

EXTERNALIDADES AMBIENTAIS E PREZO DA VIVENDA EN MADRID: UNHA ANÁLISE CON REGRESIÓN CUANTÍLICA ESPACIAL¹

CORO CHASCO YRIGROYEN* / BEATRIZ SÁNCHEZ REYES**

*Universidade Autónoma de Madrid

**Universidade Católica Santa Teresa de Jesús de Ávila

Recibido: 3 de xuño de 2012

Aceptado: 31 de xullo de 2012

Resumo: A contaminación atmosférica e o ruído son dous importantes problemas propios das grandes cidades. Neste artigo analízase o impacto de ambas as dúas variables sobre o prezo da vivenda na zona centro da cidade de Madrid. Para iso, seleccionáronse dúas medidas subxectivas de contaminación atmosférica e ruído correspondentes a unha mostra de 5.080 vivendas que, xunto con outras variables de características desas vivendas, de accesibilidade e de datos socioeconómicos, serán empregadas no contexto dos modelos de regresión cuantílica. A regresión cuantílica espacial é un bo medio para controlar problemas habituais nos modelos hedónicos (non linearidade, non normalidade por asimetrías e puntos atípicos, heteroscedasticidade e autocorrelación espacial). Os resultados mostran que nin a contaminación atmosférica nin o ruído teñen un efecto claramente significativo sobre o prezo da vivenda, agás nos barrios máis ricos, onde a polución é unha externalidade negativa. Ademais, claramente contrario ao esperado, o impacto do ruído presenta signo positivo, aínda que unicamente para o segmento de vivendas de luxo debido, posiblemente, á existencia de certas externalidades positivas asociadas ao ruído nestas zonas, como rúas comerciais exclusivas e zonas de alto valor histórico ou cultural.

Palabras clave: Contaminación atmosférica / Ruído / Prezo da vivenda / Regresión cuantílica espacial / Madrid.

ENVIRONMENTAL EXTERNALITIES AND HOUSING PRICE IN MADRID: AN APPLICATION WITH SPATIAL QUANTILE REGRESSION

Abstract: Air pollution and urban noise are major concerns in big cities. This paper aims at evaluating how they impact transaction prices in downtown Madrid. For that purpose, we incorporate two subjective measures of air pollution and noise, joint with other variables available for individual characteristics, accessibility and socio-economic data, and we use spatial quantile models with a sample of 5,080 houses in downtown Madrid. Spatial quantile regressions are a good instrument to deal with common problems in hedonic models, such as non-linearity, non-normality due to asymmetries and outliers, heteroskedasticity and spatial autocorrelation. We find that noise and air-pollution have no clear significant effect except in the wealthier neighborhoods, where pollution is clearly a disamenity. Additionally, we find a counter-intuitive positive sign for the effect of noise only for the group of the most exclusive properties, possibly because of their owner high 'sense of place', joint to the existence of some other related positive associated externalities, such as upscale shops and historical or cultural areas.

Keywords: Air pollution / Noise / Housing prices / Spatial quantile regression / Madrid.

1. INTRODUCCIÓN

As áreas urbanas atópanse especialmente afectadas por elevados niveis de contaminación atmosférica e acústica procedentes, fundamentalmente, do tráfico rodado, da actividade industrial e das operacións derivadas da construción. De feito, a polución –atmosférica e sonora– é un dos principais problemas dos posuidores de

¹ Coro Chasco agradece o financiamento recibido polo Proxecto ECO2009-10534 do Ministerio de Ciencia e Innovación e polo Proxecto 10SEC201032PR da Xunta de Galicia.

vivendas nas grandes cidades e, por iso, constitúe un dos dous campos de acción da Comisión Europea –“polución atmosférica” e “problemas urbanos, ruído e olores”– (EEA, 2000). Os datos son incontestables: por un lado, segundo a Organización Mundial da Saúde (OMS, 2006), case 2,5 millóns de persoas morren cada ano por causas directamente atribuíbles á contaminación atmosférica; e por outro, aínda que varios países desenvolvidos implementaron políticas de redución de ruídos durante as últimas décadas, calculouse que máis do 20% da poboación da Unión Europea (UE) está exposta a niveis de ruído superiores aos considerados como aceptables (Comisión Europea, 1996).

Como é ben sabido, o aire puro e certo nivel de silencio son dous requirimentos básicos para a saúde e o benestar do ser humano. Por este motivo, os gobernos e outras institucións públicas están interesados en cuantificar –en termos monetarios– o valor social de calquera cambio nos niveis de polución. O modelo de prezos hedónicos proposto por Rosen (1974) é unha das técnicas de avaliación indirecta que permite obter este valor social.

Neste artigo propónse a aplicación dun modelo de prezos hedónicos da vivenda co obxecto de valorar o impacto que ten a contaminación –aérea e acústica– sobre os prezos da vivenda no centro urbano de Madrid. Para iso, utilizaremos datos de contaminación baseados na percepción que os residentes nesta cidade teñen deses problemas. Así mesmo, aplicaremos métodos econométricos para resolver os principais problemas derivados do tratamento de grandes bases de datos espaciais: non linearidade, heteroxeneidade espacial e autocorrelación espacial.

Neste traballo propoñemos utilizar datos “subxectivos” de percepción dos niveis de contaminación atmosférica e acústica, en lugar de variables procedentes das medicións “obxectivas” realizadas polas estacións de monitorización sobre concentracións de diversos contaminantes e niveis de ruído en decibelios. A consideración de variables de percepción foi escasa nos estudos de modelos de prezos hedónicos, debido sobre todo a que se trata de variables de máis difícil obtención (Berezansky *et al.*, 2010). Malia todo, hai algúns antecedentes, como Lang e Jones (1979), Poor *et al.* (2001), Hartley *et al.* (2005), Baranzini *et al.* (2010) e Chasco e Le Gallo (2012), que analizan a influencia que exerce a percepción subxectiva que a poboación ten da contaminación –atmosférica e acústica– sobre o prezo da vivenda.

Desde o punto de vista metodolóxico, a contribución máis importante deste traballo consiste na aplicación dun modelo de regresión cuantílica espacial ao modelo de prezos hedónicos da vivenda. Durante as dúas últimas décadas, os modelos hedónicos foron incorporando diversas innovacións metodolóxicas co obxectivo de introducir validamente a variable de contaminación na función de utilidade dos potenciais compradores de vivendas. Unha desas innovacións foi, precisamente, a regresión cuantílica (Koenker e Basset, 1978), que é unha técnica que está a ser aplicada aos modelos de prezos hedónicos nos últimos anos (McMillen e Thorsnes, 2006; McMillen, 2008; Mak *et al.*, 2010), e só nalgúns casos con especificacións autorregresivas espaciais (Su e Yang, 2007; Sietz *et al.*, 2008; Kostov, 2009; Liao e Wang, 2012).

Con bases de datos de corte transversal e cun elevado número de observacións que poden ser localizadas nun mapa, é habitual que xurdan certos problemas econométricos como a heteroscedasticidade e a autocorrelación espacial, que se unen á non linearidade, que está presente en moitos modelos de prezos hedónicos. Eses problemas resólvense en gran medida mediante a utilización da regresión cuantílica espacial como a que aquí se aplica, e que permite obter varias rectas de regresión para diferentes puntos da distribución da variable endóxena mediante un método baseado nas desviacións absolutas, que non se ve afectado pola gran heteroxeneidade das bases de datos –causa da heteroscedasticidade– e que permite corrixir a autocorrelación espacial e a non linearidade.

Na nosa opinión, esta é a primeira vez en que todos estes aspectos –avaliación do impacto da contaminación sobre o prezo da vivenda urbana, utilización de variables de percepción e regresión cuantílica espacial– se combinan nun modelo de prezos hedónicos.

O traballo estrutúrase da seguinte maneira. Logo desta introdución, na sección 2 preséntase o modelo de regresión cuantílica e as súas vantaxes no contexto dos modelos de prezos hedónicos. Na sección 3 realízase una descrición da base de datos utilizada, mentres que na sección 4 se leva a cabo a aplicación obxecto de estudo que cuantifica o impacto que as variables de contaminación atmosférica e acústica teñen sobre o prezo da vivenda. Finalmente, na sección 5 preséntanse as principais conclusións.

2. O MODELO DE REGRESIÓN CUANTÍLICA ESPACIAL

O método de mínimos cadrados ordinarios (MCO) é o método máis empregado habitualmente para a obtención de parámetros de modelos de regresión. Así e todo, para poder confiar plenamente nos resultados que proporciona este método, cómpre establecer unha serie de supostos previos ou de hipóteses sobre a perturbación aleatoria que a miúdo se vén incumpridos cando se utilizan datos provenientes da actividade económica.

O método de regresión cuantílica ten os seus inicios a finais dos anos setenta da man de Koenker e Basset (1978) e, aínda que non é unha técnica anovadora en tanto que xa conta con máis de trinta anos de historia, o seu uso non se estendeu tanto como o da técnica MCO, malia que, como veremos a continuación, proporciona grandes vantaxes baixo determinadas condicións. En efecto, a regresión cuantílica constitúe unha alternativa ao método de estimación por MCO cando, polas características das variables que se vaian utilizar, se incumpren algunhas desas hipóteses sobre as que se sustenta a validez do modelo. En concreto, o método cuantílico ofrece bos resultados cando nos atopamos ante casos de heteroscedasticidade, de non normalidade por presenza de datos atípicos e de cambio estrutural ou de heteroxeneidade espacial, segundo se trate de series temporais ou de datos espaciais, respectivamente. No caso particular das aplicacións con modelos de pre-

zos hedónicos, que soen considerar grandes bases de datos espaciais, as situacións de heteroscedasticidade, de non normalidade e de heteroxeneidade espacial son a regra, sendo a regresión cuantílica un instrumento útil para o seu correcto tratamento.

Pode demostrarse que o valor esperado (medio) de resposta da variable endóxena que ofrece a estimación MCO non sempre é o máis representativo. Dito dunha maneira máis intuitiva, ao igual que a media non sempre é a medida máis representativa da distribución dunha variable cando existen na mostra valores extremos ou unha elevada variabilidade, a recta da estimación MCO, que devolve o valor medio esperado da variable endóxena dado un valor das esóxenas, tampouco é sempre a mellor expresión da relación entre as ditas variables cando nos atopamos con algún dos problemas citados. Neses casos, a regresión cuantílica ofrece a posibilidade de crear distintas rectas de regresión para distintos cuantís da variable endóxena a través dun método de estimación que se ve menos prexudicado pola presenza deses inconvenientes debido a que non require establecer certas hipóteses sobre a perturbación aleatoria. A especificación do modelo de regresión cuantílica presenta a seguinte forma:

$$Y_i = X_i \beta_\theta + u_i \quad (1)$$

onde y_i é o valor da variable endóxena correspondente á observación i ; X_i representa á matriz de variables esóxenas ou independentes; β_θ é o parámetro que estimar correspondente ao cuantil θ ; e u_i é a perturbación aleatoria sobre a que non se supoñen as hipóteses habituais. De forma análoga ao modelo MCO, no que $E(Y_i|x_i) = X_i \hat{\beta}_{MCO}$ e, polo tanto, $E(u_i | x_i) = 0$, aquí $Quant_\theta(Y_i | X_i) = X_i \beta_\theta$, o que implica que $Quant_\theta(u_{0i} | x_i) = 0$, sendo este o único suposto que se fai sobre a perturbación aleatoria.

Como o seu propio nome deixa intuír, a regresión cuantílica baséase no concepto de cuantil e, ao igual que a mediana ou que os cuartís son casos concretos de cuantís, aquí a regresión mediana ou a regresión cuartílica son casos concretos da regresión cuantílica. Neste punto é importante chamar a atención sobre o feito de que, a diferenza do que pasaba na regresión por MCO, na que falamos dunha única recta de regresión, aquí existen tantas rectas e, polo tanto, tantos vectores β_θ como cuantís esteamos considerando. O método de estimación dos parámetros β_θ lévase a cabo mediante unha minimización das desviacións absolutas ponderadas con pesos asimétricos, como mostra a expresión (2), de forma que a cada desviación correspondente á observación i se lle dá máis ou menos peso, segundo o cuantil cuxa recta de regresión se estea estimando

$$\text{Min}_{\beta_\theta \in \mathbf{R}} \left[\sum_{Y_i \geq x_i \beta_\theta} \theta |Y_i - X_i \beta_\theta| + \sum_{Y_i < x_i \beta_\theta} (1-\theta) |Y_i - X_i \beta_\theta| \right] \quad (2)$$

A principal vantaxe do uso das desviacións en valor absoluto en lugar das desviacións ao cadrado é o comportamento ante a existencia de valores atípicos na variable endóxena e, polo tanto, na variable dos erros. Ante esa situación, a estimación que ofrece a regresión cuantílica practicamente non se ve alterada polos valores extremos, xa que “penaliza” os erros de forma lineal, mentres que a regresión MCO, baseada na minimización dos erros ao cadrado, o que fai é darlle unha maior importancia precisamente a eses valores, “penalizándoos” de forma cuadrática.

Outra diferenza que presenta a regresión cuantílica en relación coa obtida por MCO atópase na fase de validación do modelo. Así, a ausencia de supostos previos sobre a perturbación aleatoria que supón a maior vantaxe que reporta esta técnica é, á súa vez, o seu maior inconveniente á hora de validar o modelo, xa que ao non ter hipótese sobre o termo de erro nos enfrontamos ao problema de non coñecer a matriz de varianzas e covarianzas (Λ_θ) dos estimadores $\widehat{\beta}_\theta$ que necesitamos para facer contrastes sobre a súa significatividade.

Existen diferentes métodos para levar a cabo a estimación de Λ_θ en función de se se asume –ou non– que a función de densidade da perturbación aleatoria sexa independente de x (isto é, $f_{u\theta}(0|x_i) = f_{u\theta}(0)$). En Buchinsky (1998) ofrécese unha síntese de varios deses métodos, e en Buchinsky (1995) lévase a cabo un experimento de Monte Carlo a partir do que pode desprenderse que en xeral o estimador que mellores resultados ofrece é o coñecido como *design matrix bootstrap*, baseado no método de remostraxe *bootstrap* (Efron, 1979), que está implementado no programa STATA e que é o empregado na aplicación obxecto deste traballo.

En traballos publicados a este respecto nos que se estudou a influencia de diferentes variables sobre o prezo da vivenda, demóstrase que non existe un comportamento único de resposta desa variable –variable endóxena– ás variables explicativas que se empregaron de forma habitual nos modelos de prezos hedónicos da vivenda. Así, determinadas variables mostran influencias positivas, negativas ou non significativas, segundo as aplicacións. No estudo de Zietz *et al.* (2008), no que os autores fan unha análise comparativa dos resultados obtidos en numerosos traballos en relación coas variables explicativas máis empregadas para o estudo do prezo da vivenda, ponse claramente de manifesto este feito. Neste sentido, a técnica de regresión cuantílica (Koenker e Basset, 1978) que se utiliza no presente estudo pode en parte dar resposta a certas incoherencias, tanto en contía coma en signo.

Na aplicación que nos ocupa acerca da influencia de externalidades ambientais sobre o prezo da vivenda, atopámonos ante o incumprimento de varias hipóteses nas que se sustenta o método de estimación MCO. Ademais dos xa citados problemas de heteroscedasticidade e de non normalidade por valores atípicos, propios da gran heteroxeneidade que achega un gran número de diversos microdatos espaciais, cómpre considerar tamén a non linearidade e diversas formas de autocorrelación espacial. En efecto, por un lado, os modelos de prezos hedónicos, como o que se vai formular, baséanse na posibilidade de que os distintos atributos da vivenda sexan separables e, polo tanto, susceptibles de valoración. Dado que a substitución

dos diferentes atributos dentro dun ben é imperfecta, os modelos de prezos hedónicos incumpren o suposto de linearidade nos parámetros, mesmo aínda que a función de demanda da vivenda –como conxunto de atributos que a definen– sexa lineal (Rosen, 1974; Kostov, 2009). Como é ben sabido, a selección incorrecta da forma funcional dun modelo produce desviación nos estimadores. A estimación dos modelos hedónicos con métodos semi-paramétricos, como é o caso da regresión cuantílica, exclúe a posibilidade de incorrer en desviación por forma funcional inadecuada.

Por outro lado, o fenómeno de autocorrelación espacial adoita estar presente practicamente en todos os modelos de prezos hedónicos baixo formas diversas, que soen agruparse en dúas: a dependencia espacial residual –modelo do erro espacial– e a dependencia espacial substantiva –modelo do retardo espacial–. A primeira forma pode producirse por problemas de mala especificación das unidades xeográficas utilizadas no estudo ou pola propia heteroxeneidade dos datos espaciais. Nestes casos, os erros poden distribuírse en forma agrupada –“clústeres” de valores similares en zonas concretas– de forma que, cando non son recollidos adecuadamente na especificación do modelo, dan lugar a heteroxeneidade espacial continua ou discreta –réximes espaciais– e, polo tanto, a problemas de ineficiencia, aínda que non desviación, nos estimadores MCO. Dada a similitude deste fenómeno coa heteroscedasticidade, o método de regresión cuantílica permite corríxilo, aínda que non sempre ou só en parte.

Porén, a modalidade da dependencia espacial substantiva prodúcese por un proceso explícito de difusión espacial polo que o prezo dunha vivenda depende do prezo das vivendas veciñas –ou inflúe sobre el–. Esta relación causal no prezo das vivendas situadas en localizacións veciñas adoita vir dada pola existencia de interaccións sociais entre os axentes en forma de normas sociais ou de comportamentos de clase, aínda que tamén é posible que aflore dependencia espacial substantiva nos residuos dunha regresión con problemas de forma funcional incorrecta ou omisión de variable –espacialmente correlacionada– relevante. En calquera destes casos, os estimadores MCO non só son ineficientes, senón tamén desviados. Este fenómeno de difusión ou de desbordamento espacial que se traslada á perturbación aleatoria non é recollido adecuadamente polo método de regresión cuantílica estándar e, por este motivo, algúns autores propuxeron modelos de regresión cuantílica espacial.

Dependendo do tipo de dependencia espacial que exista no termo do erro –residual ou substantiva–, a literatura propón diversas especificacións, como o modelo do erro espacial ou o modelo do retardo espacial, respectivamente, así como un conxunto de contrastes que permiten a selección adecuada do modelo final (Anselin, 1988). No ámbito concreto de regresión cuantílica, algúns autores propuxeron o seguinte modelo de regresión cuantílica espacial que, pola súa especificación, podería ser cualificado como “modelo de regresión cuantílica do retardo espacial”:

$$Y_i = \rho_\theta W_y + X \beta_\theta + u \quad (3)$$

no que ρ_θ é o parámetro de retardo espacial, W a matriz de pesos espaciais², e o resto de variables as especificadas na expresión (1).

A presenza, como variable explicativa, da variable endóxena espacialmente retardada implica a estimación deste modelo (3) por algún método de variables instrumentais. Algúns autores utilizan o procedemento de Kim e Muller (2004), como en Zietz *et al.* (2008), mentres que outros –entre os que nos atopamos nós– propoñen o método de variables instrumentais de regresión cuantílica –IVQR, en inglés– de Chernozhukov e Hansen (2006), adaptado por Su e Yang (2007) ao modelo de regresión cuantílica do retardo espacial. Trátase dun procedemento que podería considerarse como unha aplicación, ao método de regresión cuantílica, do procedemento de mínimos cadrados en dúas etapas –2SLS, en inglés– de Kelejian e Prucha (1998) aplicado ao modelo do retardo espacial. Este método podería resumirse nos seguintes apartados:

- 1) Para un cuantil dado (θ), estímase un modelo ordinario de regresión cuantílica, como en (1), da variable endóxena espacialmente filtrada, $y - \rho_\theta W_y$, sobre as variables explicativas (X) e as variables instrumentais que, no caso espacial, adoita estar composto polo grupo WX de variables explicativas espacialmente retardadas:

$$y - \rho_\theta W_y = X \beta_\theta + WX \gamma_\theta + u \quad (4)$$

onde γ_θ é o vector de parámetros correspondentes aos instrumentos. Este modelo estímase tantas veces como valores diferentes se consideren para o parámetro γ_θ que, cando a matriz W está estandarizada por filas, adopta valores entre -1 e +1.

- 2) Minimización da norma do vector de coeficientes estimados para os instrumentos, no conxunto total de estimacións do punto anterior, co obxecto de calcular o estimador IVQR do parámetro autorregresivo espacial ρ_θ correspondente a ese cuantil (θ).
- 3) Unha vez obtido no apartado anterior o valor óptimo de ρ_θ , estímase de novo a regresión cuantílica ordinaria do modelo (4) para obter os valores do vector de estimadores IVQR dos parámetros das variables explicativas (β_θ).

Deste modo, repetindo este proceso para cada cuantil (θ), obteríanse distintos estimadores das variables explicativas (X), así como da variable W_y –que expresa o

² A matriz W é unha matriz cadrada, de orde igual ao número de unidades espaciais ou observacións (n), que expresa as relacións de veciñanza que existe entre elas. Na súa forma máis sinxela adopta valores 1-0 cando dúas unidades son consideradas –ou non– como veciñas, respectivamente –sendo os valores da diagonal principal iguais a cero, por convenio–. Esta matriz tamén é coñecida como “operador retardo espacial” porque, premultiplicada polo vector de datos dunha variable –por exemplo, W_y –, dá lugar a outra variable, que sería o seu retardo espacial ou variable espacialmente retardada. No contexto da regresión espacial, a matriz W soe estar “estandarizada por filas”, de forma que a suma dos elementos de cada fila sexa igual á unidade (Anselin, 1988; Chasco, 2003).

fenómeno de interacción espacial–, segundo os valores da distribución da variable endóxena (y). Na sección 4 explicarase con máis detalle o modo concreto como implementamos este método no modelo de prezos hedónicos da vivenda na cidade de Madrid.

3. DATOS

A base de datos para a construción do modelo de prezos hedónicos que se propón parte da información extraída do portal de internet <www.idealista.com> especializado na compra, venda e aluguer de vivendas. Os datos están referidos a un total de 5.080 vivendas da *Almendra Central* da cidade de Madrid³ (mapa 1a) que estiveron á venda nese portal nalgún momento durante o mes de xaneiro de 2008.

A variable do prezo da vivenda é o prezo de venda na web, habitualmente utilizado como *proxy* do prezo efectivo de venda en estudos de similares características (Cheshire e Sheppard, 1998; Orford, 2000). No mapa 1b representouse a distribución espacial desta variable, expresada en logaritmos neperianos. Como pode observarse, existe un certo patrón de agrupamento espacial da variable: as vivendas máis caras sitúanse, por regra xeral, nos distritos da metade leste da *Almendra Central* –Chamartín, Salamanca e Retiro–, así como no distrito occidental de Chamberí; mentres que no outro extremo, as vivendas máis baratas da zona aparecen máis ou menos concentradas na metade sur –Arganzuela– e leste –Tetuán e Centro–.

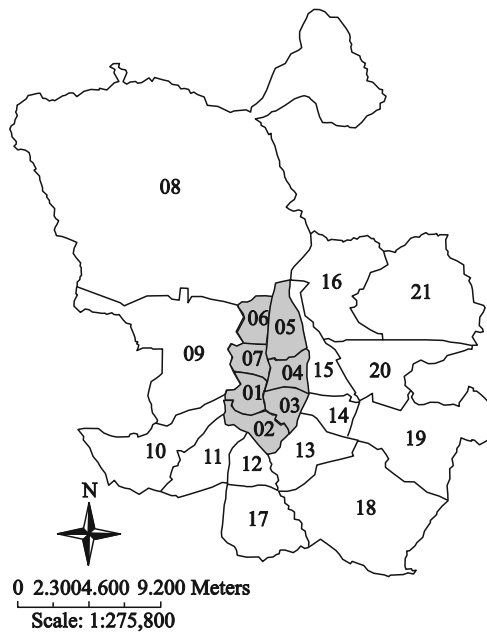
As variables explicativas utilizadas no modelo poden agruparse en catro grupos, tal e como mostra a táboa 1: aquelas que teñen que ver coas características estruturais das vivendas, diversas variables de accesibilidade, variables relativas á calidade ambiental e, por último, variables que teñen que ver co contexto social no que se sitúa a vivenda.

Con respecto ao primeiro grupo de variables referidas ás características da vivenda, todas foron extraídas da web de Idealista grazas á información que achegan os seus propietarios de forma voluntaria. Os aspectos que recollen son, entre outros, a superficie da vivenda (lm^2), a altura á que se atopa situada a vivenda no edificio ($fl = 1$ se a vivenda está situada no primeiro andar do edificio ou en pisos superiores, e $fl = 0$ en caso contrario), o tipo de vivenda (*at*, *ho*, *du* e *be*), que son variables binarias que toman o valor 1 cando a vivenda en cuestión pertenza a esa clasificación, e 0 en caso contrario, e se se trata dunha vivenda nova (*ne*) ou se precisa reformas (*re*).

³ A *Almendra Central* é a área formada polos sete distritos –que, á súa vez, se subdividen en corenta e tres barrios e en setecentas oitenta seccións censuais– que están rodeados polo primeiro anel metropolitano: a rúa ou M-30. Con máis do 30% da poboación e do 50% do PIB municipal, a *Almendra Central* é unha zona recoñecida oficialmente e que desde hai anos é obxecto de estudo e planificación polas autoridades municipais (Ayuntamiento de Madrid, 2009a, 2010).

Entre a información que os propietarios das vivendas proporcionan está a da súa localización física, que permitiu situar os inmobles no mapa e calcular a distancia a diferentes puntos de interese como centros de negocios, de lecer ou de transporte que inflúen no prezo de venda. Esas distancias dan lugar ao grupo de variables de accesibilidade no que se atopan a distancia ao centro de negocios (*di*), a distancia ao parque máis próximo (*dp*), a distancia ao acceso que está máis próximo da rúa ou M-30 (*mt*), a distancia á estación de metro máis próxima (*mm*), a distancia ao intercambiador de transportes máis próximo (*mi*) e a súa localización nas principais vías urbanas (*bp*). Neste último caso seleccionamos aquelas vivendas situadas ao longo dos grandes eixes norte-sur e leste-oeste, a unha distancia media de 250 metros, que, á súa vez, se identificaron como aquelas vías urbanas cun nivel de tráfico diario superior aos 60.000 vehículos (Ayuntamiento de Madrid, 2009b). Polo que respecta á variable *di*, considerouse como centro de negocios a zona coñecida como *Nuevos Ministerios* na que se atopa unha importante concentración empresarial e comercial, ademais de contar con conexións de transporte aos principais puntos da cidade como o centro, as principais estacións ou o aeroporto.

Mapa 1a.- Distritos da cidade de Madrid e a súa *Almendra Central* (zona sombreada)



Mapa 1b.- Distribución do prezo das vivendas da mostra nesta zona



NOTA: Os distritos da *Almendra Central* son os seguintes: 01: Centro, 02: Arganzuela, 03: Retiro, 04: Salamanca, 05: Chamartín, 06: Tetuán e 07: Chamberí.

FONTE: Elaboración propia.

Táboa 1.- Descrición de variables do modelo

VARIABLE	DESCRICIÓN	FONTE	UNIDADES	PERÍODO
CARACTERÍSTICAS ESTRUCTURAIS DA VIVENDA				
<i>lp</i>	Prezo de venda	Idealista	Euros (en ln.)	Xaneiro 2008
<i>fl</i>	Primeiro andar e superiores	Idealista	0-1	Xaneiro 2008
<i>at</i>	Ático	Idealista	0-1	Xaneiro 2008
<i>ho</i>	Chalé ou chalés apegados	Idealista	0-1	Xaneiro 2008
<i>du</i>	Dúplex	Idealista	0-1	Xaneiro 2008
<i>be</i>	Estudo ou apartamento	Idealista	0-1	Xaneiro 2008
<i>lm</i>	Superficie	Idealista	m ² (en ln.)	Xaneiro 2008
<i>re</i>	Para reformar	Idealista	0-1	Xaneiro 2008
<i>ne</i>	Novo	Idealista	0-1	Xaneiro 2008
VARIABLES DE ACCESIBILIDADE				
<i>dc</i>	Distancia ao centro de negocios	Elab. prop. con GIS	km	-
<i>dm</i>	Distancia á estación de metro máis próxima	Elab. prop. con GIS	km	-
<i>di</i>	Distancia ao intercambiador de transportes máis próximo	Elab. prop. con GIS	km	-
<i>dt</i>	Distancia ao acceso máis próximo da M-30	Elab. prop. con GIS	km	-
<i>dp</i>	Distancia ao parque máis próximo	Elab. prop. con GIS	km	-
<i>bp</i>	Localiz. xunto a avenidas e rúas principais	Elab. prop. con GIS	0-1	-
CARACTERÍSTICAS DA CONTORNA SOCIAL				
<i>pm</i>	Porcentaxe de poboación maior de 65 anos	Censo	%	Novembro 2001
<i>fo</i>	Porcentaxe de poboación estranxeira	Censo	%	Novembro 2001
<i>ed</i>	Porcentaxe de poboación con educación superior (secundaria e universidade)	Censo	%	Novembro 2001
<i>un</i>	Taxa de paro	Censo	%	Novembro 2001
CARACTERÍSTICAS DA CONTORNA AMBIENTAL				
<i>co</i>	Porcentaxe de vivendas con problemas de contaminación atmosférica	Censo	%	Novembro 2001
<i>no</i>	Porcentaxe de vivendas con problemas de ruído	Censo	%	Novembro 2001

FONTE: Elaboración propia a partir de <www.idealista.com> e INE (2001).

En relación co prezo de venda dunha vivenda, á parte das súas características e do acceso aos transportes e aos principais centros de actividade, tamén inflúen as características sociais e ambientais da súa contorna. Polo que respecta ás primeiras, contouse cos datos da porcentaxe de poboación de máis de 65 anos (*pm*), da porcentaxe de poboación con titulación superior en ensinanza secundaria e universitaria (*ed*), da porcentaxe de poboación estranxeira (*fo*) e da taxa de desemprego (*un*), todas elas obtidas do *Censo de Población y Viviendas de 2001* do Instituto Nacional de Estadística (INE) e, polo tanto, dispoñibles para o ámbito das seccións censuais⁴.

Por último, este estudo pretende analizar a propensión marxinal da xente a pagar por unha mellor calidade do aire (*co*) e por unha redución nos niveis de ruído

⁴ Aínda que estas variables están referidas ao ano 2001, a súa inclusión nun modelo no que o resto de variables se refiren ao ano 2008 está xustificada polo feito de que se trata de medias poboacionais que adoitan manterse bastante estables no tempo.

(no) no ámbito da *Almendra Central* de Madrid. Con este fin, elaboráronse dous indicadores a partir de variables procedentes do *Censo de Población y Viviendas de 2001* do INE, dispoñibles para o ámbito das seccións censuais, definidas como a porcentaxe de fogares que estima que a súa vivenda ten un problema de contaminación, por un lado, ou de ruído exterior, por outro. Estas dúas variables foron interpoladas espacialmente desde o ámbito das seccións ao nivel das vivendas individuais polo método de krigeado ordinario, de forma que a cada unha delas se lle asignou un nivel de contaminación ou de ruído⁵.

Como pode apreciarse no mapa 2, a distribución espacial destas dúas medidas subxectivas non é totalmente coincidente. No caso da polución aérea (mapa 2a), existe claramente unha concentración de fogares que sinala ter problemas deste tipo no seu lugar de residencia nas zonas do sur e do oeste da *Almendra Central*, afectando de forma xeral aos distritos de Centro e de Arganzuela; mentres que as vivendas situadas no nordeste e no leste da *Almendra* –fundamentalmente no distrito de Chamartín– son as que menos problemas teñen de polución. Este resultado é máis ou menos coincidente coa distribución do prezo da vivenda (mapa 1b), aínda que de signo contrario (o coeficiente de correlación lineal de Pearson entrambas as dúas variables é de -0,1602): as zonas con maiores problemas de polución son aquelas cunha menor concentración de vivendas caras, e viceversa.

Polo que respecta ao ruído (mapa 2b), a distribución espacial desta variable na zona da *Almendra Central* está máis dispersa e afecta máis ou menos a todos os distritos, xa que o ruído é un fenómeno de tipo máis local que a polución atmosférica. O coeficiente de correlación lineal entre o ruído e o prezo da vivenda mostra unha menor conexión entrambas as dúas variables e de signo positivo: +0,0267. Malia todo, pode observarse unha maior concentración de valores elevados –porcentaxe de fogares que alegan ter un problema de ruído exterior na súa vivenda– nos distritos do oeste –Tetuán, Chamberí e Centro– e do sur –Arganzuela– desta zona de Madrid, que parecen ser as máis afectadas por unha menor calidade ambiental.

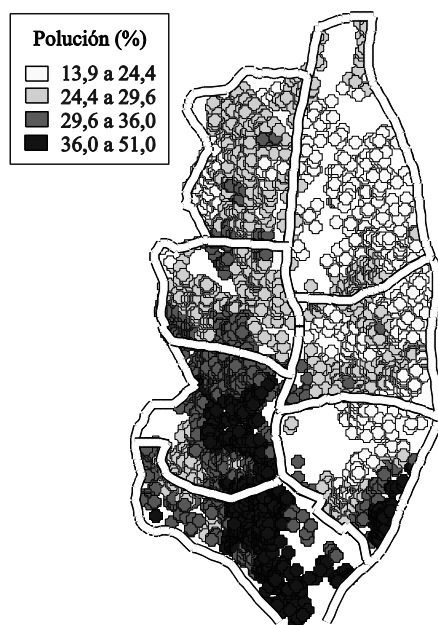
Esta concentración de valores similares en certas zonas da cidade –autocorrelación espacial– demostra que as percepcións que a xente ten da súa propia contorna dependen en gran medida das percepcións que teñen os seus veciños, amigos e demais membros do seu grupo ou clase (Brody *et al.* 2005).

A análise descritiva pon de manifesto que existen diferenzas máis ou menos significativas no impacto que os indicadores de percepción aérea e acústica teñen sobre o prezo da vivenda na zona centro de Madrid. O lóxico é que ese impacto sexa negativo en ambos os dous casos, é dicir, que aquelas propiedades situadas en zonas con problemas de polución e/ou de ruído experimenten unha redución nos seus prezos comparado con outras vivendas de características similares situadas en zonas de maior calidade ambiental, aínda que, como xa se indicou anteriormente, na literatura dos modelos de prezos hedónicos da vivenda se produciron diferenzas

⁵ Para unha mellor información sobre este proceso na súa totalidade, véxase Montero *et al.* (2010).

importantes nos resultados e, en concreto, os coeficientes correspondentes ás variables de calidade ambiental non sempre resultaron significativos, nin sequera de signo negativo (Bickel *et al.*, 2003). Na próxima sección analizaremos os resultados obtidos para as variables de percepción ambiental na *Almendra Central* de Madrid.

Mapa 2a.- Mapa temático⁶ da variable de percepción ambiental na *Almendra Central*: polución aérea



Mapa 2b.- Mapa temático da variable de percepción ambiental na *Almendra Central*: ruído



FONTE: Elaboración propia.

4. RESULTADOS

Nesta sección vai seguirse unha estratexia de modelización que parte da formulación do seguinte modelo básico de prezos hedónicos da vivenda:

$$\begin{aligned}
 lp_i = & \beta_1 + \beta_2 fl_i + \beta_3 at_i + \beta_4 ho_i + \beta_5 du_i + \beta_6 be_i + \beta_7 lm_i + \beta_8 re_i + \beta_9 ne_i + \\
 & + \beta_{10} dc_i + \beta_{11} dm_i + \beta_{12} di_i + \beta_{13} dt_i + \beta_{14} dp_i + \beta_{15} bp_i + \beta_{16} pm_i + \\
 & + \beta_{17} fo_i + \beta_{18} ed_i + \beta_{19} un_i + \beta_{20} co_i + \beta_{21} no_i + u_i
 \end{aligned} \quad (4)$$

⁶ Utilizouse a técnica do mapa de cortes naturais (Jenks e Caspall, 1971), que é un tipo de representación cartográfica que, para determinar os intervalos, identifica os puntos de corte de forma que se faga mínima a varianza total intra-grupos. Deste modo, detecta agrupamentos e estruturas subxacentes nos datos, que moitas veces non se albiscan a simple vista.

A estimación deste modelo dá lugar a uns coeficientes moi significativos, a excepción das variables de distancia á M-30 e aos parques. Polo que respecta aos signos, tamén son os esperados, agás o correspondente á variable do ruído, cuxo estimador é de signo positivo, o que estaría indicando que un incremento na contaminación acústica provoca revalorizacións na vivenda, e viceversa (táboa 2). Porén, a validez destes resultados é moi relativa, debido aos problemas que presentan os erros: non normalidade, heteroscedasticidade e autocorrelación espacial, que estarían producindo ineficiencia e, probablemente, tamén desviación.

Táboa 2.- Resultados da estimación dos diversos modelos formulados

VARIABLE	MODELO BÁSICO	MODELO DO RETARDO ESPACIAL	REGRESIÓN CUANTÍLICA (mediana)	CUANTÍLICA ESPACIAL (mediana)
Estimación	MCO	IV	QR	IVQR
C	8,7317***	5,4449***	8.6714***	4.0928***
fl	0,1107***	0,1110***	0.1005***	0.1031***
at	0,0349***	0,0420***	0.0406***	0.0439***
ho	0,2658***	0,2252***	0.2353*	0.2377***
du	0,0494***	0,0515***	0.0344	0.0266
be	0,0779***	0,0634***	0.0770***	0.0589***
lm	0,8975***	0,8755***	0.8843***	0.8599***
re	-0,0674***	-0,0742***	-0.0603***	-0.0876***
ne	0,2085***	0,2015***	0.2159***	0.2105***
dc	-0,0581***	-0,0423***	-0.0513***	-0.0261***
dm	-0,0657***	-0,0549***	-0.0777***	-0.0470
di	0,0510***	0,0217***	0.0552***	-0.0567
dt	0,0080	0,0177***	0.0033	-0.0023
dp	-0,0150	-0,0081	-0.0014	-0.0899*
bp	0,0662***	0,0260***	0.0625***	0.0158*
pm	-0,0066***	-0,0048***	-0.0061***	-0.0038***
ed	0,0063***	0,0029***	0.0060***	0.0015*
fo	-0,0028***	-0,0014***	-0.0027***	-0.0020***
un	-0,0043***	-0,0018	-0.0041***	0.0014
co	-0,0023***	-0,0006	-0.0024***	-0.0005
no	0,0014***	0,0004	0.0012**	0.0002
wlp	-	0,2708***	-	0.4200
Jarque-Bera	428,70***	-	-	-
White	989,98***	961,02***	-	-
Kelejian-Robins	5.125***	-	-	-
Anselin-Kelejian	-	136***	-	-
I de Moran	-	-	0,1602***	0,0122

NOTA: ***Significativo para 0,01; **Significativo para 0,05; *Significativo para 0,1.

FONTE: Elaboración propia.

En efecto, por un lado, o test de Jarque-Bera rexeita con case o 100% de confianza a hipótese nula de normalidade; por outro lado, os tests de Koenker-Basset e de White rexeitan a hipótese nula de homoscedasticidade; e por último, o test de Kelejian-Robinson de autocorrelación espacial tamén rexeita cunha confianza moi

elevada a hipótese nula de non autocorrelación espacial⁷. O cálculo dos contrastes de autocorrelación espacial, así como das variables espacialmente retardadas, realízase cunha matriz W de pesos espaciais baseada na función inversa da distancia ao cadrado entre cada par de vivendas, de forma que se lle concede unha maior ponderación a aquelas vivendas situadas a menor distancia, e viceversa.

Unha alternativa a este modelo, que permitirá corrixir o problema de autocorrelación espacial, sería o modelo do retardo espacial (5) que incorpora como explicativa a variable endóxena espacialmente retardada (Wlp), é dicir, o prezo medio –ponderado pola distancia relativa– das vivendas veciñas a unha dada. Esta variable estaría recollendo o efecto de desbordamento espacial das relacións de interacción existentes entre os propietarios de vivendas veciñas, que tenden a fixar os prezos segundo uns patróns comúns de comportamento, quedando o prezo dunha vivenda condicionando ao prezo das vivendas próximas.

$$lp_i = \rho Wlp_i + \beta_1 + \beta_2 fl_i + \beta_3 at_i + \beta_4 ho_i + \beta_5 du_i + \beta_6 be_i + \beta_7 lm_i + \beta_8 re_i + \\ + \beta_9 ne_i + \beta_{10} dc_i + \beta_{11} dm_i + \beta_{12} di_i + \beta_{13} dt_i + \beta_{14} dp_i + \beta_{15} bp_i + \\ + \beta_{16} pm_i + \beta_{17} fo_i + \beta_{18} ed_i + \beta_{19} un_i + \beta_{20} co_i + \beta_{21} no_i + u_i \quad (5)$$

onde ρ é o parámetro autorregresivo espacial que, para unha matriz W estandarizada por filas e salvo erro de especificación, soe tomar un valor entre -1 e +1. O carácter endóxeno do retardo espacial e a non normalidade dos residuos aconsellan a estimación deste modelo polo método de variables instrumentais –mínimos cadrados en dúas etapas–, tomando como instrumentos as variables explicativas espacialmente retardadas (Anselin, 1988).

Os resultados obtidos con esta especificación son moi parecidos á anterior, tanto en contía coma no signo dos estimadores, a excepción das variables de paro e de calidade ambiental, que deixan de ser estatisticamente significativas a cambio da distancia á M-30, que agora si que o é. Polo que respecta ao estimador correspondente ao retardo espacial, resulta claramente significativo e de signo positivo, o que demostra a existencia dun condicionamento espacial no prezo da vivenda en Madrid.

Porén, os residuos desta regresión seguen tendo un problema de heteroscedasticidade, como demostra o test de White, e segundo o test de Anselin e Kelejian (1997), o efecto de autocorrelación non puido ser eliminado totalmente coa inclusión do retardo espacial. Isto levaría a preguntarnos ata que punto o efecto de autocorrelación espacial non viría inducido polo problema de heteroscedasticidade, que aínda non foi abordado. Isto é, cando menos, o que indican Brunson *et al.* (1999).

⁷ A non normalidade nos residuos pode afectar grandemente á estimación por máxima-verosimilitude (MV) e aos resultados dos coñecidos contrastes baseados no multiplicador de Lagrange (tests LM) de autocorrelación espacial. Nestes casos, recoméndase recorrer ao test de Kelejian e Robinson (1992), que é robusto á non normalidade dos residuos.

Como xa se explicou, o método de regresión cuantílica é un bo instrumento para controlar o problema de heteroscedasticidade e de non normalidade por valores atípicos, así como a posibilidade de non linearidade na especificación do modelo de prezos hedónicos. Por ese motivo, aplicamos o método de regresión cuantílica ao modelo, estimando un parámetro para cada decil do seguinte modo:

$$lp_i = \beta_{01} + \beta_{02} fl_i + \beta_{03} at_i + \beta_{04} ho_i + \beta_{05} du_i + \beta_{06} be_i + \beta_{07} lm_i + \beta_{08} re_i + \\ + \beta_{09} ne_i + \beta_{010} dc_i + \beta_{011} dm_i + \beta_{012} di_i + \beta_{013} dt_i + \beta_{014} dp_i + \beta_{015} bp_i + \\ + \beta_{016} pm_i + \beta_{017} fo_i + \beta_{018} ed_i + \beta_{019} un_i + \beta_{020} co_i + \beta_{021} no_i + u_i \quad (5)$$

onde θ é un dos nove decís. Os resultados da regresión mediana (para o quinto decil), que son os máis representativos da mostra no seu conxunto, son os que se seleccionaron na táboa 2. Os estimadores das variables de paro, polución e ruído volven ser estatisticamente significativos, pero deixan de selo os coeficientes de distancia á M-30 e ao parque máis próximo.

Porén, o test I de Moran non permite aceptar a hipótese nula de ausencia de autocorrelación espacial, o que podería estar indicando a existencia deste efecto nos residuos desta regresión⁸. É aquí onde cómpre especificar o modelo de regresión cuantílica espacial presentado na ecuación (4), que permite controlar non só por heteroscedasticidade senón polo efecto de autocorrelación espacial. O modelo (4) quedaría especificado do seguinte modo:

$$lp_i - \rho Wlp_i = \beta_{01} + \beta_{02} fl_i + \beta_{03} at_i + \beta_{04} ho_i + \beta_{05} du_i + \beta_{06} be_i + \beta_{07} lm_i + \\ + \beta_{08} re_i + \beta_{09} ne_i + \beta_{010} dc_i + \beta_{011} dm_i + \beta_{012} di_i + \beta_{013} dt_i + \\ + \beta_{014} dp_i + \beta_{015} bp_i + \beta_{016} pm_i + \beta_{017} fo_i + \beta_{018} ed_i + \beta_{019} un_i + \\ + \beta_{020} co_i + \beta_{021} no_i + u_i \quad (5)$$

De cara á selección do valor óptimo do parámetro ρ_0 en cada decil, estimouse este modelo tantas veces como valores hai no intervalo [-1; +1], cunha diferenza de 0,01 (300 simulacións). Finalmente, os valores deste parámetro que minimizan a norma de coeficientes correspondentes ás variables instrumentais –explicativas espacialmente retardadas– son os que se seleccionan para filtrar a variable endóxena e estimar os parámetros correspondentes ás variables explicativas. Na táboa 3 preséntanse os resultados correspondentes aos nove decís.

Como pode observarse, os coeficientes autorregresivos espaciais son moi significativos, sobre todo nos dous últimos decís, correspondentes ás vivendas de máis alto prezo (superior aos 550.000 euros). Este resultado indica que o fenómeno de interacción espacial existente entre os propietarios á hora de fixar o prezo da vivenda é máis intenso nas áreas da cidade onde esta é máis cara.

⁸ É ben sabido que o test univariante I de Moran non ofrece resultados moi robustos cando é aplicado sobre os residuos dunha regresión, xa que ante todo é un test de mala especificación que pode resultar significativo non só cando existe autocorrelación espacial, senón tamén debido a outro tipo de problemas como, entre outros, a non normalidade ou a heteroscedasticidade. No entanto, Anselin (2005) indica que cando non resulta significativo, este test si que permitiría aceptar, con toda seguridade, a hipótese nula de non autocorrelación espacial nos residuos.

Táboa 3.- Resultados completos da estimación da regresión cuantílica espacial

VARIABLE	1º DECIL	2º DECIL	3º DECIL	4º DECIL	5º DECIL MEDIANA	6º DECIL	7º DECIL	8º DECIL	9º DECIL
C	4.1785***	4.5862***	4.4796***	4.5823***	4.0928***	4.2492***	4.1387***	3.6344***	2.9691***
fl	0.1352***	0.1199***	0.1111***	0.1092***	0.1031***	0.1016***	0.0953***	0.0874***	0.0783***
at	0.0134***	0.0289***	0.0347***	0.0280***	0.0439***	0.0519***	0.0614***	0.0803***	0.0791***
ho	0.0094**	-0.0164	0.1075	0.2025***	0.2377***	0.2915***	0.3270***	0.3955***	0.5312***
du	0.0715**	0.0614**	0.0382**	0.0265	0.0266	0.0468*	0.0501***	0.0351	0.0302
be	-0.0086	0.0353	0.0418***	0.0389***	0.0589***	0.0635***	0.0611***	0.0816***	0.0786***
lm	0.8116***	0.8320***	0.8455***	0.8485***	0.8599***	0.8697***	0.8748***	0.8937***	0.9013***
re	-0.1150***	-0.0916***	-0.0835***	-0.0992***	-0.0876***	-0.1142***	-0.1058***	-0.1021***	-0.1161***
ne	0.1995***	0.1981***	0.2296***	0.2209***	0.2105***	0.2070***	0.2136***	0.1927***	0.1912***
dc	-0.0125	-0.0213***	-0.0267***	-0.0268***	-0.0261***	-0.0276***	-0.0317***	-0.0259***	-0.0303***
dm	0.0354	0.0460	0.0317	0.0185	-0.0470	-0.0939*	-0.0981*	-0.0367	-0.0531
di	-0.0659	-0.0231	-0.0282	-0.0440	-0.0567	-0.0540	-0.1005	-0.0731	-0.1274*
dt	0.0807	0.0985	0.0626	0.0859	-0.0023	0.0322	0.0817	0.1902**	0.1212
dp	-0.1104	-0.1548**	-0.0853	-0.0954*	-0.0899*	-0.0583	0.0148	-0.0611	-0.0280
bp	0.0076	0.0171*	0.0136	0.0173**	0.0158*	0.0204**	0.0199**	0.0189**	0.0165
pm	0.0003	-0.0019*	-0.0026**	-0.0037***	-0.0038***	-0.0044***	-0.0040***	-0.0036***	-0.0055***
ed	0.0031***	0.0032***	0.0025***	0.0026***	0.0015*	0.0021***	0.0033***	0.0023***	0.0018
fo	-0.0012	-0.0011	-0.0016***	-0.0018***	-0.0020***	-0.0016**	-0.0016**	-0.0016**	-0.0023**
un	-0.0005	-0.0018	0.0000	0.0002	0.0014	0.0002	0.0005	0.0012	0.0013
co	-0.0013	-0.0002	0.0001	-0.0004	-0.0005	-0.0005	-0.0010*	-0.0013*	-0.0018**
no	0.0005	-0.0003	-0.0003	0.0000	0.0002	0.0002	0.0003	0.0006	0.0018***
wlp	0.4100***	0.3600***	0.3600***	0.3400***	0.4200***	0.4200***	0.4000***	0.4800***	0.5700***
Test I	0.0293*	0.0218*	0.0170	0.0173	0.0122	0.0122	0.0132	0.0087	0.0121

NOTA: ***Significativo para 0,01; **Significativo para 0,05; *Significativo para 0,1.

FONTE: Elaboración propia.

Esta clara significatividade do coeficiente autorregresivo espacial tamén é corroborada polo test I de Moran, que permite aceptar a hipótese nula de ausencia de autocorrelación espacial nos residuos desta regresión. No caso dos decís 1º e 2º, esta hipótese só podería aceptarse para un *p*-valor de cando menos 0,10, o que confirmaría que para estes decís o modelo aínda puidera ter algún problema de autocorrelación espacial e/ou algún outro erro de especificación. En definitiva, isto estaría demostrando un menor poder explicativo do modelo para o segmento das vivendas máis baratas –entre os 70.000 e os 260.000 euros–, localizadas na súa maioría nos barrios occidentais do distrito de Tetuán, nos barrios norte e sur do distrito Centro e na zona central de Arganzuela⁹.

Ademais, é interesante destacar que as únicas variables que son estatisticamente significativas en todos os decís son características estruturais da vivenda, como a altura da vivenda (andar), superficie, vivenda nova e vivenda para reformar, sendo o resto de variables estruturais tamén moi significativas en case todos os decís da distribución da variable endóxena.

Polo que respecta ás variables de accesibilidade, só a distancia ao centro de negocios resulta significativa practicamente en todos os decís, e o mesmo sucede no

⁹ Por exemplo, para as vivendas do primeiro decil, as únicas variables explicativas con impacto relevante sobre o prezo da vivenda son as estruturais, o nivel educativo e o efecto de interacción espacial.

bloque de variables da contorna socioeconómica coa porcentaxe de poboación maior de 65 anos e coa porcentaxe de poboación con educación superior.

A consideración explícita e conxunta da heteroscedasticidade e da autocorrelación espacial no modelo rebaixou considerablemente a importancia dalgunhas variables de accesibilidade e, sobre todo, das variables de calidade ambiental que, como pode observarse, só resultan significativas para os últimos decís.

No caso da contaminación atmosférica, o coeficiente é practicamente sempre negativo, pero só significativo para os tres últimos decís, que se corresponden coas vivendas máis caras, cun prezo superior aos 470.000 euros. Polo tanto, para o resto das vivendas, o incremento na polución atmosférica non parece ter efecto sobre o seu prezo, e viceversa.

O coeficiente do ruído non é significativo en case todos os decís, agás no último –vivendas de máis de 760.000 euros–, onde resulta positivo e significativo. Segundo isto, as vivendas do centro de Madrid non se vén tampouco moi afectadas por un incremento no nivel de ruído, agás no caso das vivendas que poderíamos cualificar “de luxo” –Castellana, El Viso, Recoletos–, onde os compradores parecen valorar o ruído positivamente. Esta valoración, tan contraria ao esperado, pode deberse ao moi elevado sentido de pertenza que adoitan ter os propietarios destas vivendas, para os que un incremento nos niveis de ruído da zona non parece ter importancia, unido á existencia de certas externalidades positivas do tipo de ruído que se padece nos barrios residenciais, como a proximidade a zonas comerciais exclusivas ou a centros históricos de alto valor artístico e cultural.

Outra razón que xustifique este resultado atopámola en Bickel *et al.* (2003), quen demostran que sempre que non se excedan certos niveis de ruído que supoñan unha ameaza para a poboación, o custo dun decibelio adicional de ruído é menor alí onde o nivel xeral de ruído é maior, o que viría xustificar unha política de concentración espacial de “emisores de ruído” en determinadas zonas dos centros urbanos.

Polo que respecta á contaminación, podería concluírse algo similar para todas as áreas da cidade, agás para os barrios máis exclusivos, onde ten un efecto claramente negativo cun custo crecente a medida que a vivenda aumenta o seu valor.

5. CONCLUSIÓNS

Neste artigo aplicamos un modelo de prezos hedónicos para analizar o efecto que a polución atmosférica e o ruído teñen sobre o prezo da vivenda no centro de Madrid. A continuación, presentamos algúns aspectos importantes sobre a metodoloxía empregada. En primeiro lugar, consideramos de forma conxunta a polución atmosférica –fenómeno moito máis analizado– e a contaminación acústica. En segundo lugar, utilizamos medidas subxectivas da contaminación, baseadas en percepcións da poboación sobre estes problemas ambientais. En terceiro lugar, aplicamos o método da regresión cuantílica espacial, que incorpora de forma explícita

o papel que o espazo xeográfico e a veciñanza teñen no proceso de fixación do prezo da vivenda. Na nosa opinión, esta é a primeira vez en que todos estes aspectos –avaliación do impacto da contaminación sobre o prezo da vivenda urbana, utilización de variables de percepción e de regresión cuantílica espacial– se combinan nun modelo de prezos hedónicos.

A regresión cuantílica espacial é un bo medio para controlar problemas habituais nos modelos hedónicos, como a non linearidade, a non normalidade por asímetrías e puntos atípicos, a heteroscedasticidade e a autocorrelación espacial, axustando varias rectas de regresión a diferentes puntos da distribución da variable de prezos.

Nunha primeira fase do noso estudo, a análise exploratoria espacial permite detectar un maior nivel de correlación (inversa) entre a contaminación atmosférica e o prezo da vivenda, debido á distribución máis agrupada en certas zonas do espazo (autocorrelación espacial) mostrada por ambas as dúas variables. Porén, o ruído, quizá polo seu carácter máis local que a contaminación atmosférica, ten unha distribución máis difusa (menor autocorrelación espacial), que afecta a case todos os barrios e zonas da *Almendra Central*, o que fai máis difícil identificar patróns de covariación entre esta variable e o prezo da vivenda.

Os resultados do modelo de regresión cuantílica espacial mostran que nin a contaminación atmosférica nin o ruído teñen un efecto claramente significativo sobre o prezo da vivenda, agás nas zonas con vivendas máis caras, onde a polución é claramente unha externalidade negativa. Con todo, atopamos que o efecto do ruído sobre o prezo da vivenda é positivo (un signo claramente contrario ao esperado), no segmento de vivendas de luxo, posiblemente debido ao alto sentido de pertenza existente nos seus moradores, unido á existencia de certas externalidades positivas asociadas ao ruído nestas zonas, como rúas comerciais exclusivas e zonas de alto valor histórico ou cultural.

Este resultado tamén é un tanto acorde con certos resultados atopados na literatura, segundo os cales o custo marxinal dun decibelio máis de ruído, en zonas onde non se superan certos niveis claramente prexudiciais para a saúde, son inferiores alí onde o ruído ambiente é, xa de por si, superior á media. Estas conclusións virían a xustificar certas políticas de concentración de emisores de ruído naquelas zonas urbanas onde este é xa de por si elevado. E algo similar podería dicirse da contaminación atmosférica, agás nas zonas máis exclusivas da cidade, onde o efecto é claramente negativo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Press
- ANSELIN, L. (2005): *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*. Urbana-Champaign, IL: University of Illinois, Spatial Analysis Laboratory.

- ANSELIN, L.; KELEJIAN, H.H. (1997): "Testing for Spatial Error Autocorrelation in the Presence of Endogenous Regressors", *International Regional Science Review*, 20 (1-2), pp. 422-448.
- AYUNTAMIENTO DE MADRID (2009a): *Plan de Acción del Área de Gobierno de Urbanismo y Vivienda para la Revitalización del Centro Urbano 2008-2011*. Madrid: Ayuntamiento de Madrid, Área de Gobierno de Urbanismo y Vivienda.
- AYUNTAMIENTO DE MADRID (2009b): *Average Daily Intensity of Urban Traffic Report*. Madrid: Ayuntamiento de Madrid.
- AYUNTAMIENTO DE MADRID (2010): *Contabilidad Municipal de la Ciudad de Madrid. Base 2002. Serie 2000 – 2008 (1ªe)*. Madrid: Ayuntamiento de Madrid, Dirección General de Estadística.
- BARANZINI, A.; SCHAEERER, C.; THALMANN, P. (2010): "Using Measured Instead of Perceived Noise in Hedonic Models", *Transportation Research Part D*, 15, pp. 473-482.
- BEREZANSKY, B.; PORTNOV, B.A.; BARZILAI, B. (2010): "Objective vs. Perceived Air Pollution as a Factor of Housing Pricing: A Case Study of the Greater Haifa Metropolitan Area", *Journal of Real Estate Literature*, 18, pp. 99-122.
- BICKEL, P.; SCHMID, S.; TERVONEN, J.; HÄMEKOSKI, J.; OTTERSTRÖM, T.; ANTON, P.; ENEL, R.; LEONE, G.; VAN DONSELAAR, P.; CARMIGCHELT, H. (2003): *Deliverable 11: Environmental Marginal Cost Case Studies*. UNITE 1999-AM.11157. Unification of Accounts and Marginal Costs for Transport Efficiency.
- BRUNSDON, C.; FOTHERINGHAM, A.S.; CHARLTON, M. (1999): "Some Notes on Parametric Significance Tests for Geographically Weighted Regression", *Journal of Regional Science*, 39, pp. 497-524.
- BRODY, S.D.; PECK, B.M.; HIGHFIELD, W.E. (2004): "Examining Localized Patterns of Air Quality Perception in Texas: A Spatial and Statistical Analysis", *Risk Analysis*, 24, pp. 1561-1574.
- BUCHINSKY, M. (1995): "Estimating the Asymptotic Covariance Matrix for Quantile Regression Models. A Monte Carlo Study", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 303-338.
- BUCHINSKY, M. (1998): "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research", *The Journal of Human Resources*, 33 (1), pp. 88-126.
- CHASCO, C.; LE GALLO, J. (2012): "Hierarchy and Spatial Autocorrelation Effects in Hedonic Models", *Economics Bulletin*, 32 (2), pp. 1474-1480.
- CHESHIRE, P.; SHEPPARD, S. (1998): "Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighborhood Characteristics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60 (3), pp. 357-382.
- CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. (2006) "Instrumental Quantile Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models", *Journal of Econometrics*, 127, pp. 491-525.
- COMISIÓN EUROPEA (1996): *Future Noise Policy – European Commission Green Paper*. [COM (96) 540 final]. Bruselas: Comisión Europea.
- EUROPEAN ENVIRONMENT AGENCY (2000): *Are we Moving in the Right Direction? Indicators on Transport and Environment Integration in the EU*. (Environmental Issue Report, 12/2000). Copenhagen: European Environment Agency (EEA).
- EFRON, B.; TIBSHIRANI, R.J. (1993): *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall.
- HARTLEY, P.R.; HENDRIX, M.E.; OSHERSON, D. (2005): *Real Estate Values and Air Pollution: Measured Levels and Subjective Expectations*. (Discussion Paper). Houston, TX: Rice University.

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2001): *Censo de Población y Viviendas de 2001*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística (INE).
- JENKS, G.F.; CASPALL F.C. (1971): "Error on Choroplethic Maps: Definition, Measurement, Reduction", *Annals of the Association of American Geographers*, 61 (2), pp. 217-244.
- KELEJIAN, H.H.; PRUCHA, I.R. (1998): "A Generalized Spatial Two Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, pp. 99-121.
- KELEJIAN, H.H.; ROBINSON, D. (1992): "Spatial Autocorrelation: A New Computationally Simple Test with an Application to per Capita County Policy Expenditures", *Regional Science and Urban Economics*, 22, pp. 317-331.
- KOENKER, R.; BASSET, G. (1978): "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46 (1), pp. 33-50.
- KOSTOV, P. (2009): "A Spatial Quantile Regression Hedonic Model of Agricultural Land Prices", *Spatial Economic Analysis*, 4 (1), pp. 53-72.
- LANG, R.L.; JONES, H.J. (1979): "Hedonic Property Valuation Models: Are Subjective Measures of Neighbourhood Amenities Needed?", *AREUEA Journal*, 7, pp. 451-465.
- LIAO, W.C.; WANG, X. (2012): "Hedonic House Prices and Spatial Quantile Regression", *Journal of Housing Economics*, 21 (1), pp. 16-27.
- MAK, S.; CHOY, L.; HO, W. (2010): "Quantile Regression Estimates of Hong Kong Real Estate Prices", *Urban Studies*, 47 (11), pp. 2461-2472.
- MCMILLEN, D.P. (2008): "Changes in the Distribution of House Prices Over Time: Structural Characteristics, Neighborhood, or Coefficients?", *Journal of Urban Economics*, 64, pp. 573-589.
- MCMILLEN, D.P.; THORSNES P. (2006): "Housing Renovations and the Quantile Repeat-Sales Price Index", *Real Estate Economics*, 34 (4), pp. 567-584.
- MONTERO, J.M.; CHASCO, C.; LARRAZ, B. (2010): "Building an Environmental Quality Index for a Big City: A Spatial Interpolation Approach Combined with a Distance Indicator", *Journal of Geographical Systems*, 12, pp. 435-459.
- ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD (OMS) (2006): *Air Quality Guidelines for Particulate Matter, Ozone, Nitrogen Dioxide and Sulfur Dioxide. Global Update 2005, Summary of Risk Assessment*. Geneva: WHO Press.
- ORFORD, S. (2000): "Modelling Spatial Structures in Local Housing Market Dynamics: A Multilevel Perspective", *Urban Studies*, 37, pp. 1643-1671
- POOR, P.J.; BOYLE, K.J.; TAYLOR, L.O.; BOUCHARD, R. (2001): "Objective Versus Subjective Measures of Water Clarity in Hedonic Property Value Models", *Land Economics*, 77 (4), pp. 482-493.
- ROSEN, S. (1974): "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 82, pp. 34-55.
- SU, L.; YANG, Z. (2007): *Instrumental Variable Quantile Estimation of Spatial Autoregressive Models*. (Research Collection School of Economics, 1074). Singapore: Singapore Management University.
- ZIETZ, J.; ZIETZ, E.; SIRMANS, S. (2008): "Determinants of House Prices: A Quantile Regression Approach", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 37 (4), pp. 317-333.