

O Impacto do Metro do Porto nos Preços Imobiliários: Uma Reavaliação

The Impact of the Metro of Porto on Real Estate Prices: A Re-Evaluation

João Borges Carvalho
Mestrado em Economia, FEP-UP

José da Silva Costa
CEF – UP, FEP-UP

Resumo/ Abstract

O acréscimo da acessibilidade proporcionado pelos sistemas de transporte públicos de Metro e o seu impacto nos preços imobiliários interessa a académicos, empresas transportadoras de Metro, responsáveis pelo desenho de políticas públicas, e gestores das cidades. Em particular, a obtenção de evidência empírica de que a acessibilidade a estações de Metro impacta nos preços imobiliários pode-nos dar indicações úteis sobre modalidades alternativas de financiamento dos sistemas de Metro em grandes metrópoles. Em estudo anterior realizado para Porto e Matosinhos (Reis, 2011; Reis e Costa, 2011) não foi possível obter evidência empírica desse impacto positivo. Alguns anos depois, justifica-se estudar de novo o assunto. Para o efeito, estimamos funções hedónicas de preços com dados relativos a 1065 habitações transacionadas no Município do Porto e Vila Nova de Gaia, ao longo do ano de 2016. A análise empírica tem em conta um conjunto de variáveis explicativas, incluindo variáveis estruturais, de localização e de vizinhança. Foram estimados três modelos: o modelo de preços hedónicos, o modelo de dependência espacialmente desfasada e o modelo de dependência dos erros. Os resultados apontam para um impacto positivo da proximidade do Metro no preço das habitações em todos os modelos considerados.

Palavras-chave: Modelo de preços hedónicos; Modelos espaciais; Metro do Porto; Valorização Imobiliária

Improved accessibility provided by metro transport systems is a subject of interest for academics, underground transport enterprises, public policy designers, and city managers. In particular, gathering empirical evidence that accessibility to underground stations impact on real estate prices brings insight on alternative sources of financing underground transport systems. A previous study for Porto and Matosinhos (Reis, 2011; Reis e Costa, 2011) obtained no empirical evidence of such positive impact. Several years later, it makes sense to study the subject again. To this purpose we estimate hedonic price functions using data for 1065 houses in the Municipality of Porto and Vila Nova de Gaia for the year 2016. In the analysis, we take into account a set of explanatory variables, including structural, location and neighbourhood variables. Three models were estimated: the hedonic price model, the spatially lag model, and the spatial error model. Results point to a positive impact of the proximity of the Metro on housing prices for all models considered.

Keywords: Hedonic Price Model; Spatial Models; Subway System; Real Estate Prices Appreciation

1. INTRODUÇÃO

Os sistemas de transporte por Metro desempenham um papel crucial na mobilidade nas grandes cidades pois são considerados um meio de transporte eficiente e ecológico, capaz de enfrentar a deterioração das condições de transporte urbano, enquanto ao mesmo tempo, melhoram o acesso aos locais de trabalho bem como a equipamentos e infraestruturas de serviços. As externalidades positivas, geradas pelos sistemas de transporte de Metro, superam largamente eventuais impactos negativos, reconhecendo-se o seu contributo para o aumento do bem-estar dos residentes em grandes cidades. A construção e operação de sistemas de transporte de Metro é dispendiosa e, por isso, dificilmente é financiável apenas com receitas de bilhética, sendo necessário o financiamento público como compensação pelo serviço público que este tipo de transporte presta aos utentes e não utentes (maior mobilidade, maior fiabilidade, menores custos de congestão, redução de sinistralidade, redução de poluição). Muitos destes efeitos têm natureza de bem público, isto é, são não rivais e há não exclusão, e por isso mesmo os agentes económicos comportam-se como *free-riders*, tendo o Estado que financiar a construção e em parte o funcionamento do sistema de transporte e arrecadar a receita correspondente com impostos.

Os preços da propriedade imobiliária têm a particularidade de captar as externalidades positivas e negativas da envolvente dos prédios, sendo, por isso mesmo, usados como via para quantificar as externalidades associadas a determinada atividade, equipamento e infraestrutura (por exemplo valor associado à proximidade a um parque verde). No caso concreto dos sistemas de transporte de Metro, a proximidade a uma estação de Metro gera um acréscimo de centralidade para os imóveis, sendo de esperar que tenha um impacto positivo no seu preço. A quantificação desse impacto interessa para a fundamentação política dos benefícios associados à existência e operação do sistema de transportes e dos recursos públicos alocados a este tipo de transporte, mas também porque permite encontrar outras modalidades de financiamento baseados em benefícios exclusivos dos beneficiários, como seria uma participação das empre-

sas de Metro na receita de Imposto Municipal sobre Imóveis (IMI) gerada pelos imóveis próximos das estações de metro, bem como, na receita de mais-valias associadas a imóveis próximos das estações de Metro.

Compreende-se, pois, o interesse em quantificar o impacto do sistema de Metro nos preços imobiliários com a estimação de funções hedónicas de preços. Nas funções hedónicas de preços o preço do bem é função do preço implícito dos seus atributos, onde se incluem atributos específicos do imóvel, bem como, atributos associados à sua envolvente e localização. A proximidade a estações de metro é um desses atributos de localização e envolvente do imóvel. Esta melhoria de acessibilidade pode dever-se tanto à diminuição do tempo necessário de deslocação até ao Metro, como à redução do tempo de viagem entre a origem e o destino potenciada pela otimização das rotas em termos de localização e custos. No entanto, a proximidade ao Metro pode gerar situações controversas para os residentes próximos, como é o caso do aumento de tráfego na zona envolvente e os níveis de ruído mais elevados. Estas duas externalidades negativas podem alterar o acréscimo de valor dos imóveis e até diminuir o preço do imóvel e o benefício incorporado pelos proprietários.

Em trabalhos anteriores, Reis (2011) e Reis e Costa (2011) analisaram a influência do Metro do Porto na valorização imobiliária das habitações dos municípios do Porto e Matosinhos. A análise da relação de causalidade entre acessibilidade ao Metro e preços de habitações foi realizada com recurso a uma amostra de 561 preços pedidos para habitações localizadas nos municípios do Porto e Matosinhos. Ao contrário do que era esperado pelos autores, as conclusões do estudo apontam para um prémio negativo para a proximidade de uma habitação à estação de Metro. Mais recentemente, Pascoal (2016) realizou idêntico estudo para Vila do Conde e Póvoa de Varzim, tendo o autor não encontrado evidência empírica estatisticamente significativa de impacto do sistema metropolitano na valorização imobiliária.

Passados alguns anos desde o início da atividade do Metro do Porto, justifica-se avaliar de novo se há sinais de impacto deste sistema de transporte nos preços imobiliários. Não só decorreu tempo necessário para que a acessibi-

lidade impactasse os preços imobiliários, bem como houve um crescimento muito significativo da oferta de alojamento local, onde a acessibilidade a transporte público constitui um atributo valioso. Adicionalmente, dispomos de uma amostra bem maior e com dados georreferenciados, o que constitui um valor acrescentado deste estudo pois podemos fazer estimados usando modelos com correção para autocorrelação espacial.

Para avaliar o impacto do Metro do Porto no preço dos imóveis, estimamos um modelo de preços hedónicos sem e com consideração de correção para autocorrelação espacial. Neste âmbito, o desenvolvimento do estudo é feito com recurso a modelos econométricos, nomeadamente o método dos mínimos quadrados, o modelo de dependência espacialmente defasada e o modelo de dependência espacial dos erros.

Este artigo está organizado em cinco secções. Numa segunda secção, fazemos uma revisão de estudos que recorrem a funções hedónicas de preços para estimar o impacto da acessibilidade a transporte de Metro nos preços imobiliários. Numa terceira secção apresentamos o modelo a ser estimado. Numa quarta secção analisamos os resultados empíricos obtidos. Finalmente, numa quinta secção apresentamos as conclusões da investigação realizada.

2. SISTEMAS DE TRANSPORTE DE METRO E PREÇOS IMOBILIÁRIOS: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

2.1. O Modelo de Preços Hedónicos

A estimação de modelos de preços hedónicos é uma metodologia que pode ser usada com propósitos diferentes e que se adequa bem à explicação dos preços em mercados onde se transacionam bens heterogéneos. Um bem heterogéneo é representado como um vetor de características objetivamente mensuráveis (Rosen, 1974). Os atributos dos bens heterogéneos, apesar de não serem transacionados individualmente, possuem um valor de mercado. Por essa razão se estimam modelos de preços hedónicos em que o objetivo é estimar o preço implícito dos atributos dos bens que não estão presentes no mercado de forma direta, mas que influenciam o preço pelo qual o bem heterogéneo é transacionado.

O uso da técnica do modelo de preços hedónicos é muito documentado na literatura tendo sido popularizado por Zvi Griliches no início da década de 1960 (Dorantes *et al.*, 2011). Goodman (1998) defende que o pioneiro da análise de preços hedónicos foi Court (1939) ao publicar o seu artigo *Hedonic price indexes with automotive examples*. No entanto, o seu trabalho apenas foi mencionado duas décadas depois por Zvi Griliches (1958) e apenas foi referenciado na literatura de forma superficial. No geral, a literatura aponta Lancaster (1966) e Rosen (1974) como os autores responsáveis pelos trabalhos mais importantes na consolidação da teoria dos preços hedónicos.

A abordagem Lancasteriana foca essencialmente o lado da procura. Para Lancaster (1966), um bem heterogéneo, por si só, não oferece utilidade ao consumidor, possui atributos e esses atributos dão origem à utilidade. Em geral, um bem terá mais do que um atributo, e muitos atributos serão comuns noutros bens e, por último, a combinação de bens pode possuir atributos diferentes daquelas que os bens têm separadamente, ou seja, o seu todo pode ser diferente da soma das partes. Embora Lancaster tenha sido o primeiro autor a discutir a utilidade hedónica, ele nada diz sobre os modelos de preços. Por isso, a abordagem de Rosen (1974) diferencia-se da abordagem de Lancaster porque analisa, não só o comportamento do consumidor, como também o equilíbrio de mercado. Rosen (1974) introduziu o conceito de equilíbrio competitivo entre a oferta e procura de bens multidimensionais, onde produtores e vendedores se posicionam. O autor sugeriu que tanto a oferta como a procura devem ser levados em consideração quando se realiza uma análise de preços hedónicos.

No seu estudo, Rosen começa por definir um plano em que qualquer ponto localizado no espaço de atributos pode ser representado por um vetor de coordenadas $z=(z_1, z_2, \dots, z_n)$, em que z_i mede a quantidade do i ésimo atributo contido no bem e n é o número total de características objetivamente medidas. Então, o preço global da transação é definido para cada ponto do espaço de atributos e segue as escolhas de localização do consumidor e produtor.

$$p(z) = p(z_1, z_2, \dots, z_n) \quad (1)$$

A equação acima indica que o preço p de um dado bem depende das quantidades dos seus atributos z_i . Assume-se que as hipóteses

genéricas de um mercado competitivo são tidas como válidas. Isto é, nenhum dos agentes individuais tem capacidade para influenciar o comportamento de mercado. Em equilíbrio de mercado, o que os consumidores estão dispostos a pagar é igual ao que os vendedores estão dispostos a receber, dado um conjunto de atributos localizados no espaço.

Genericamente o modelo de preços hedónicos pode ser representado por

$$P_i = p(X_i, \beta, \varepsilon) \quad (2)$$

onde P_i representa o preço de habitação, X_i um vetor de atributos da habitação, β é um vetor dos parâmetros a ser estimado, ε é o termo de erro estocástico.

2.2. Impacto dos Sistemas de Transporte de Metro nos Preços Imobiliários

Nos últimos anos, o elevado ritmo de construção e extensão das linhas de Metro em várias cidades do mundo e as crescentes necessidades de financiamento destas infraestruturas de transporte levou muitos investigadores a estudar a relação entre as estações de Metro e o preço das habitações. Para o efeito recorreram muito frequentemente à estimação de funções hedónicas de preços de habitação. O preço das habitações, como vimos atrás, é função dos seus atributos onde se inclui a acessibilidade a estações de Metro. Esta metodologia permite captar o valor associado à acessibilidade ao Metro ao mesmo tempo que considera todos os outros atributos que influenciam o preço das habitações.

Al-Mosaind *et al.* (1993) estudou um corredor da linha de Metro MAX em Portland com diversas estações de Metro e concluiu que as estações de Metro têm um impacto positivo no preço das habitações que estão localizadas até 500 metros. O preço das propriedades até 500 metros é 4324\$ mais elevado, em média, em relação às propriedades localizadas dentro da área de estudo (até 1000 metros) mas com uma distância superior a 500 metros. O autor concluiu também que a contribuição total da proximidade das estações nos preços das propriedades é aproximadamente 10,6%, em média.

Hess e Almeida (2007) estimaram um modelo de preços hedónicos usando para o efeito uma base de dados com 7000 observações na

Cidade de Búfalo. Os autores consideraram uma zona de impacto definida de 400 metros de raio em torno das 14 estações de Metro. Concluem que, ao longo do metropolitano, as habitações localizadas na área de estudo são valorizadas em \$2,31/m (usando a distância linear) e \$0,99/m (usando a distância de percurso) em direção à estação de Metro mais próxima. Uma habitação localizada na área de impacto pode ganhar um prémio de \$1300-3000 ou possuir um valor 2 a 5% acima do valor médio das habitações na cidade.

Pan (2013) analisou o impacto do metropolitano de Houston no preço das propriedades residenciais com recurso não só ao tradicional modelo do método dos mínimos quadrados (OLS) como também, a outro modelo econométrico. Os resultados do modelo OLS mostram que há um efeito positivo nas propriedades localizadas entre uma e três milhas de distância da estação de Metro. Em ambos os modelos as estimações mostram que há um efeito negativo no preço das propriedades localizadas até ¼ milha de distância da estação de Metro.

Anderson *et al.* (2010) recorreram ao modelo de preços hedónicos e estudaram o impacto da linha *High-Speed Rail* (HRS) no preço das habitações da região metropolitana de Taiwan. Concluíram que a acessibilidade a estações de Metro HRS é pouco robusta e significativa, em comparação com atributos estruturais e de vizinhança. O custo das tarifas praticadas na linha de Metro e a sua localização inacessível são duas das razões que podem justificar os resultados estatisticamente insignificantes ou fracamente significativos segundo os autores deste estudo.

Dois estudos realizados para Paris e Manchester revelam que a proximidade a estações de Metro e de Elétrico tende a diminuir o preço das habitações (Papon *et al.*, 2013; Forrest *et al.*, 1996). Os efeitos negativos que resultam da proximidade do sistema metropolitano das propriedades imobiliárias estão associados a externalidades negativas como o ruído, o congestionamento e os edifícios históricos que afetam a qualidade paisagística.

Em síntese, embora alguns estudos apontem impactos negativos sobre a proximidade das habitações às estações de Metro, a maioria dos casos estudados mostram que o transporte ferroviário, em particular, as linhas de Metro, proporcionam valorizações nas habitações próximas das estações e essa valorização diminui com o aumento da distância da habitação à estação de

Metro (Grass, 1992; Al-Mosaind *et al.*, 1993; Hess e Almeida, 2007; Bae *et al.*, 2003; Andrade e Maia, 2009; Dorantes *et al.*, 2011; Pagliara e Papa, 2011; Zhang e Jiang, 2014; Li *et al.*, 2015; Diao, 2015; Dai *et al.*, 2016; Sun *et al.*, 2016).

2.2.1. Variação Temporal do Impacto

Alguns estudos analisam o impacto das estações de Metro nos preços imobiliários ao longo do tempo, desde a fase do planeamento de uma linha de Metro até à sua fase de operação consolidada. Grass (1992) analisou os preços imobiliários de diversos bairros da região metropolitana de Washington DC. Os valores dos coeficientes estimados mostraram haver uma relação direta significativa entre a abertura do Metro e o preço das propriedades residenciais que estão próximas da estação. O preço médio das propriedades situadas nas áreas de impacto é 19% superior ao preço médio das propriedades localizadas nas áreas de controlo.

Bae *et al.* (2003) estudaram o impacto da linha 5 do Metro de Seul no preço das habitações em quatro períodos de tempo, antes e depois da inauguração do Metro. Os autores recorreram a uma amostra de 241 transações para quatro anos (1989, 1995, 1997 e 2000) correspondentes ao anúncio da construção do Metro, um ano durante a construção, o ano de conclusão e três anos após a sua abertura. Os resultados do modelo de preços hedónicos indicam que a distância às estações de Metro tem um efeito estatisticamente significativo no preço das habitações apenas antes da abertura da linha.

Pagliara e Papa (2011) usaram informação georreferenciada sobre a localização das habitações (*Geographic Information System*, GIS) para analisar o impacto do Metro de Nápoles sobre o preço das habitações com base em dados de séries temporais (consideram os períodos 2001-2005 e 2005-2008). As estimações mostram que, para diferentes rotas, os efeitos nos preços da habitação em diferentes períodos variam. Os efeitos são mais significantes para estações que abriram em 2001, uma vez que os autores dispunham de dados para análise durante os sete anos seguintes à abertura. Além disso, mesmo para a mesma rota de trânsito ferroviário, os efeitos nos preços da habitação em diferentes períodos também foram diferentes.

Pan (2013) confirma que o preço das propriedades próximas das estações do Metro de Houston aumentou significativamente após a

abertura da linha em 2004, o que é consistente com os resultados apresentados por Forouhar (2016). Forouhar (2016), no seu estudo sobre o impacto das estações ferroviárias no preço das propriedades residenciais de Teerão, recorreram ao método *trend analysis* e ao modelo *difference-in-differences* para estudar esta problemática. O autor selecionou quatro estações de Metro, repartidas pelas duas regiões (Norte e Sul), ao longo do período de 2004-2012, comparando os preços antes e depois da abertura das estações de Metro (inauguradas em 2009). Conclui que há um efeito negativo do Metro de Teerão no preço das propriedades residenciais da região Norte e positivo para as propriedades residenciais da região Sul, após a abertura da estação de Metro em 2009.

2.2.2. Variação Espacial do Impacto (Zonas Urbanas versus Zonas Suburbanas)

Segundo alguns estudos, o impacto das estações de Metro sobre o preço das habitações pode ser diferente se as habitações estão localizadas no centro ou na periferia das cidades e metrópoles e se as estações são estações de transbordo.

Dai *et al.* (2016) mostram que o impacto da proximidade a uma estação de Metro situada nos subúrbios de Pequim é maior do que no centro de Pequim. No estudo de Sun *et al.* (2016) a linha 3 do Metro de Tianjin tem mais influência nos preços imobiliários nas áreas suburbanas do que em áreas urbanas. Em áreas suburbanas, se o imóvel está localizado até 1000 metros da estação, o seu preço aumenta 24,74%, enquanto em áreas urbanas, o preço apenas aumenta 7,9%. No entanto, o coeficiente estimado desta última variável não é estatisticamente significativo. Os resultados da regressão para a região inteira indicam que o coeficiente de distância à estação de Metro mais próxima é negativo (-0,099011). Isto significa que se o imóvel se encontra até 1 quilómetro de cada linha, o preço aumenta 9,9011%. Comparando os diferentes níveis de influência da linha 3 da estação de Metro de Tianjin nas diferentes áreas (urbanas, suburbanas e região inteira) percebe-se que a linha 3 do Metro tem uma maior influência nos subúrbios da cidade do que no centro da cidade.

Em Madrid, Dorantes *et al.* (2011) constataram que o impacto de cada metro linear de distância à estação Metrosur é diferente em cada um dos cinco municípios localizados na periferia de Madrid. Uma habitação a 1000 metros de

distância da estação Metrosur mais próxima custa entre 2,18% e 3,18% (dado o município) menos do que outra localizada ao lado do Metro.

Pagliara e Papa (2011) mostram, também, que as novas estações de Metro da região suburbana de Piscinola têm um impacto positivo no valor das propriedades devido à acessibilidade adquirida até ao centro de Nápoles através da linha 1 do metropolitano.

2.2.3. Área de Impacto das Estações de Metro

Em relação à definição da área potencial de influência das estações de Metro sobre o preço das habitações, a literatura não fornece uma medida/área específica nem um critério de avaliação, o que leva a concluir que a definição da mesma depende de cada investigador consoante o contexto local. Diao (2015) definiu uma zona de impacto de ½ milha (cerca de 800 metros) à volta da estação de Metro, justificando que corresponde a uma distância que pode ser percorrida a pé de forma confortável. Este autor concluiu que os habitantes pagam um prémio por viver nessa área em função da acessibilidade proporcionada.

Já Grass (1992) concluiu que o impacto do Metro sobre o preço das habitações é maior em áreas até ¼ milha (cerca de 400 metros) em torno da estação, definidas também como áreas de impacto. Outros autores concluem que a área de influência com maior impacto sobre o preço dos imóveis é quando a habitação se situa até 500 metros em torno da estação de Metro (Al-Mosaind *et al.*, 1993; Zhang e Jiang, 2014). Em muitos estudos opta-se por considerar uma variável contínua para avaliar a acessibilidade do Metro, definindo a distância linear ou a distância em percurso real da habitação à estação de Metro (Bae *et al.*, 2003; Hess e Almeida, 2007; Andrade e Maia, 2009; Dorantes *et al.*, 2011; Dai *et al.*, 2016; Sun *et al.*, 2016).

2.2.4. Estudos para Portugal

Em Portugal, a literatura sobre a relação entre o preço das propriedades e a proximidade das estações de Metro está pouco consolidada, tendo sido realizados poucos estudos empíricos. Apesar disso, no que respeita à utilização de funções de preços hedónicas, vários investigadores utilizaram este método para estudar os atributos que determinam o preço das propriedades (Pinho, 1992; Teixeira *et al.*, 2010; Marques *et al.*, 2010).

Reis (2011) e Reis e Costa (2011) procuraram avaliar o impacto que o Metro do Porto produz na valorização imobiliária nos municípios do Porto e Matosinhos. Os autores socorreram-se, para o efeito, de uma amostra composta por 561 preços de oferta (396 no Porto e 165 em Matosinhos) entre 1 de Junho de 2006 e 31 de Agosto de 2010. São consideradas no modelo variáveis explicativas não só relativas ao vetor Habitação como também aos vetores Acessibilidade e Metro. Os autores não encontraram evidência de que a proximidade do Metro gera um prémio positivo no preço das habitações, pelo contrário, surpreendentemente, as conclusões deste estudo apontam para um prémio negativo relativamente à proximidade de uma habitação à estação de Metro mais próxima. Estima-se que por cada metro de proximidade a uma estação o preço das habitações venha reduzido em 0,005%, por cada dez metros o valor reduz-se 0,05% e por cada cem metros, 0,5%. Apesar do impacto ter muito pouca expressão, é estatisticamente significativo para um nível de confiança superior a 99%.

Martínez e Viegas (2012), na tentativa de encontrar um novo quadro financeiro para a operação do sistema de Metro e o desenvolvimento de infraestruturas no município de Lisboa, analisaram o potencial da aplicação de um mecanismo de financiamento *Land Value Capture*, usando o modelo hedónico de preços espacial e um modelo de simulação. Os autores afirmam que a aplicação deste mecanismo poderia aumentar significativamente o ritmo de construção da rede de Metro e reduzir o défice operacional das empresas de Metro.

Pascoal (2016) avaliou o impacto do sistema de Metro do Porto na valorização imobiliária para os municípios da Póvoa de Varzim e Vila do Conde e concluiu que a proximidade ao Metro não influencia o preço dos imóveis.

Os estudos sobre Portugal são, como referimos acima, ainda poucos. Em particular os trabalhos de Reis (2011) e Reis e Costa (2011) reportam resultados obtidos com informação de preços de habitação relativos a um ano próximo do ano de inauguração do Metro do Porto, justificando-se uma reanálise para um ano mais recente.

3. A ESTIMAÇÃO DO MODELO HEDÓNICO DE PREÇOS

Na estimação do modelo hedónico de preços usualmente consideram-se três formas funcionais (Sun *et al.*, 2016):

$$P_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\ln P_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$\ln P_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k \ln X_{ki} + \varepsilon_i \quad (5)$$

Em que, P é a variável explicada (o preço da habitação), β_0 é o termo independente, X_k são as variáveis explicativas (os atributos da habitação, de localização e de vizinhança), β_k ($i = 1, \dots, k$) é o coeficiente de regressão desconhecido. O termo de perturbação é ε , i é o índice de observação e k é a dimensão da amostra.

A equação (3) representa o modelo linear em que tanto a variável dependente como as variáveis independentes possuem especificação linear. Cada coeficiente estimado representa a variação, em média, no preço da habitação causada pela variação absoluta nos atributos habitacionais.

A equação (4) representa o modelo semi-logarítmico. Este modelo transforma logaritmicamente a variável dependente mantendo a linearidade das variáveis independentes. Cada coeficiente estimado representa a taxa de variação relativa, ou seja, a variação percentual do preço da habitação em consequência da variação em uma unidade nos atributos habitacionais.

A equação (5) representa o modelo duplo logarítmico (ou log-log) sendo este um modelo em que tanto a variável dependente como as variáveis independentes são transformações logarítmicas. Cada coeficiente estimado mede a elasticidade do preço da habitação em relação aos atributos habitacionais, ou seja, representa a variação percentual do preço em resultado de uma variação percentual nos atributos habitacionais.

Geralmente, os estudos empíricos agrupam esses atributos em quatro subgrupos:

i) Atributos estruturais (ou internos): descrevem as características físicas da habitação como por exemplo o número de quartos, se a habitação tem ou não garagem, entre outros;

ii) Atributos de localização: inclui a acessibilidade ao centro da cidade (nomeadamente ao emprego, estabelecimentos públicos, ruas principais, estações ferroviárias, entre outros) medida pela distância (em quilómetros) ou tempo (minutos) por exemplo;

iii) Atributos de vizinhança: descrevem a qualidade das características económicas e sociais do bairro (o estatuto de rendimento e a composição racial são exemplos destes atributos);

iv) Atributos ambientais: descrevem a qualidade ambiental e as amenidades locais como a poluição aérea, poluição da água, ruído, vistas panorâmicas e a proximidade a sítios recreativos ou serviços públicos.

A estimação de funções hedónicas de preços levanta alguns problemas econométricos que podem dar origem ao enviesamento da estimação, decorrentes de erros de especificação da função, da existência de autocorrelação espacial, de multicolinearidade, e heterocedasticidade.

Com base na literatura hedónica, a forma funcional semi-logarítmica é a mais usada pelos investigadores. A interpretação dos coeficientes estimados é de fácil leitura e tem sido vista como a melhor forma funcional em diversas situações (Dubé *et al.*, 2011). Em particular, a forma semi-logarítmica adequa-se bem para explicar o preço de bens como a habitação, onde a oferta responde com desfasamento à procura, e onde os preços dos atributos se caracterizam por uma relação não-linear com a quantidade dos atributos. É normal que os investigadores estimem várias formas funcionais com o objetivo de encontrar aquela que tem melhor comportamento dado o conjunto de dados em análise (Halvorsen e Pollakowski, 1981). Para escolher a melhor forma funcional diversos autores recorrem à chamada transformação Box-Cox. Esta transformação é usada em diversos estudos (Papon *et al.*, 2013; Anderson *et al.* 2010; Forrest *et al.* 1996).

4. ESTUDO EMPÍRICO

4.1. Visão Geral do Metro do Porto

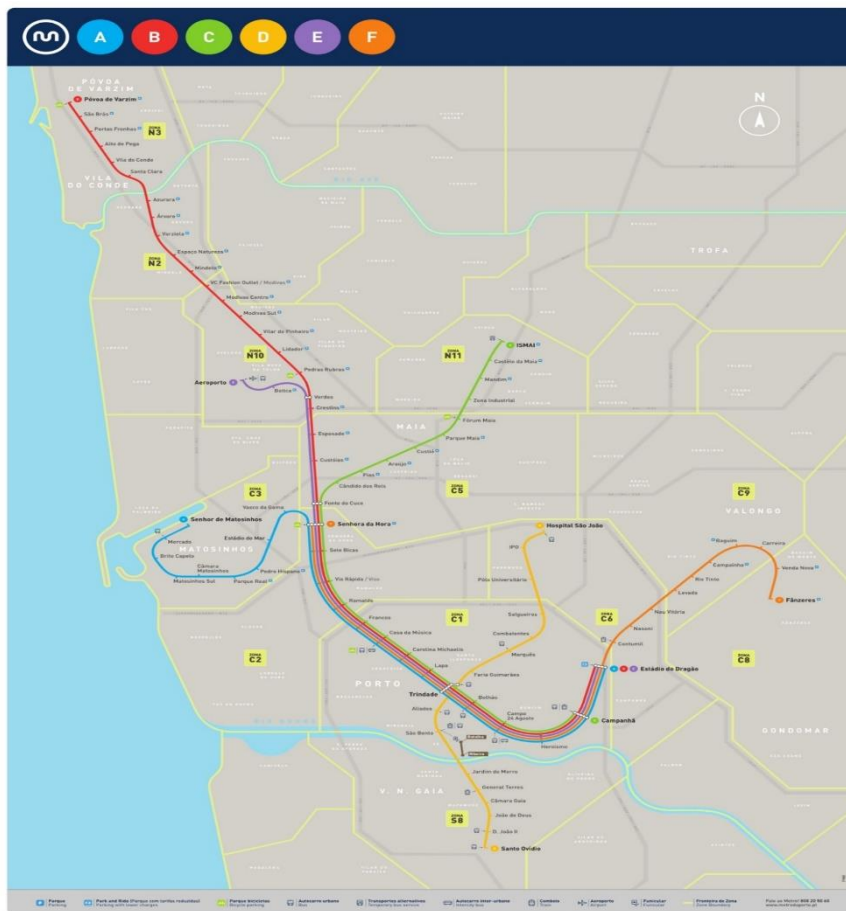
O Metro do Porto é um sistema de Transporte Público da Área Metropolitana do Porto composto por 6 linhas que compõe uma rede de 67 quilómetros. Possui no total 82 estações de Metro, 14 estações subterrâneas e 68 estações à superfície, espalhadas por sete concelhos da Área Metropolitana. A linha A (linha azul) foi a primeira linha do Metro a ser inaugurada, no dia sete de Dezembro de 2002, entre o Senhor de Matosinhos e a estação da Trindade. Entrou em funcionamento com apenas 11,8 quilómetros e 18 estações, o comprimento desta linha é atualmente de 15,6 quilómetros, desde o Senhor de Matosinhos até ao Estádio do Dragão. A linha B (linha vermelha) do Metro do Porto abriu em 2005 entre o Estádio do Dragão e Pedras Rubras

e, no ano seguinte, assiste-se à sua expansão com a abertura do segmento Pedras Rubras/Póvoa de Varzim no sentido Norte, completando um comprimento total da linha de 33,6 quilómetros. A linha C (linha verde) abriu em 2005, entre o Fórum da Maia e o Estádio do Dragão. No ano seguinte, surge um alargamento da linha devido à abertura do segmento Fórum da Maia/ISMAI, passando a contar com uma extensão total de 19,6 quilómetros, entre Campanhã e ISMAI. A linha D (linha amarela) é inaugurada e aberta à exploração comercial em Setembro de 2005. Inicialmente, o seu troço desenvolveu-se entre a Câmara de Gaia e o Pólo Universitário, adicionando 5,7 quilómetros de rede ao Metro do Porto e 10 estações, quase todas elas subterrâneas. Numa segunda fase (2006), procedeu-se à abertura do segmento Pólo Universitário/Hospital S. João, aumentando o comprimento da linha na direção Norte. Em 2008, a linha volta novamente a ser intervencionada devido à abertura de um novo troço no sentido Sul, entre a Câmara de Gaia e D. João II. Em 2011, surge a abertura

da estação de Santo Ovídio, alargando a linha amarela em direção a Sul. A linha E (linha violeta) é inaugurada em 2006 e faz a ligação entre o Aeroporto do Porto e o Estádio do Dragão. Esta linha tem um comprimento de 16,7 quilómetros e pela primeira vez, em Portugal, um aeroporto é servido por uma rede de Metro. A linha F (linha laranja) foi inaugurada em 2011, entre Fânzeres e a Senhora da Hora com um comprimento equivalente a 17,4 quilómetros.

Em relação ao futuro, a rede terá uma nova linha (linha rosa/G) que fará a ligação entre a Casa da Música e a estação São Bento. A sua inauguração está prevista para 2022 e terá um comprimento de 2,7 quilómetros, divididos por 4 estações. Também no âmbito da projeção futura da rede, está prevista extensão da linha amarela. Mais especificamente, trata-se do prolongamento para sudeste da linha amarela, entre o atual terminal em Santo Ovídio e Vila D'Este, cujo troço terá aproximadamente 3,2 quilómetros e 3 novas estações.

Figura 1. Rede do Metro do Porto (Fonte: Metro do Porto)



A linha amarela do metropolitano do Porto é uma linha importante do sistema que tem vindo a enfrentar uma elevada procura de passageiros. Esta linha garante a cobertura de dois Municípios, o Município do Porto e o Município de Vila Nova de Gaia. Pela sua importância, a base de dados inclui, de forma integral, propriedades que estão próximas das estações de Metro da linha amarela. As restantes linhas são analisadas de forma parcial, ou seja, somente habitações que estão próximas das estações de Metro ao longo das linhas da cidade do Porto, como iremos ver em seguida.

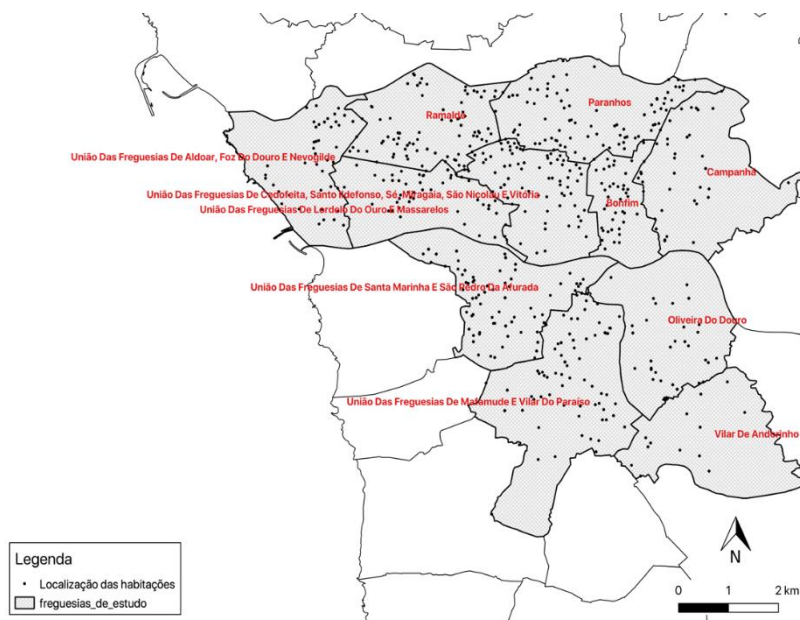
4.2. Base de Dados e Especificação do Modelo de Preços Hedónicos

A base de dados de suporte ao nosso estudo empírico foi-nos cedida por uma empresa especializada em dados estatísticos de imóveis residenciais, a Confidencial Imobiliário. Os dados integrados na base de dados são relativos a habitações transacionadas em diversos Municípios¹ do Distrito do Porto ao longo do ano de 2016. A base de dados possui no total 6358 observações e fornece informação específica sobre localização (latitude e longitude), preço de venda e um conjunto de atributos estruturais

como sejam a área bruta, a idade do imóvel, o tipo de edifício, o número de lugares de garagem e o número de quartos.

Uma vez que a área espacial do estudo empírico remete para os Municípios do Porto e Vila Nova de Gaia, aplicamos um filtro e com isso reduzimos a amostra para cerca de 2000 observações. Cumulativamente a este procedimento, consideraram-se os seguintes critérios: exclusão de observações em que não contém o ano de construção; exclusão de habitações novas e em ruína; apenas são válidas moradias e edifícios em altura; não são consideradas habitações destinadas a arrendamento; o número de quartos de cada habitação é definido com base no tipo de fração²; exclusão de observações que não constem informação válida. Após este processo de filtragem da informação, realizamos o tratamento de informação relacionado com os atributos de localização e a partir do cálculo das distâncias euclidianas, detetamos que 69 observações possuíam localização errada pelo que foram retiradas da base de dados. Feitos os ajustamentos, a nossa análise empírica baseia-se numa amostra de 1065 imóveis, 745 estão localizados no Município do Porto e 320 no Município de Vila Nova de Gaia.

Figura 2. Localização das habitações constante da amostra (elaboração própria)



¹ A Base de dados contém transações ocorridas em seis Municípios tais como Gondomar, Maia, Matosinhos, Porto, Póvoa de Varzim, Vila do Conde, Valongo e Vila Nova de Gaia.

² Assumiu-se que, a título exemplificativo, se a tipologia da habitação é um apartamento T3, então equivale a três quartos. A aplicação desta regra é válida para todas as restantes tipologias de

habitação, desde T0 a T5. É importante também realçar que, para observações onde não conste informação (designada como NULL), que é o que acontece com a maioria das observações, considerou-se a regra aplicada à tipologia T0, ou seja, assume valor zero.

Os dados são respeitantes a habitações unifamiliares (19%) e plurifamiliares (81%), sendo que todas as habitações são usadas e estão localizadas nas mais diversas áreas urbanas do Porto e Vila Nova de Gaia, nomeadamente nas imediações das estações do sistema do Metro do Porto. Segundo os dados da empresa Metro do Porto (2017) são consideradas as freguesias com elevado dinamismo habitacional e onde as estações de Metro registaram uma elevada taxa de ocupação média do Sistema de Metro Ligeiro ao longo do período de 2017. Devido à importância do Sistema de Metro do Porto no Município do Porto consideramos todas as freguesias tais como Campanhã, Ramalde, União das Freguesias (UF) de Cedofeita, Santo Ildefonso, Sé, Miragaia, São Nicolau e Vitória, Paranhos, Bonfim, UF de Lordelo do Ouro e Massarelos, UF de Aldoar, Foz do Douro e Nevogilde, enquanto no Município de Vila Nova de Gaia são consideradas as freguesias de Oliveira do Douro, UF de Santa Marinha e São Pedro da Afurada, Vilar do Andorinho e UF de Mafamude e Vilar do Paraíso.

Em relação aos atributos de vizinhança, decidimos definir variáveis qualitativas tendo em conta o fator de localização da habitação, ou seja, a freguesia em que a habitação está situada. De forma a não incorrer num caso de colinearidade perfeita, definimos (n-1) variáveis dicotómicas por freguesia onde a freguesia de referência é a UF de Cedofeita, Santo Ildefonso, Sé, Miragaia, São Nicolau e Vitória. Esta escolha deve-se ao facto de esta ser a zona histórica (conhecida como a Baixa da cidade) e central da cidade do Porto.

No que toca a atributos de localização, estes foram recolhidos a partir do *Google Maps* com base no sistema de coordenadas geográficas em graus decimais (latitude e longitude), tendo sido catalogado um conjunto de amenidades urbanas explicativas do preço da habitação. A recolha de informação acerca das amenidades urbanas é feita com base nesse sistema de coordenadas uma vez que esse é o sistema que vigora na base de dados cedida pela Confidencial Imobiliária, sendo esse o elo de ligação para o cálculo das distâncias. Assim, a partir do cálculo de distâncias euclidianas³ entre um ponto de localização (imóvel) e outro (estabelecimentos e serviços)

para cada observação procedeu-se à criação dos atributos de localização. Tendo em conta o volume de informação tratado e a informação disponível, o uso da distância euclidiana constituía a única solução disponível, embora se reconheça que há alternativas mais rigorosas para medir a distância das habitações aos equipamentos e infraestruturas. Os atributos de localização considerados na criação do modelo explicativo do preço da habitação neste estudo são os seguintes: distância da habitação ao estabelecimento de ensino mais próximo, desde infantil a estabelecimento de ensino superior; distância ao hospital mais próximo; distância ao parque (também designado como espaço verde) mais próximo; distância ao centro, nomeadamente à Câmara Municipal mais próxima (classificada como *CBD*⁴); distância ao Centro Comercial mais próximo.

Importa realçar que, a proximidade ao estabelecimento de ensino é feita com base em três possibilidades como a proximidade ao infantil, à escola secundária e à universidade, sendo que o que determina a sua escolha é a distância mínima, selecionada entre as três possibilidades.

A proximidade à Câmara Municipal, é uma variável *proxy* que visa demonstrar que a centralidade de um Município é determinante na valorização do imóvel devido à sua elevada acessibilidade para o exterior, assim como qualquer outra zona no interior das cidades, sendo esta uma zona de forte concentração de atividades terciárias (comércio e serviços). No entanto, é importante salientar que o preço das habitações em função da distância ao centro não é uniforme, pois existem pequenos *clusters* urbanos motivados por diversos fatores (congestionamento no centro e acessibilidades melhoradas nos novos clusters permitem o fácil acesso a outros eixos da cidade, por exemplo) e fazem com que o preço aumente nesses locais.

Além destes atributos de localização, inicialmente considerou-se a distância da habitação ao hipermercado mais próximo (variável *D_HIPERMERCADO*), mas através de uma análise prévia verificamos a existência de problemas de multicolinearidade. Os resultados da matriz de correlações entre as variáveis explicativas indicavam que as variáveis de distância ao hospital

³ O cálculo das distâncias euclidianas é efetuado com base na fórmula do Teorema de Pitágoras através do Microsoft Excel. A fórmula é computorizada em Excel sendo necessário carregar as informações geográficas (latitude e longitude) dos pontos espaciais de forma que se possa ler e calcular as distâncias.

⁴ Usou-se como a distância ao CBD a distância à Câmara Municipal do Porto na região do Porto e a distância à Câmara Municipal de Vila Nova de Gaia na região suburbana.

mais próximo (D_HOSP) e a variável D_HIPERMERCADO estavam fortemente correlacionadas. Com base nesses resultados, para eliminar o problema da multicolinearidade optou-se por eliminar a variável D_HIPERMERCADO e verificamos que o modelo apresenta melhores resultados com a sua exclusão. Notamos também que, na maioria dos centros comerciais incluídos nos atributos de localização do modelo possuem hipermercados no mesmo edifício, o que também permite justificar a sua ausência.

Para além de todos os atributos mencionados anteriormente, torna-se necessário destacar a variável-chave deste estudo empírico, a distância da habitação à estação de Metro mais próxima. De forma a analisar a relação entre o preço das habitações e a acessibilidade ao Metro, são consideradas na análise 30 estações de Metro, o que corresponde a cerca de 37% do número total de estações do Sistema de Metro Leigoiro do Porto, mas que representam uma percentagem elevada dos passageiros transporta-

dos (atente-se que apenas o troço comum Estádio Dragão-Senhora da Hora e Linha Amarela, representam cerca de 83% da procura global).

Como no estudo de Dai *et al.* (2016), com o objetivo de encontrar uma área de influência de uma estação de Metro sobre o preço dos imóveis, calculamos as distâncias entre as estações de Metro e as habitações da amostra e em seguida definimos variáveis dicotómicas que representam diferentes intervalos de distâncias de uma habitação à estação de Metro mais próxima. As distâncias euclidianas são calculadas da mesma forma que os restantes atributos de localização, ou seja, a partir da base de dados sobre a localização das habitações e a georreferenciação das estações de Metro. Após uma análise sumária do impacto da acessibilidade a estações de metro nos preços imobiliários recorrendo à estimação de um modelo semi-logarítmico, optou-se por considerar uma distância de 400 metros às estações de Metro.

Quadro 1 - Estatísticas descritivas

Variável	Nº de Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
PV	1065	152 931,12	135 189,43	12 000,00	1 750 000,00
IDADE	1065	30,7	25,63	4	468
N_QUARTOS	1065	2,54	1,13	0	5
ÁREA	1065	124,00	77,93	25,00	663,00
GAR	1065	0,10	0,44	0	5
TIPO	1065	0,18	0,38	0	1
D_CBD	1065	2 413,10	1 202,62	140,26	5 987,19
D_HOSP	1065	1 194,55	776,99	62,52	4 407,89
D_ENSINO	1065	530,96	364,94	0	2 680,03
D_PARQUE	1065	1 004,42	729,25	32,39	3 128,00
D_SHOPPING	1065	1 396,50	840,88	15,63	4 391,12

O quadro 1 apresenta as estatísticas descritivas para todas as variáveis deste estudo empírico que não têm a natureza de variável dicotómica. As variáveis independentes testadas envolvem cinco atributos estruturais, dez atributos de vizinhança e seis atributos de localização, com destaque para a variável referente à proximidade à estação de Metro – distância euclidiana da habitação à estação de Metro mais próxima.

A análise da matriz de correlações (apresentada em anexo) revela um par de correlações positivas moderadas entre variáveis que merecem destaque. Apesar disso, estas não estão fortemente correlacionadas e, portanto, não indiciam problemas de multicolinearidade (pois apresentam correlações inferiores a 0,8). A respeito dos atributos estruturais, verificam-se correlações positivas entre a variável AREA com as

variáveis PV e N_QUARTOS, o que seria expectável. Verificam-se correlações positivas entre a variável D_CBD com as variáveis D_HOSP e D_SHOPPING, o que é natural devido à estreita proximidade espacial entre estas variáveis.

4.3. Estimação do Modelo de Preços Hedónicos

Nesta subsecção apresentamos os modelos de regressão bem como a sua construção. Neste estudo, através da base de dados realizamos regressões para cada uma das três formas funcionais identificadas atrás. A partir dos resultados percebemos que a equação da regressão do modelo semi-logarítmico é aquele que produz o melhor coeficiente de determinação (R^2).

Assim, a função a estimar é a seguinte:

$$\begin{aligned} \text{LnPV} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IDADE}_i + \beta_2 \text{N_QUARTOS}_i + \beta_3 \text{AREA}_i + \beta_4 \text{GAR}_i + \beta_5 \text{TIPO}_i + \beta_6 \text{D_CBD}_i + \beta_7 \text{D_HOSP}_i \\ & + \beta_8 \text{D_ENSINO}_i + \beta_9 \text{D_PARQUE}_i + \beta_{10} \text{D_SHOPPING}_i + \beta_{11} \text{D_METRO}_i + \beta_{12} \text{F_Bonfim}_i \\ & + \beta_{13} \text{F_Campanhã}_i + \beta_{14} \text{F_OL_Douro}_i + \beta_{15} \text{F_Paranhos}_i + \beta_{16} \text{F_Ramalde}_i + \beta_{17} \text{F_Aldoar}_i \\ & + \beta_{18} \text{F_Lordelo}_i + \beta_{19} \text{F_Mafamude}_i + \beta_{20} \text{F_St_Marinha}_i + \beta_{21} \text{F_Andorinho}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (6)$$

Estimámos por OLS a equação 6. Numa primeira aproximação, incluímos 1065 habitações em torno de todas as estações de Metro selecionadas e distribuídas ao longo de toda a área geográfica deste estudo. Os resultados da estimação são apresentados no quadro 2.

Tal como podemos ver no quadro 2, o modelo tem uma capacidade explicativa de aproximadamente 70% da variação total nos preços das habitações. Quer dizer, 70% da variação dos preços das habitações, em torno da média, são explicados pelo modelo (nomeadamente pelas suas variáveis explicativas tais como os atributos estruturais, de localização e de vizinhança). A partir desta primeira aproximação, podemos verificar que apenas cinco dos vinte e dois coeficientes das variáveis do modelo não são estatisticamente significantes (as variáveis TIPO, D_HOSP, F_Paranhos, F_Ramalde e F_Lordelo). Os coeficientes das variáveis D_CBD, D_ENSINO e F_Aldoar são estatisticamente significantes para um nível de significância de 10% enquanto os coeficientes das variáveis D_SHOPPING, D_METRO e F_Bonfim são estatisticamente significantes para um nível de 5%. Os restantes onze coeficientes são estatisticamente significantes para um nível de significância de 1%. Em relação aos sinais esperados das variáveis explicativas do modelo, podemos afirmar que todas as variáveis apresentam sinais esperados, com a exceção D_CBD e D_HOSP.

Conforme esperado, os preços de uma habitação estão relacionados com os atributos estruturais. O tipo de edifício (TIPO) apresenta um coeficiente positivo o que quer dizer que os consumidores valorizam mais as moradias em relação aos apartamentos. Isto quer dizer que os consumidores estão dispostos a pagar um prémio de 0,95% pelas moradias em detrimento dos apartamentos, sendo este um comportamento habitual do mercado imobiliário. Por cada quarto adicional que a habitação possua (N_QUARTOS), os consumidores estão dispostos a pagar um valor superior, em média, de 5,18% em função desse acréscimo absoluto, dado um nível de confiança de 99%. O coeficiente estimado da variável AREA apresenta também um impacto positivo no preço da habitação. Por cada metro quadrado adicional à área útil da habitação o preço aumenta 0,20%, por cada 10

metros aumenta 2%, por cada 100 metros aumenta 20%, em média.

Quando a habitação possui garagem verifica-se um aumento de 5,78% no preço em consequência dessa variação em uma unidade. Quer isto dizer que a habitação possuir garagem é um fator relevante para os compradores. De acordo com as estimações, por cada ano adicional de uma habitação o seu preço reduz-se em 0,27% e por cada 10 reduz-se em 2,7%, para um nível de significância de 1%.

Em relação aos atributos de localização, o coeficiente positivo da variável dicotómica D_Metro indica que as estações de Metro têm um impacto positivo no preço das habitações localizadas até 400 metros em torno da estação de Metro. A proximidade das estações de Metro implica uma valorização no preço das habitações, em média, de 2,94% aproximadamente. Por outras palavras, 2,94% representa a diferença percentual entre o preço médio de uma habitação localizada na área de influência e uma habitação localizada a mais de 400 metros de distância, mas dentro da área de estudo.

Entre os restantes coeficientes estimados que apresentam sinais esperados, aquele que apresenta maior impacto é a distância ao parque mais próximo (D_PARQUE). Isto significa que por cada 100 metros de aproximação ao parque mais próximo haverá um aumento no preço em 0,43%. No caso da variável D_ENSINO, por cada 100 metros de aproximação ao estabelecimento de ensino mais próximo, seja este um infantário, uma escola secundária ou um estabelecimento de ensino superior, o preço aumenta aproximadamente 0,30%, verificando-se um aumento equivalente no preço para a variável D_SHOPPING.

Relativamente aos coeficientes estimados relacionados com os atributos de vizinhança é importante realçar que, o único coeficiente estimado com sinal positivo é o que diz respeito à variável F_Aldoar (excetuando a variável F_Ramalde visto que não é estatisticamente significativa), o que não é um resultado surpreendente tendo em consideração apenas os coeficientes estatisticamente significativos. Quanto aos sinais dos coeficientes que têm sinal contrário ao esperado, a regressão aponta para um aumento no valor das habitações com o afasta-

Quadro 2: Estimação do Modelo (Método Mínimos Quadrados)

Variável	Coefficiente Estimado	T Student
Constante	4,8386	103,0943***
IDADE	-0,0027	-2,9581***
N_QUARTOS	0,0518	6,5908***
ÁREA	0,0020	12,8844***
GAR	0,0578	3,7346***
TIPO	0,0095	0,2946
D_CBD	0,0000235	1,7146*
D_HOSP	0,0000246	1,6318
D_ENSINO	-0,0000299	-1,7830*
D_PARQUE	-0,0000434	-3,1570***
D_SHOPPING	-0,0000303	-2,4468**
D_METRO	0,0294	2,0245**
F_Bonfim	-0,0703	-2,2367**
F_Campanhã	-0,1446	-3,5558***
F_Ol_Douro	-0,1745	-5,0083***
F_Paranhos	-0,0307	-1,3654
F_Ramalde	-0,0011	-0,0451
F_Aldoar	0,0846	1,8469*
F_Lordelo	-0,0230	-0,7333
F_Mafamude	-0,1572	-6,6159***
F_St_Marinha	-0,1126	-4,3567***
F_Andorinho	-0,1689	-3,7209***
Nº observações	1065	
R ²	0,6978	
R ² ajustado	0,6917	
F	114,6880	
Prob (F)	0,0000	
DW	1,9817	

*** Nível de significância de 1%; ** Nível de significância de 2%; * Nível de significância de 10%

mento ao centro ou aos hospitais. A não uniformidade entre a relação preço e distância ao centro (D_CBD, definido por nós como a distância à câmara municipal mais próxima) é um dos fatores que eventualmente poderá estar a influenciar o sinal do coeficiente da variável D_CBD. De facto, é verdade que, por um lado viver perto do CBD poderá ser um fator preponderante na decisão do comprador devido às facilidades de que se dispõe, mas por outro lado com a crescente concentração populacional e empresarial nos centros urbanos torna-se evidente o surgimento de diversos problemas (como o congestionamento) bem como a oportunidade para o surgimento de outros centros habitacionais noutros pontos dos centros urbanos que possibilitam usufruir das mesmas amenidades sem qualquer tipo de externalidade negativas.

Em relação ao sinal do coeficiente da variável D_HOSP, o seu sinal esperado é incerto o que quer dizer que nem sempre esta variável é influente na explicação do preço habitacional (Dai *et al.*, 2016). A concentração populacional que é frequente nos serviços hospitalares que resulta em congestionamento de tráfego, como é o caso do Hospital de São João no Porto e do Centro Hospitalar de Vila Nova de Gaia poderá ser uma das possíveis razões para o sinal do coeficiente desta variável (note-se, no entanto, que não é estatisticamente significativa).

O teste de significância global do ajustamento dado pela estatística de teste F de Snedecor diz que o modelo é globalmente significativo. O valor deste teste foi de 114,7 e, portanto, com base no valor Prob (F) associado a este teste permite-nos concluir que a hipótese nula é

rejeitada pelo que o modelo é globalmente significativo. No que respeita à violação das hipóteses clássicas, foram realizados diversos testes de forma a corrigir os problemas econométricos. Excluímos a variável D_HIPERMERCADO para eliminar o impacto da multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Por vezes eliminar variáveis independentes do modelo pode ser arriscado pois estas podem ser importantes para a explicação da variável dependente. Nesse caso teríamos omissão de variáveis independentes relevantes, mas no caso do presente estudo consideramos que a variável D_HIPERMERCADO não é relevante para a explicação do preço de uma habitação porque está incorporada de forma indireta na variável D_SHOPPING.

Seguindo uma metodologia semelhante à usada por Zhang e Jiang (2014), repartimos o total das habitações da amostra por duas áreas de análise, a área urbana (com 745 habitações localizadas em todas as freguesias da cidade do Porto) e suburbana (com 320 habitações localizadas nas freguesias de VNG).

A definição das variáveis segue o mesmo padrão do modelo anterior sendo que a única alteração foi considerar a UF de Mafamude e Vilar do Paraíso como freguesia de referência para a área suburbana. Para a área urbana manteve-se como freguesia de referência a UF de Cedofeita, Santo Ildefonso, Sé, Miragaia, São Nicolau e Vitória. Assim, manteve-se a utilização da forma funcional semi-logarítmica.

Analisando os resultados da estimação (quadro 3) podemos concluir que a proximidade das estações de Metro não tem um impacto estatisticamente significativo no preço na área suburbana.

Ao contrário dos resultados obtidos no estudo de Zhang e Jiang (2014), o coeficiente da variável D_Metro na área urbana é ligeiramente superior à área suburbana. Quer isto dizer que as habitações situadas na área de influência da área urbana têm um prémio, em média, de 3,85%, enquanto as habitações da área suburbana têm um prémio, em média, de 2,95%, (note-se que este último coeficiente é estatisticamente insignificante). Com o intuito de melhorar os resultados da estimação, nomeadamente na área suburbana acrescentou-se informações ao modelo (adicionou-se imóveis localizados na freguesia de Madalena e Canelas, aumentando o número da amostra) mas mesmo assim os resultados não melhoraram significativamente.

Por forma a complementar a nossa análise dos modelos convencionais de preços hedónicos, incluímos aqui uma abordagem de econometria espacial, que nos vai permitir, com maior rigor, analisar as amenidades locais que determinam as preferências do consumidor no processo de decisão de compra de uma habitação (Marques *et al.*, 2010).

Na verdade, enquanto os estudos tradicionais aplicam o modelo de preços hedónicos, os estudos recentes apontam para o uso de modelos de econometria espacial, com o objetivo de testar a dependência espacial, como por exemplo, nos estudos de Marques *et al.* (2010), Dorantes *et al.* (2010) e Diao (2015). Quanto maior for a proximidade entre habitações (no nosso estudo, as habitações são as unidades espaciais), maior o grau de interação esperado. Dizemos que existe autocorrelação espacial quando habitações que estão espacialmente mais próximas entre elas são mais semelhantes do que habitações que estão mais distantes. Por outras palavras, ocorre dependência espacial quando observações de determinado local i dependem de outras observações situadas em outros locais j (sendo $j \neq i$). Para sabermos se existe indícios de dependência espacial para os nossos dados, vamos primeiro realizar uma análise espacial preliminar.

A matriz de peso espacial W é a matriz que tem em conta a interação entre a localização das habitações consoante o número de habitações presentes na amostra (Dorantes *et al.*, 2011). Nesse sentido, a definição do critério de vizinhança pelo qual as interações entre habitações são captadas é de primeira importância para a aplicação espacial empírica. A definição de vizinhos tem a forma analítica de matriz de pesos espacial W_{ij} , com pesos não negativos. A matriz de vizinhança espacial indica as habitações de referência (as habitações que são vizinhas umas das outras) e os seus pesos relativos. Estes pesos definem a importância relativa das outras j habitações no seu processo de interação (indicam se uma determinada habitação j e i interagem), e podem ser vistas como parte das características da habitação i .

A matriz de peso espacial pode ter a forma de contiguidade ou de distância. Nas matrizes espaciais de contiguidade, o critério de vizinhança é definido pela fronteira física entre habitações. Apesar de se encontrar na literatura espacial habitacional motivação para definir como habitações vizinhas apenas as habitações que partilham fronteira física (quer apenas de lados

- Contiguidade Torre; quer lados e cantos - Contiguidade Rainha), este não nos parece ser o critério mais adequado de vizinhança no mercado habitacional. Por isso, os resultados apresentados neste estudo têm por base uma matriz

espacial de distâncias, no qual as habitações vizinhas são definidas segundo um critério de vizinhança de distância em metros.

Por forma a ter uma ideia preliminar das dinâmicas da dependência espacial para a nossa va-

Quadro 3 – Estimação do Modelo para Área Urbana e Suburbana (OLS)

Variável	Área Urbana		Área Suburbana	
	Coefficientes Estimados	T Student	Coefficientes Estimados	T Student
Constante	4,8398	94,54626***	4,7733	125,8811***
IDADE	-0,0024	-2,6285***	-0,0059	-6,5942***
N_QUARTOS	0,0537	5,7125***	0,0503	4,0175***
AREA	0,0020	10,8430***	0,0017	6,7136***
GAR	0,0394	2,1533**	0,0801	3,5185***
TIPO	0,0141	0,4092	0,0965	2,6486***
D_CBD	0,0000149	0,5952	0,00000784	0,5137
D_HOSP	0,0000395	1,3979	0,0000291	1,5876
D_ENSINO	-0,0000123	-0,4276	-0,0000598	-2,3960**
D_PARQUE	-0,0000529	-2,3986**	0,0000259	1,2622
D_SHOPING	-0,0000389	-1,7894*	-0,0000217	-1,3216
D_METRO	0,0385	2,2279**	0,0295	1,0495
F_Bonfim	-0,0962	-2,6002***	-	-
F_Campanhã	-0,01677	-3,2524***	-	-
F_Ol_Douro			-0,0448	-1,9413*
F_Paranhos	-0,0245	-1,0184	-	-
F_Ramalde	0,0183	0,6198	-	-
F_Aldoar	0,0992	1,7592*	-	-
F_Lordelo	-0,0248	-0,6490	-	-
F_St_Marinha	-	-	0,0476	2,7122***
F_Andorinho	-	-	-0,0731	-1,7116*
Nº Observações	745		320	
R ²	0,6826		0,7323	
R ² ajustado	0,6752		0,7200	
F	91,9695		59,6018	
Prob(F)	0,0000		0,0000	
DW	2,0228		1,7267	

*** Nível de significância de 1%; ** Nível de significância de 2%; * Nível de significância de 10%.

riável dependente, usamos a estatística I de Moran (com base na matriz espacial de distâncias). Para este efeito, são usados os mesmos dados da estimação por OLS. A estatística I de Moran varia entre -1 e 1 e testa a existência de autocorrelação espacial, ou seja, o teste é realizado para ver se existe um fenómeno de aglomeração em certas áreas (estatística com valor positivo), ou se áreas geográficas estão espalhadas de forma aleatória pelo espaço (estatística com valor negativo). A estatística I de Moran apresenta um valor de 0,1675 e significativo a um nível de significância de 1%, o que indica a possibilidade da existência de efeitos espaciais de vizinhança que não são explicados por efeitos aleatórios. De forma complementar, usamos a estatística dos Indicadores Locais de Associação Espacial (Indicators of Spatial Association –

– LISA) para perceber a distribuição espacial dos fenómenos aglomerados, ou seja, a distribuição espacial dos *clusters* habitacionais. Quer a estatística I de Moran como a estatística LISA dão-nos evidência de existência de autocorrelação espacial positiva. Por isso, avançamos a seguir com a apresentação dos modelos espaciais e dos resultados das estimações espaciais.

Neste estudo usamos o *software* GeoDa para estimar os seguintes dois modelos de econometria espacial: modelo de dependência espacialmente desfasada e o modelo de dependência espacial dos erros. O modelo de dependência espacialmente desfasada é apropriado porque permite perceber em que medida o preço de uma habitação é afetado pelo preço de outras habitações localizadas na vizinhança (Dorantes *et al.*, 2010). A estrutura do modelo de dependência

espacialmente desfasada pode ser representada da seguinte forma

$$PV_i = \rho W_1 PV + X\beta + \varepsilon \quad (7)$$

em que W é a matriz espacial de pesos; $W_1 PV$ é a componente autorregressiva espacial que capta os valores médios das observações vizinhas; ρ é o coeficiente auto-regressivo espacial que capta a influência média da unidade vizinha e ε é o erro (Marques et al., 2010). Trata-se de um modelo de dependência espacialmente desfasada porque a variável dependente é desfasada espacialmente.

O modelo de dependência espacial dos erros assume que as variáveis do modelo que seguem uma distribuição espacial são omitidas, levando a que haja autocorrelação no termo de erro (Dorantes et al., 2010). Neste modelo, a dependência espacial dos erros ocorre quando o termo do erro de cada habitação está correlacionado com os valores do erro de outras habitações localizadas na vizinhança (Marques et al., 2010). A es-

trutura do Modelo de dependência espacial dos erros é dada por

$$\begin{aligned} PV &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= PVW_2\varepsilon + \mu \end{aligned} \quad (8)$$

onde $W_2\varepsilon$ é o termo de desfasamento espacial do erro arbitrariamente escolhido; λ são os coeficientes autorregressivos estimados e μ é um vetor do erro. Trata-se de um modelo de dependência espacial de erros porque incorpora um processo espacial autorregressivo no termo de erros. As estimações dos dois modelos espaciais são apresentadas no quadro 4.

Com base nos resultados, e comparando-os aos resultados obtidos pela estimação do modelo não espacial por OLS (quadro 2), vemos que os modelos espaciais se ajustam melhor aos nossos dados; o R^2 aumentou e, mais importante, os coeficientes de dependência espacial (dados pelo Rho no SLM e pelo Lambda no SEM, 0,4049 e 0,5747, respetivamente) são ambos elevados, positivos e estatisticamente significantes.

Quadro 4: Estimação do Modelos Espaciais

Variável	Modelo de Dependência Espacialmente Desfasada		Modelo de Dependência Espacial dos Erros	
	Coefficiente Estimado	T Student	Coefficiente Estimado	T Student
Constante	2,7630	9,3298***	4,8576	139,71***
IDADE	-0,0027	-11,7801***	-0,0026	-11,4757***
N_QUARTOS	0,0518	0,0059***	0,0497	8,5378***
ÁREA	0,0020	22,2641***	0,0020	21,9623***
GAR	0,0552	5,1172***	0,0552	5,1534***
TIPO	0,0207	1,2843	0,0280	1,7354*
D_CBD	-0,00000446	-0,3596	0,0000185	-0,9760
D_HOSP	0,0000149	-1,1324	0,0000198	-0,9838
D_ENSINO	0,00000441	0,2527	-0,00000566	-0,2439
D_PARQUE	0,0000278	-2,2039**	-0,0000463	-2,4114**
D_SHOPPING	0,00000704	-0,6050	-0,0000307	-1,7259*
D_METRO	0,0263	2,0728**	0,0244	1,6990*
F_Bonfim	-0,0292	-1,0936	-0,0672	-1,9473*
F_Campanhã	-0,0680	-1,9247*	-0,1573	-3,7208***
F_Ol_Douro	-0,1156	-3,5732***	-0,194	-3,8649***
F_Paranhos	-0,0088	-0,4595	-0,0245	-1,0434
F_Ramalde	0,0138	0,6032	0,0138	0,4965
F_Aldoar	0,0726	1,9506*	0,1074	2,2524**
F_Lordelo	-0,0113	-0,4145	-0,0352	-1,0430
F_Mafamude	-0,0983	-4,3033***	-0,1670	-4,904***
F_St_Marinha	-0,0547	-2,3987**	-0,1206	-3,7301***
F_Andorinho	-0,1242	-3,2549***	-0,2363	-4,8318***
Lag. Coef. (Rho)	0,4049	7,0642***		
Lag. Coef. (Lambda)			0,5747	8,45958***
Nº observações	1065		1065	
R ²	0,7133		0,7135	
Akaike Criterio	-985,5940		-979,8690	
Log likelihood	515,7970		511,9344	

*** Nível de significância de 1%; ** Nível de significância de 2%; * Nível de significância a de 10%

Em geral, os sinais apresentados em ambos os modelos são os esperados com a exceção das variáveis D_HOSP que apresenta um sinal positivo, todavia, não é estatisticamente significativa. Em relação aos coeficientes estimados relacionados com os atributos habitacionais, a variável GAR é a que produz um maior impacto no preço de uma habitação.

Relativamente à variável-chave deste estudo, a variável D_METRO, podemos dizer que esta apresenta um sinal positivo e é estatisticamente significativa em ambos os modelos. Visto que os coeficientes de dependência espacial são positivos e significativos, podemos concluir que o preço das habitações é influenciado de forma positiva pela proximidade das habitações ao Metro mais próximo. No modelo de dependência espacialmente desfasada, a proximidade das estações de Metro implica uma valorização no preço das habitações, em média, de 2,63% aproximadamente enquanto no modelo de dependência espacial dos erros implica uma valorização, em média, em cerca de 2,44%.

Em termos gerais, o R^2 , Log likelihood, Coeficiente de determinação e os critérios de Akaike info e Schwarz são muito parecidos (ambos os modelos adequam-se muito bem aos nossos dados). Além disso, ambos os modelos de correção da autocorrelação espacial apresentam resultados similares nos coeficientes.

5. CONCLUSÃO

Os nossos resultados indicam que a acessibilidade às estações de Metro produzem um impacto positivo no valor dos imóveis mais próximos. A regressão por OLS produz evidência de que as habitações mais próximas de uma estação de Metro beneficiam de um acréscimo no seu preço de, em média, 2,94%. Dividindo a amostra em área urbana e área suburbana, concluímos que as habitações situadas na área urbana têm um prémio por estarem a 400 ou menos metros de uma estação, em média, de 3,85%, enquanto as habitações da área suburbana têm um prémio, em média, de 2,95%, (mas este último coeficiente é estatisticamente insignificante).

Pela análise espacial preliminar efetuada observamos que havia indícios de dependência espacial na variável dependente e no termo de erro e, por isso, estimamos dois modelos de econometria espacial; o modelo de dependência espacialmente desfasada e o modelo de dependência dos erros. Em consequência dessa análise, os

resultados obtidos mostram que há dependência espacial (os coeficientes de dependência espacial dos modelos são altos, positivos e altamente significativos) e, mais importante do que isso, mostram que a variável de distância de uma habitação à estação de Metro é significativa (em ambos os modelos) e o seu coeficiente apresenta o sinal esperado (positivo).

Quer pelo modelo não espacial estimado por OLS, quer pelos modelos espaciais, podemos concluir que as habitações mais próximas de uma estação de Metro vêm o seu preço influenciado positivamente. Assim, as habitações abrangidas pelas áreas de influência ao longo da linha de Metro possuem um valor superior pelo facto de estarem mais próximas das estações de Metro.

Importa realçar que, contrariamente aos resultados dos estudos realizados em anos anteriores sobre o impacto do Metro do Porto, os resultados obtidos neste estudo mostram já que há um impacto positivo do Metro do Porto no preço dos imóveis e que este resultado é observável nos preços das habitações localizadas na cidade do Porto. Este resultado é importante, pois é obtido com uma amostra mais recente e maior do que em estudos anteriores e com a particularidade de termos a informação das habitações georreferenciada, o que permitiu também analisar o contributo não só da acessibilidade ao metro, mas também a outros equipamentos e infraestruturas considerando a estimação de modelos com correção para autocorrelação espacial. Comparativamente a estudos anteriores (Reis, 2011; Reis e Costa, 2011; e Pascoal, 2016) continua a não ser possível estabelecer uma relação causal positiva e significativa para proximidade a estações do Metro e preço das habitações para as áreas suburbanas. A grande novidade é a relação causal positiva e estatisticamente significativa para as habitações localizadas na cidade do Porto. Os resultados obtidos confirmam a nossa expectativa de que, à medida que o tempo passa e o Metro ganha importância na escolha modal como meio de transporte dos portuenses, a acessibilidade às estações do Metro iria contribuir positivamente para o preço das habitações. Este fenómeno pode ter sido potenciado pelo crescimento da oferta de alojamento local na cidade do Porto e a importância que assume para esta oferta turística a proximidade a transportes públicos, matéria que constitui matéria para investigação futura.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Al-Mosaind, M. A., Dueker, K. J. e Strathman, J. G. (1993), “Light-Rail Transit Stations and Property Values: A Hedonic Price Approach”, *Transportation Research Record*, Vol. 1400, pp. 91-94.
- Anderson 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*, Vol. 18, pp. 166-174.
- Andrade, M. e Maia, M. (2009), “The Recife Metro – The impact on urban development after 20 years”, *Flux*, Nº 75, pp. 57-68.
- Bae, C. H., Jun, M. J. e Park, H. (2003), “The Impact of Seoul’s subway Line 5 on residential property values”, *Transport Policy*, Vol. 10, pp. 85-94.
- Court, A. T. (1939), “Hedonic price indexes with automotive examples”, in *The Dynamics of Automobile Demand*, General Motors, New York, pp 98-119.
- Dai, X., Bai, X. e Xu, M. (2016), “The influence of Beijing rail transfer stations on surrounding housing prices”, *Habitat International*, Vol. 55, pp. 79-88.
- Diao, M. (2015), “Selectivity, spatial autocorrelation and the valuation of transit accessibility”, *Urban Studies*, Vol. 52, Nº 1, pp. 159-177.
- Dorantes, L. M., Paez, A. e Vassallo, J. M. (2011), “Analysis of House Prices to Assess Economic Impacts of New Public Transport Infrastructure: Madrid Metro Line 12”, *Journal of the Transportation Research Board*, Nº 2245, pp. 131-139.
- Dubé, J., Thériault, M. e Des Rosiers, F. (2013), “Commuter rail accessibility and house values: The case of the Montreal South Shore, Canada, 1992-2009”, *Transportation Research Part A*, Vol. 54, pp. 49-66.
- Forouhar, A. (2016), “Estimating the impact of metro rail stations on residential property values: evidence from Tehran”, *Public Transportation*, Vol. 8, pp. 427-451.
- Forrest, D., Glen, J. e Ward, R. (1996), “The Impact of Light Rail System on the Structure of House Prices: A Hedonic Longitudinal Study”, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 30, Nº 1, pp. 15-29.
- Freeman, A. M. (1979), “Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues”. *The Scandinavian Journal of Economics, Measurement in Public Choice*, Vol. 81, Nº 2, pp. 154-173.
- Goodman, A. C. (1998), “Andrew Court and the Invention of Hedonic Price Analysis”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 12, Nº 2, pp. 291-298.
- Grass, R. G. (1992), “The Estimation of Residential Property Values Around Transit Station Sites in Washington, D. C.”, *Journal of Economics and Finance*, pp. 139-146.
- Griliches, Z. (1961), “Hedonic price indexes for automobiles: an econometric analysis of quality change”, *National Bureau of Economic Research*, pp. 173-196.
- Halvorsen, R. e H. O. Pollakowski (1981), “Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 10, Nº 1, pp. 37.
- Hess, D. B. e T, M. Almeida (2007), “Impact of Proximity to Light Rail Rapid Transit on Station-area Property Values in Buffalo, New York”, *Urban Studies (Routledge)*, Vol 44, Nº 5/6, pp. 1041-1068.
- Lancaster, K. (1966), “A New Approach to Consumer Theory”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 74, Nº 2, pp. 132-157.
- Li, S., Yang, J., Qin, P. e Chonabayashi, S. (2015), “Wheels of Fortune: Subway Expansion and Property Values in Beijing”, *Environment for Development*, pp. 15-30.
- Marques, J., Castro, E. e Bhattacharjee, A. (2010), “A localização urbana na valorização residencial: Modelos de autocorrelação espacial”. *15ª Conferência da APDR*. Cabo Verde.
- Martinez, L. e Viegas, J. (2012), “The value capture potential of the Lisbon subway”, *Journal of Transport and Land Use*, Vol. 5, Nº 1, pp. 65-82.
- Metro do Porto (2017), “Indicadores Metro”, em www.metroporto.pt
- Pagliara, F. e Papa, E. (2011), “Urban rail systems investments: an analysis of the impacts on property values and residents’ location”, *Journal of Transport Geography*, Vol. 19, pp. 200-211.
- Pan, Q. (2013), “The impacts of an urban light rail system on residential property values: A case study of the Houston METRORail transit line”. *Transportation Planning Technology*, Vol. 36, Nº 2, pp.145-169.
- Papon, F., Nguyen-Luong, D. e Boucq, E.

(2013), “Should any new light rail line provide real estate gains, or not? The case of the T3 line in Paris”. *13th World Conference on Transport Research*. Rio de Janeiro, Brazil. 15-18 July.

Pascoal, A. (2016), *Análise territorial do impacto da rede de Metro do Porto*. Faculdade de Ciências e Tecnologia. Dissertação de Mestrado em Engenharia Civil, Faculdade de Ciências e Tecnologia da Universidade de Coimbra.

Pinho, F. (1992), *Funções Hedónicas de Preços para o Mercado de Habitação: Aplicação às cidades do Porto e Aveiro*. Porto. Universidade do Porto. Dissertação de Mestrado em Economia.

Reis, C. (2011), *O impacto do Metro do Porto na valorização imobiliária*. Porto. Universidade do Porto. Dissertação de Mestrado em Economia.

Reis, C. e J. S Costa (2011), O Impacto do Metro do Porto na Valorização Imobiliária, *1ª Conferência de Planeamento Regional e Urbano, 11º Workshop APDR Território, Mercado*

Imobiliário e Habitação, U. Aveiro, 11 de Novembro.

Rosen, S. (1974), “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, N° 1, pp. 34-55.

Sun, H., Wang, Y. e Li Q. (2016), “The Impact of Subway Lines on Residential Property Values in Tianjin: An Empirical Study Based on Hedonic Pricing Model”, *Hindawi Publishing Corporation*.

Teixeira, M., Villamandos, N. e Ocerin, J. (2010), “Fatores formadores do preço da habitação em Portugal: Uma abordagem hedónica”. Artigo apresentado no VIII Colóquio Ibérico de Estudos Rurais. Cáceres.

Zhang, X. e Jiang, Y. (2014), “An empirical study of the impact of metro station proximity on property value in the case of Nanjing, China”, *Asian Development Policy Review*, Vol. 2, N° 4, pp. 61-71.

Anexo- Matriz das Correlações

	PV	IDADE	N_QUARTOS	AREA	GAR	TIPO	D_CBD	D_HOSP	D_ENSINO	D_PARQUE	D_SHOPPING	D_METRO	F_Bonfim	F_Campanhã	F_Ol_Douro	F_Paranhos	F_Ramalde	F_Aldoar	F_Lordelo	F_Mafamude	F_Sj_Marinha	F_Andorinho
PV	1	-0,02	0,54	0,74	0,23	0,28	0,16	0,15	-0,12	0,04	0,05	-0,01	-0,04	-0,05	-0,08	0,00	0,03	0,22	0,05	-0,10	-0,07	-0,06
IDADE	-0,02	1	0,24	0,16	-0,07	0,51	-0,08	0,07	-0,13	-0,07	-0,13	0,01	0,22	0,06	-0,06	-0,11	-0,05	0,02	0,03	-0,06	-0,03	-0,03
N_QUARTOS	0,54	0,24	1	0,71	0,13	0,41	0,10	0,11	-0,09	0,05	0,04	-0,04	0,01	-0,05	-0,02	-0,04	0,04	0,10	0,01	0,00	-0,08	0,01
AREA	0,74	0,16	0,71	1	0,21	0,49	0,10	0,09	-0,06	0,07	0,00	-0,07	-0,02	-0,03	-0,01	-0,05	0,01	0,07	0,02	-0,01	-0,02	0,00
GAR	0,23	-0,07	0,13	0,21	1	0,03	-0,06	-0,09	-0,01	-0,01	-0,10	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	-0,07	-0,02	-0,03	-0,01	0,00	0,05	-0,03
TIPO	0,28	0,51	0,41	0,49	0,03	1	0,09	0,16	-0,05	0,01	0,03	-0,06	0,05	0,09	0,02	-0,01	-0,10	0,10	0,00	-0,02	-0,03	0,02
D_CBD	0,16	-0,08	0,10	0,10	-0,06	0,09	1	0,70	0,45	0,67	0,77	-0,42	-0,26	0,07	-0,04	-0,03	0,35	0,52	0,08	-0,17	-0,20	0,11
D_HOSP	0,15	0,07	0,11	0,09	-0,09	0,16	0,70	1	0,22	0,18	0,60	-0,32	0,06	0,32	0,12	-0,22	0,06	0,60	0,07	-0,11	-0,19	-0,02
D_ENSINO	-0,12	-0,13	-0,09	-0,06	-0,01	-0,05	0,45	0,22	1	0,55	0,39	-0,32	-0,17	0,07	0,11	-0,18	0,34	0,01	0,01	0,00	0,00	0,14
D_PARQUE	0,04	-0,07	0,05	0,07	-0,01	0,01	0,67	0,18	0,55	1	0,45	-0,31	-0,27	-0,09	-0,02	-0,02	0,53	0,11	-0,12	-0,14	-0,13	0,16
D_SHOPPING	0,05	-0,13	0,04	0,00	-0,10	0,03	0,77	0,60	0,39	0,45	1	-0,25	-0,20	-0,11	0,12	-0,03	0,27	0,54	-0,07	-0,08	-0,23	0,24
D_METRO	-0,01	0,01	-0,04	-0,07	-0,02	-0,06	-0,42	-0,32	-0,32	-0,31	-0,25	1	0,03	0,02	-0,13	0,23	-0,06	-0,15	-0,17	0,04	-0,16	-0,09
F_Bonfim	-0,04	0,22	0,01	-0,02	0,00	0,05	-0,26	0,06	-0,17	-0,27	-0,20	0,03	1	-0,06	-0,06	-0,15	-0,11	-0,07	-0,07	-0,10	-0,10	-0,04
F_Campanhã	-0,05	0,06	-0,05	-0,03	-0,02	0,09	0,07	0,32	0,07	-0,09	-0,11	0,02	-0,06	1	-0,05	-0,12	-0,09	-0,05	-0,06	-0,08	-0,08	-0,04
F_Ol_Douro	-0,08	-0,06	-0,02	-0,01	-0,02	0,02	-0,04	0,12	0,11	-0,02	0,12	-0,13	-0,06	-0,05	1	-0,11	-0,08	-0,05	-0,05	-0,07	-0,08	-0,03
F_Paranhos	0,00	-0,11	-0,04	-0,05	-0,07	-0,01	-0,03	-0,22	-0,18	-0,02	-0,03	0,23	-0,15	-0,12	-0,11	1	-0,21	-0,13	-0,14	-0,19	-0,20	-0,08
F_Ramalde	0,03	-0,05	0,04	0,01	-0,02	-0,10	0,35	0,06	0,34	0,53	0,27	-0,06	-0,11	-0,09	-0,08	-0,21	1	-0,10	-0,11	-0,14	-0,15	-0,06
F_Aldoar	0,22	0,02	0,10	0,07	-0,03	0,10	0,52	0,60	0,01	0,11	0,54	-0,15	-0,07	-0,05	-0,05	-0,13	-0,10	1	-0,06	-0,09	-0,09	-0,04
F_Lordelo	0,05	0,03	0,01	0,02	-0,01	0,00	0,08	0,07	0,01	-0,12	-0,07	-0,17	-0,07	-0,06	-0,05	-0,14	-0,11	-0,06	1	-0,10	-0,10	-0,04
F_Mafamude	-0,10	-0,06	0,00	-0,01	0,00	-0,02	-0,17	-0,11	0,00	-0,14	-0,08	0,04	-0,10	-0,08	-0,07	-0,19	-0,14	-0,09	-0,10	1	-0,13	-0,06
F_Sj_Marinha	-0,07	-0,03	-0,08	-0,02	0,05	-0,03	-0,20	-0,19	0,00	-0,13	-0,23	-0,16	-0,10	-0,08	-0,08	-0,20	-0,15	-0,09	-0,10	-0,13	1	-0,06
F_Andorinho	-0,06	-0,03	0,01	0,00	-0,03	0,02	0,11	-0,02	0,14	0,16	0,24	-0,03	-0,04	-0,04	-0,03	-0,08	-0,06	-0,04	-0,04	-0,06	-0,06	1