Does urban centrality influence residential prices? An analysis for the Barcelona metropolitan area. *Revista de la Construcción*, 16(1), 57–65. doi:10.7764/RDLC.16.1.57
- Metrô. (2017) *Pesquisa Origem Destino 2017*. São Paulo.
- Mulley, C., e Tsai, C.-H. (Patrick). (2016) When and how much does new transport infrastructure add to property values? Evidence from the bus rapid transit system in Sydney, Australia. *Transport Policy*, 51, 15–23. doi:10.1016/j.tranpol.2016.01.011
- Mulley, C., Tsai, C. P., e Ma, L. (2018) Does residential property price benefit from light rail in Sydney? *Research in Transportation Economics*, 67, 3–10. doi:10.1016/j.retrec.2016.11.002
- Nakano, A. K., Campos Neto, C. M., e Rolnik, R. (2004) Dinâmicas dos subespaços da área central de São Paulo. *Caminhos para o centro: estratégias de desenvolvimento para a região central de São Paulo* (p. 123–158). São Paulo.
- OpenStreetMap Contributors. (2019) Vias de São Paulo. *OSM Brazil Shapefiles*.
- Paulo, L., e Fávero, L. (2011) Preços Hedônicos no Mercado Imobiliário Comercial de São Paulo: A Abordagem da Modelagem Multinível com Classificação Cruzada. *Estudos Econômicos*, 41(4), 777–810.
- Pelechrinis, K., Zacharias, C., Kokkodis, M., e Lappas, T. (2017) Economic impact and policy implications from urban shared transportation: The case of Pittsburgh's shared bike system. *PLoS ONE*, 12(8). doi:10.1371/journal.pone.0184092
- PlanMob/SP. (2015) *Plano Municipal De Mobilidade De São Paulo 2015*. São Paulo.
- Poulhes, M. (2018) From Latin Quarter to Montmartre: Investigating Parisian Real Estate Prices. *Annals of Economics and Statistics*, 130, 39–68. doi:10.15609/annaeconstat2009.130.0039
- Sadayuki, T. (2018) Measuring the spatial effect of multiple sites: An application to housing rent and public transportation in Tokyo, Japan. *Regional Science and Urban Economics*, 70(May 2017), 155–173. doi:10.1016/j.regsciurbeco.2018.03.002
- Santos, M. (2004) *O Espaço Dividido*. (2ª.). EDUSP, São Paulo.
- Sevtsuk, A. (2010) *Path and Place: A Study of Urban Geometry and Retail Activity in Cambridge and Somerville, MA*. Massachusetts Institute of Technology.
- Sharma, R., e Newman, P. (2018) Does urban rail increase land value in emerging cities? Value uplift from Bangalore Metro. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 117, 70–86. doi:10.1016/j.tra.2018.08.020
- Shen, Q., Xu, S., e Lin, J. (2018) Effects of bus transit-oriented development (BTOD) on single-family property value in Seattle metropolitan area. *Urban Studies*, 55(13), 2960–2979. doi:10.1177/0042098017729078
- Taylor, P., Barrios, T., Diamond, R., Imbens, G. W., e Kolesár, M. (2012) Clustering, Spatial Correlations, and Randomization Inference. *Journal of the American Statistical Association*, (August 2012), 578–591. doi:10.1080/01621459.2012.682524
- Villaça, F. (1998) *Espaço intraurbano no Brasil*. (2ª.). Studio Nobel, São Paulo.
- Vogelsang, T. J. (2012) Heteroskedasticity, autocorrelation, and spatial correlation robust inference in linear panel models with fixed-effects. *Journal of Econometrics*, 166(2), 303–319. doi:10.1016/j.jeconom.2011.10.001
- White, R., Engelen, G., e Uljee, I. (2015) *Modelling cities and regions as complex systems*. (1ª.). MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Xiao, Y., Chen, X., Li, Q., Yu, X., Chen, J., e Guo, J. (2017) Exploring determinants of housing prices in Beijing: An enhanced hedonic regression with open access POI data. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, 6(11). doi:10.3390/ijgi6110358
- Yang, L., Wang, B., Zhou, J., e Wang, X. (2018) Walking accessibility and property prices. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 62, 551–562. doi:10.1016/j.trd.2018.04.001
- Zap Imóveis. (2019) Imóveis a venda em São Paulo -SP.
- Zhong, H., e Li, W. (2016) Rail transit investment and property values: An old tale retold. *Transport Policy*, 51, 33–48. doi:10.1016/j.tranpol.2016.05.007

José Brandão de Paiva Neto (brandao.paiva@pet.coppe.ufrj.br)
Ígor Godeiro de Oliveira Maranhão (igormaranhao@pet.coppe.ufrj.br)
Romulo Dante Orrico Filho (romulo@pet.coppe.ufrj.br)
Programa de Engenharia de Transportes, Coppe, Universidade Federal do Rio de Janeiro
Av. Horácio Macedo, 2030 – Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Ana Luiza Mazalotti (anamazalotti@gmail.com)
Escola de Arquitetura e Urbanismo, Universidade Federal Fluminense
Rua Passo da Pátria, 156 – Niterói, RJ, Brasil