

Modelos Hedónicos con Efectos Espaciales: Una Aproximación al Cálculo de Índices de Precios de Vivienda para Bogotá

Wilmar Alexander Cabrera-Rodríguez* Juan Sebastián Mariño-Montaña†
Carlos Andrés Quicazán-Moreno‡

Las opiniones contenidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Resumen

En este documento se estima un índice de precios de vivienda nueva para la ciudad de Bogotá empleando la base de datos de La Galería Inmobiliaria, empresa dedicada a la recolección de información del mercado inmobiliario en Colombia. La metodología de precios hedónicos aquí propuesta presenta tres ventajas con respecto a los índices de vivienda que se calculan en la actualidad para esta ciudad: i) considera que un inmueble es un bien diferenciado, cuyo precio está definido en función de sus características, ii) incorpora de manera parsimoniosa la ubicación de las viviendas por medio de un modelo de econometría espacial, y iii) utiliza una ventana de tiempo para la estimación del índice, haciendo que no sea susceptible a modificaciones ante incorporaciones de nuevos datos. Los resultados muestran que la bondad de ajuste del índice resultante es significativamente mayor a la de los que se producen en la actualidad, que los coeficientes presentan el comportamiento esperado y son estables en el tiempo, y que el índice es robusto a cambios en la participación de inmuebles que se ubican en las colas de la distribución de precios, gracias a la modelación de vecindarios en la estimación espacial.

Palabras clave. Índices de precios de vivienda; Modelos hedónicos; econometría espacial.

Códigos JEL. R31; C21.

*Banco de la República de Colombia, email: wcabrero@banrep.gov.co

†Banco de la República de Colombia, email: jmarinmo@banrep.gov.co

‡Banco de la República de Colombia, email: cqicamo@banrep.gov.co

Hedonic Models with Spatial Effects: An Approximation to the Estimation of Housing Price Indexes for Bogota

Wilmar Alexander Cabrera-Rodríguez* Juan Sebastián Mariño-Montaña†
Carlos Andrés Quicazán-Moreno‡

The opinions contained in this document are the sole responsibility of the authors and do not commit Banco de la República or its Board of Directors.

Abstract

In this document a new housing price index is calculated for Bogota using data from La Galería Inmobiliaria, company dedicated to the collection of information from the real estate market in Colombia. The hedonic price methodology proposed here presents three advantages over the housing price indexes which are currently produced for the city: i) it considers that a dwelling is a differentiated good, whose price is defined as a function of its characteristics, ii) incorporates in an parsimonious fashion the location of the residences through a spatial econometric model, and iii) it uses a rolling time window to produce the index, making it not susceptible to changes after including new data. The results show that the goodness of fit of the resulting index is significantly higher than the observed in the current indexes, the coefficients presents the expected behavior and are stable over time, and the results are robust to changes in the participation of dwellings located in the tails of the price distribution.

Key Words. Housing price indexes; Hedonic models; Spatial econometrics

JEL Classification. R31; C21.

*Banco de la República de Colombia (Central Bank of Colombia), email: wcabrero@banrep.gov.co

†Banco de la República de Colombia (Central Bank of Colombia), email: jmarinmo@banrep.gov.co

‡Banco de la República de Colombia (Central Bank of Colombia), email: cquicamo@banrep.gov.co

1 Introducción

La reciente crisis financiera internacional, en la que los movimientos de los precios de los activos inmobiliarios tuvieron un papel protagónico, evidenció la vulnerabilidad de la distribución de la riqueza de los hogares, la salud financiera de los establecimientos de crédito y las presiones fiscales de los gobiernos provenientes de un movimiento abrupto en los avalúos de las propiedades. A partir de estos efectos, el monitoreo de los precios de la vivienda se ha consolidado como una tarea de vital importancia para las agencias especializadas en estabilidad financiera y macroeconómica a nivel mundial.

Para el caso colombiano, el seguimiento de los precios de la vivienda cobró especial relevancia dadas las secuelas económicas y sociales que sufrió el país como consecuencia de la crisis hipotecaria de finales de la década de los 90. La literatura ha mostrado que el excesivo incremento de los intereses de los créditos y la rápida caída de los precios de los inmuebles generaron una ampliación en el impacto y la duración de la crisis (Cárdenas & Badel, 2003).

Los altos impactos que han sufrido las economías en crisis hipotecarias a nivel internacional han inventivado la investigación académica en campos relacionados con modelos de estimación de burbujas de activos financieros e inmobiliarios (e.g., Mayer, 2011), determinantes y modelos de *default* estratégico en cartera hipotecaria (e.g., Guiso, Sapienza & Zingales, 2013), mediciones de precios de vivienda y sus determinantes, entre otros. Dentro de los desarrollos estadísticos que se han dado en la medición de los precios,

los índices se han consolidado como la principal herramienta analítica a nivel internacional para cumplir con este objetivo.

Colombia no ha sido ajena a estos desarrollos. Como se observa en el Cuadro 1, se vienen elaborando diferentes índices de precios de vivienda con información desde 1970 a partir de métodos de estratificación, medias o medianas y ventas repetidas, usando información de agencias inmobiliarias locales, establecimientos de crédito y censos inmobiliarios¹. A pesar de estos esfuerzos, los índices vigentes no controlan apropiadamente por los cambios en los precios ocasionados por modificaciones en la calidad de los inmuebles sin hacer un uso ineficiente de la información disponible², haciendo difícil diferenciar los cambios asociados a las condiciones de oferta y demanda en el mercado, y aquellos ocasionados por cambios en las características de las propiedades.

La alternativa más utilizada a nivel internacional para producir índices de precios ajustados por calidad es la metodología de precios hedónicos. Esta aproximación, a diferencia de las otras

¹Para mayor información de las metodologías de los índices de precios de vivienda vigentes en Colombia, véase Castaño & Morales (2015).

²A pesar de que el IPVU sí considera cambios en la calidad de los inmuebles dado que su utiliza casas o apartamentos que han sido vendidos al menos dos veces, no se tiene en cuenta cambios asociados a remodelaciones o ampliaciones de los mismos, así como a depreciaciones o falta de mantenimiento. De igual manera, el uso de la información en esta aproximación es altamente ineficiente, al utilizarse solo los registros de inmuebles con dos o más ventas. Adicionalmente, la literatura relacionada ha demostrado un sesgo de selección hacia inmuebles de menor calidad, dado que son los más comprados por hogares recién formados de manera temporal hasta que alcanzan una riqueza suficiente para comprar una vivienda definitiva. Para más información, véase Eurostat (2013).

Cuadro 1: Índices de precios de vivienda vigentes en Colombia

Índice	Institución	Fuente	Metodología	Frecuencia	Fecha de inicio
IPVN	DANE	Censo de edificaciones DANE	Índice de Fisher de base fija	Trimestral	Primer trimestre de 1997
IPVNBR	Banco de la República	La Galería Inmobiliaria	Índice de Fisher de base fija	Mensual	Diciembre de 2004
IPVN	DNP	Revisa La Guía	Medias o Medianas con estratificación	Mensual	Enero de 1993
IPVU	Banco de la República	Davivienda, BBVA, BCSC, Bancolombia, AV Villas y Colpatría	Ventas repetidas Ponderadas	Trimestral	Primer trimestre de 1988

Fuente: *Castaño & Morales (2015).*

usadas en Colombia, parte del supuesto de que todas las viviendas son un bien diferenciado que puede ser evaluado a partir de sus características. El Cuadro 2 muestra que la metodología de precios hedónicos ha sido ampliamente acogida por países desarrollados, mientras que los métodos de estratificación y de medianas son más utilizados en economías con restricciones de información.

A pesar de que Colombia inicialmente sufrió de este déficit de datos, en los últimos años se ha recolectado una gran cantidad de información del mercado inmobiliario en el país. Específicamente, La Galería Inmobiliaria, empresa dedicada a la recolección y análisis de datos del mercado de vivienda local, ha recopilado desde 2002 una base de datos considerable sobre transacciones de vivienda nueva y sus características. Esta base de datos, que se utiliza para producir el índice de precios de vivienda nueva del Banco de la República (IPVNBR), fue también utilizada por Castaño, Laverde, Morales & Yaruro (2013) para realizar una primera aproximación al cálculo

de índices de precios de vivienda hedónicos para Colombia. Como especificaron los autores en este documento, la continuación de esta investigación debía estar centrada en la incorporación de variables de ubicación en la regresión.

El objetivo de este documento es elaborar un índice de precios de vivienda a partir de la metodología de precios hedónicos que mejore el modelo expuesto en Castaño et al. (2013) y el IPVNBR en varios aspectos. En primera medida, se estima el índice con periodicidad mensual. Adicionalmente, se calcula un modelo más parsimonioso y con una mejor capacidad de explicación. Por otra parte, se incorpora endógenamente la ubicación de los inmuebles a partir de herramientas de econometría espacial, lo cual genera mayor transparencia en los movimientos de los precios. Finalmente, la estimación se realiza de manera recursiva a través de una ventana de tiempo fija, que permite calcular un índice que no se ve modificado ante la incorporación de observaciones adicionales.

Cuadro 2: Metodologías de índices de precios de vivienda a nivel internacional

Método	País	Nombre	Entidad encargada
Estratificación	Australia	Residential Property Price Indexes	Australia Bureau of Statistics
	Chile	Índices de Precios de Vivienda (IPV)	Banco Central de Chile
	China	Sale Price Indices of residential Buildings	National Bureau of Statistics of China
	Grecia	Real Estate Price Index	Bank of Greece
	Indonesia	Residential Property Price Index	Bank Indonesia
	Islandia	House Price Index	National Statistical Institute of Iceland
Hedónico	Austria	Residential property price index	Oesterreichische Nationalbank
	Bélgica	House Price Index	Statistics Belgium
	Chipre	House Price Index	Statistical Service of Cyprus
	España	Índice de precios de vivienda	Instituto Nacional de Estadística
	Israel	Index of Prices of Dwellings	Central Bureau of Statistics
	Italia	House Price Index	Italian National Institute of Statistics
	Japón	Japan Residential Property Price Index	Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism
	México	Índice de Precios de la Vivienda	Sociedad Hipotecaria Federal
	Noruega	House Price Index	Statistics Norway
	Reino Unido	House Price Index	Office for National Statistics
Mediana	Brasil	Residential Real Estate Collateral Value	Banco Central do Brasil
	Hong Kong	Property Price Indices	Census and Statistics Department
	India	NHB Residex	National Housing Bank
	Singapur	Private Residential Price Index	Urban Redevelopment Authority
Tasación	Dinamarca	Price Index for Sales of Property	Statistics Denmark
	Holanda	House Price Index	Statistics Netherlands
	Nueva Zelanda	Quotable Value House Price Index	Reserve Bank of New Zealand
	Suecia	Real estate price index	Statistics Sweden
Ventas Repetidas	Canada	Teranet-National Bank House Price Index (TNB-HPI)	National Bank of Canada
	Estados Unidos	S&P/Case-Shiller Home Price Indices	S&P Dow Jones Indices
		FHFA House Price Index	Federal Housing Finance Agency
	Marruecos	Real Estate Price Index	Bank Al-Maghrib

Nota: Para un mayor énfasis sobre las metodologías utilizadas a nivel internacional, véase Castaño & Morales (2015).

Fuente: *Entidades encargadas en cada país.*

El documento se divide en seis secciones, de las cuales esta introducción es la primera. En la segunda se presenta la revisión de la literatura, y en la siguiente de la descripción de la metodología y

la base de datos de La Galería Inmobiliaria. En la quinta sección se presentan los resultados de la estimación del índice, así como las principales diferencias con el IPVNBR y con un modelo hedónico sin efectos espaciales. La última sección presenta las principales conclusiones del documento.

2 Revisión de la Literatura

La metodología de precios hedónicos para el cálculo de precios de vivienda es una de las más estudiadas en la literatura. La base teórica para su aplicación se remonta al trabajo de Rosen (1974), que parte de la hipótesis de que todo bien es diferenciable a partir de sus características. En dicho documento se propone un modelo microeconómico de equilibrio general, en el que la maximización de la utilidad para consumidores y productores depende del vector de características intrínsecas de los productos disponibles en el mercado. Así, las peculiaridades de los bienes generan valoraciones y utilidades diferenciadas, que a su vez forman las decisiones de consumo y producción en un entorno como el propuesto por el autor.

El principal resultado del modelo de Rosen es la función hedónica, definida como aquella que calcula el precio de un bien a partir de sus características y de las interacciones del mercado. Dicha función permite evaluar los cambios de precio en los productos a través del tiempo, y descomponerlos con el fin de identificar la razón del movimiento (factores de mercado, o cambios en sus características). Sobre esta idea se desarrolló una batería de metodologías econométricas que buscan calcular la función hedónica y sus deter-

minantes para diferentes mercados como vinos, herramientas tecnológicas y automóviles. Estos modelos son usados para la estimación del precio de diferentes productos de la canasta de consumo definida para el índice de precios al consumidor y al productor a nivel internacional, incluyendo a Colombia.

A pesar de que los desarrollos de Rosen fueron la formalización del método hedónico para el cálculo de precios, hay que ir más atrás en el tiempo para encontrar el precursor del método econométrico más utilizado para su aplicación. El trabajo de Court (1939) fue el primero en proponer una regresión en el que el precio de un bien (en este caso los automóviles de la empresa para la que trabajaba- General Electric-) es explicado por sus características, y por el período de tiempo en que es evaluada dicha relación. El modelo propuesto por el autor para un bien n en el período t es el siguiente³:

$$\ln(p_n^t) = \beta_0 + \sum_{\tau=2}^T \delta^\tau D_n^\tau + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{nk}^t + \varepsilon_n^t \quad (1)$$

donde p es el precio del bien, β_0 es el intercepto de la regresión, D es un vector de *dummies* de tiempo que tienen un valor de 1 si la regresión es evaluada en el período τ , z es la magnitud (o condición en caso de ser una variable *dummy*) de la característica k del bien, y ε es un componente de error aleatorio que cumple con las condiciones de ruido blanco del modelo clásico de regresión. Es de resaltar que se escogió un modelo

³El autor propuso en su documento una especificación con tres características y tres períodos de tiempo a ser evaluados. En esta revisión bibliográfica se incorpora la generalización de dicho modelo.

log-lineal con el objetivo de reducir la probabilidad de incurrir en heterocedasticidad. Estudios posteriores, como el de Diewert (2003), muestran que esta configuración es apropiada dado que los precios de activos inmobiliarios tienden a distribuirse lognormalmente.

En su documento, Court estimó regresiones para parejas de períodos consecutivos, con el objetivo de encontrar la variación porcentual del precio por medio del coeficiente δ^T . En línea con esta técnica, posteriormente se desarrolló un método más sintético de cálculo que permite calcular la evolución de los precios en una sola estimación. Esta aproximación parte del cálculo de los precios relativos para el bien en una ventana de tiempo dada. Si se evalúa la ecuación 1 para los períodos t y s y se toma su razón, se llega a:

$$\begin{aligned} P_n^{t,s} &= \frac{\hat{p}^t(n)}{\hat{p}^s(n)} \\ &= \frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k z_{nk} + \hat{\delta}_t)}{\exp(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k z_{nk} + \hat{\delta}_s)} \\ &= \frac{\exp \hat{\delta}_t}{\exp \hat{\delta}_s} = \exp(\hat{\delta}_t - \hat{\delta}_s) \end{aligned}$$

El caso más sencillo es cuando se fija el período s como base de comparación normalizándolo a cero. En ese caso, el precio evaluado en el período t será igual a⁴:

$$P_n^t = \exp(\hat{\delta}_t) \quad (2)$$

⁴El valor esperado del coeficiente de la *dummy* de tiempo no es exactamente igual a la exponencial de dicho parámetro. En la literatura se ha encontrado que este sesgo es especialmente relevante cuando se tienen muestras pequeñas, dado que la estimación tiende al parámetro poblacional a medida que se incrementan los datos. En la práctica, este sesgo es pequeño en relación al error estándar y puede ser despreciable. Para mayor detalle sobre lo anterior, véase Eurostat (2013).

Esta aproximación, referida en la literatura como metodología de *dummy* de tiempo, es la más utilizada a nivel internacional para desarrollar índices de precios a partir de regresiones hedónicas. A pesar de lo anterior, este enfoque presenta dos desventajas a resaltar (Hill,2013): la primera es que es poco flexible a la hora de interactuar los efectos de tiempo con variaciones en las características de los bienes analizados dada la forma aditiva del modelo. Por otro lado, es usual encontrar problemas en la especificación del modelo como consecuencia de variables omitidas, dadas las restricciones de información con las que cuentan las agencias estadísticas a nivel internacional.

Una de esas variables omitidas suele ser la localización de los inmuebles. Usualmente este problema es solucionado con dos aproximaciones: utilizar un método mixto de regresiones hedónicas y estratificación, o utilizar variables *proxy* como el estrato socioeconómico de los habitantes, calificaciones de las características de los inmuebles disponibles para algunos países o variables *dummy* para zonas o barrios. A pesar de lo anterior, estos métodos tienden a ser poco precisos o a generar problemas de especificación por la pérdida de grados de libertad, lo que puede llevar a sesgos en el cálculo de los índices de precios.

A pesar de lo anterior, los avances en la literatura de econometría espacial han permitido hallar algunas respuestas para refinar las metodologías hedónicas. Estas herramientas se basan en la utilización de georreferencias para establecer relaciones espaciales entre observaciones. Por lo anterior, esta aproximación es altamente restrictiva para el cálculo de índices de precios de vivienda dada la necesidad de identificación individual de

cada unidad residencial en términos de su latitud y longitud. Sin embargo, para jurisdicciones que cuenten con la información, es la aproximación más parsimoniosa de incluir la ubicación de los inmuebles, y de esta manera corregir los índices de precios por las características zonales del inmueble (e.g. cercanía a transporte público o contaminación), y por la distribución de precios en el vecindario de las viviendas (ubicación en unidades geográficas relativamente caras o baratas).

La forma más simple de utilizar datos espaciales es mediante distancias. Por medio de una base de datos de coordenadas se puede hallar la distancia entre cada inmueble y alguna característica que pueda modificar su precio positivamente (como parques, autopistas o acceso a transporte) o negativas (como zonas de contaminación, de alto tráfico o de alta delincuencia). Estas distancias pueden ser incorporadas como una característica adicional en el modelo de la ecuación 1, permitiendo hallar el índice de precios de manera tradicional. Esta aproximación fue utilizada por Durbin & Sung (1987), quienes encontraron una relación inversa entre la distancia a centros de empleo y de servicios a los inmuebles de Baltimore, y su precio. Posteriormente, Hill & Melser (2008) recopilaron una base geoespacial de universidades, escuelas, centros comerciales, estaciones de tren, entre otras, cuyas distancias a los inmuebles fueron incorporadas al modelo de los autores. Nuevamente los resultados fueron significativos.

Sin embargo, este método tiene limitaciones. En primer lugar, no todas las características pueden ser modeladas a través de distancias. En segundo lugar, la relación puede ser no monótona, dado

que distancias muy alejadas a un lugar pueden ser tan perjudiciales como distancias demasiado cortas (por ejemplo, distancias a aeropuertos). Según Hill (2013) este segundo problema puede ser solucionado por medio de métodos no paramétricos.

Una opción más robusta consiste en incorporar la dependencia espacial en el modelo de regresión hedónico. Para el caso de precios de vivienda, esta dependencia se define como la relación significativa que existe entre la distancia entre dos inmuebles y su precio. La ventaja de este método es que no es necesario incorporar explícitamente todas las relaciones espaciales en el modelo como en la aproximación de distancias, dado que la relación espacial abarca endógenamente todas las características comunes que están afectando a dos o más inmuebles que son considerados vecinos.

Este modelo, denominado como SARAR en la literatura por su especificación autorregresiva en precios y errores, viene dado por la siguiente relación:

$$\begin{aligned}y &= \rho S y + X \beta + u \\ u &= \lambda S u + \varepsilon\end{aligned}\tag{3}$$

Donde y es el vector de precios en logaritmos, u es el vector de errores y S es la matriz de ponderación espacial (MPE). La MPE es una matriz que establece una relación de vecindario entre inmuebles. Así, el término S_{ij} de la matriz será igual a $1/n$ si los inmuebles i y j son vecinos, y 0 en caso contrario, donde n es igual al número de vecinos que tiene el inmueble i . Esta estandarización por fila se realiza con el objetivo de no sobreponderar aquellos inmuebles que tienen un mayor número de vecinos dentro de la regresión.

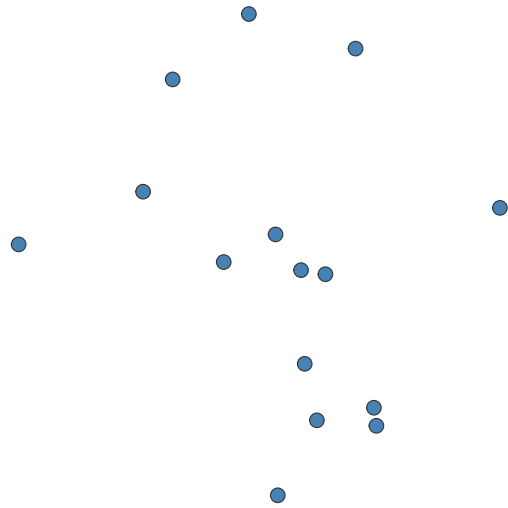
La literatura ofrece varias opciones para el cálculo de la MPE. La primera es conocida como los K vecinos más cercanos, y como su nombre indica consiste en encontrar un número definido de vecinos que se encuentran a menores distancias del inmueble analizado. Otra opción consiste en incorporar en la MPE el inverso de la distancia entre los dos puntos de análisis o el cuadrado de la misma, con el fin de incorporar todas las observaciones en el cálculo de manera más lineal. La principal desventaja de esta aproximación es el costo en términos de tiempo de procesamiento computacional que puede llegar a requerir. Adicionalmente, se pueden considerar vecinos aquellos que se encuentren en un radio de distancia definida por el investigador. Por último, la MPE se puede calcular por medio de la triangulación de Delaunay, algoritmo que permite crear vecindarios a partir de la construcción de triángulos que utilizan como vértices las coordenadas de los inmuebles. Gracias al proceso de optimización, los triángulos resultantes son tan parecidos como es posible a un triángulo equilátero con el objetivo de hacer vecindarios más densos. Así, dos inmuebles serán considerados vecinos en esta especificación si están unidos por un lado de un triángulo (Gráfico 1).

Una versión más simple del SARAR, conocida como el modelo de rezagos espaciales o SAR, asume que el parámetro λ de la ecuación 3 es igual a cero. Esta especificación es usada por Dorsey et al. (2010) para la construcción de un índice de precios de vivienda para Los Ángeles y San Diego, estudio que les permitió capturar la heterogeneidad de la evolución de los precios en diferentes zonas de las ciudades analizadas. Otra alternativa, conocida como modelo de error espacial (SEM), asume por el contrario que ρ es

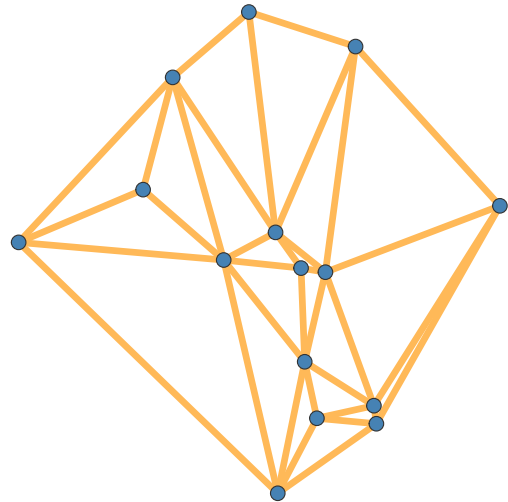
cero, justificando un efecto de externalidad en el precio por la calidad de los inmuebles vecinos, como se explica en LeSage & Pace (2009).

Gráfico 1: Triangulación de Delaunay

Panel A: Coordenadas antes de triangulación



Panel B: Coordenadas después de triangulación



Fuente: Cálculos de los autores.

Las metodologías hedónicas descritas no han sido ampliamente utilizadas para el mercado inmobiliario colombiano principalmente por restricciones de información. Sin embargo, se encuentran algunos trabajos que han realizado importantes avances en la implementación de nuevas metodologías a medida que se ha mejorado la recolección de datos de características y de ubicación.

Una primera aproximación fue realizada por Revollo (2009) para Bogotá. El autor parte de un modelo hedónico con efectos espaciales (E.E) de distancia para determinar los determinantes de los precios de la vivienda por sector. El autor encuentra que la cercanía a focos de alta contaminación afecta negativamente los precios, mientras que menores distancias a zonas verdes y al sistema de transporte masivo de la ciudad tiende a incrementarlos. De igual manera, se encuentra un efecto diferenciado entre localidades, lo que refuerza la hipótesis de relevancia de la incorporación de variables de ubicación en el modelo. En ese mismo sentido, Carriazo, Ready & Shortle (2011) encuentran una relación inversa entre los niveles de polución en diferentes zonas de Bogotá y el precio de las viviendas, a partir de un modelo de frontera que incorpora especificaciones SAR y SEM.

Por otro lado, Morales & Arias (2011) utilizaron la base de datos de la encuesta de Calidad de vida del DANE para obtener un puntaje de calidad para los inmuebles bogotanos analizados en su documento. A partir de este puntaje, las características de los inmuebles y la división geográfica de los inmuebles a partir de las Unidades de Planeación Zonal del distrito, se construyó un modelo SAR que permitió analizar de manera

más precisa las contribuciones espaciales y de características al precio de las observaciones. Otro documento que utilizó una metodología de precios hedónicos para el mercado local fue el de Arbeláez et al. (2011), en el que se busca encontrar los determinantes para la compra o renta de vivienda en Colombia a partir de una función de demanda hallada a través de una regresión hedónica sin E.E, que incorporó características de los inmuebles y de los demandantes.

En cuanto a los trabajos más recientes, se destacan los de Castaño et al. (2013) y Lozano-Espitia & Ricciulli-Marin (2017). En el primero se desarrolló un índice de precios para vivienda nueva en Bogotá a partir de la información de La Galería Inmobiliaria. A pesar de que este índice de periodicidad anual no incorporó E.E, mostró una buena bondad de ajuste al compararse con los otros índices de precios vigentes para la capital colombiana. Para el segundo se realizó una evaluación de impacto del impuesto predial en Bogotá sobre el precio de los inmuebles. Para ello se realizó una estimación panel por máxima verosimilitud utilizando un modelo SEM que incorporó las características de los inmuebles, su tarifa predial y los E.E. Los resultados mostraron un impacto negativo del impuesto predial sobre los precios de la vivienda nueva.

3 Metodología

En esta sección se desarrollan tres modelos hedónicos para el cálculo de índices de precios de vivienda, con la intención de contrastar sus resultados, fortalezas y debilidades a partir de los datos que se presentarán en la siguiente sección del documento. El primer modelo es una regresión

cuyos resultados son equivalentes al IPVNBR (que tradicionalmente es calculado como un índice de Fisher por estratificación), con el objetivo de exponer sus principales deficiencias en términos de la metodología hedónica. El segundo es un modelo hedónico con control de características sin E.E, y el último incorpora E.E con control de características.

En cuanto al primer modelo, se puede mostrar que un índice de Fisher estratificado como el IPVNBR puede ser replicado a partir de los resultados de la siguiente regresión:

$$\ln(p^{te}) = \beta_0 + \sum_{\tau=1}^T \sum_{e=2}^6 \delta^{\tau e} D^{\tau e} + \varepsilon^t$$

Donde $D_n^{\tau e}$ es una variable *dummy* que toma el valor de 1 para los inmuebles registrados en el período τ que tienen asignados el estrato e^5 . Dada su construcción estratificada, es necesario calcular un modelo para cada uno de los estratos, y después calcular un índice ponderado (en este caso por los metros cuadrados registrados en cada uno de los estratos) para el total de la ciudad. Así, el IPVNBR se calcularía de la siguiente manera:

$$P^{te} = \sum_{e=2}^6 \exp(\hat{\delta}_{te}) \varphi_{te}$$

donde φ_{te} es la participación del estrato e sobre el total de metros cuadrados ofertados en el tiempo t . Lo anterior implica que para el cálculo del IPVNBR en el período comprendido entre diciembre de 2004 y diciembre de 2018, se requieren 844 variables *dummy* en la regresión.

⁵Para el IPVNBR se usan observaciones a partir del estrato 2 por disponibilidad de información.

Esto evidencia la falta de parsimonia y eficiencia de un modelo estratificado.

El segundo modelo, una regresión hedónica sin E.E, mejora la metodología anterior en dos aspectos: en primera medida, realiza el cálculo a través de un número significativamente menor de regresores, mejorando así la eficiencia. Por otro lado, incorpora dos variables que controlan por la calidad del inmueble: el tamaño del predio (medido como el área en metros cuadrados del mismo) y el tipo de vivienda (casa o apartamento).

Estas variables de control se eligieron por su relevancia tanto en índices de precios de vivienda producidos en la actualidad, como en documentos académicos que indagan sobre los principales determinantes de los precios de los inmuebles. Dentro de los primeros se encuentran los índices hedónicos de Italia, Noruega y España relacionados en el Cuadro 2. Por su parte, los trabajos de Stamou, Mimis & Rovolis (2017), Peng & Chen (2016) y Kim, Hung & Park (2015) mostraron la importancia del área de los inmuebles, su vejez y el tipo⁶ de construcción para determinar el valor de un predio. Dado que se usará una base de datos para inmuebles nuevos, la segunda variable es descartada.

Adicionalmente, se realizaron las estimaciones empleando ventanas de doce meses de información para mitigar dos de las debilidades de la metodología de *dummy* de tiempo: en primer lugar, el hecho de que adiciones de nuevas observaciones al modelo cambian los coeficientes históricos, lo que implica una revisión completa del índice. En segundo lugar, relaja el supuesto de que

⁶En algunos documentos el tipo de inmueble se mide a través del piso donde está construido.

las preferencias de los compradores se mantienen constantes a través del tiempo, permitiendo así variabilidad en los coeficientes β de la regresión.⁷.

Este modelo hedónico sin E.E adopta la forma funcional de la ecuación 1, donde el parámetro z representa la variable *dummy* asociada al tipo de inmueble, las cuatro variables *dummy* asociadas a los cinco estratos socioeconómicos analizados, y a la variable de tamaño del inmueble (número de metros cuadrados construidos).

Por último, el tercer modelo añade E.E al modelo anterior. A pesar de que los estratos socioeconómicos pueden ser considerados como una variable *proxy* de la ubicación de los inmuebles, se considera que la aproximación de econometría espacial es mucho más precisa por su estructura basada en vecindarios. A pesar de lo anterior, se

mantiene los estratos como variable explicativa asociada a las características socioeconómicas de los habitantes del inmueble.

En cuanto a la construcción de la MPE, se optó por la creación de vecindarios a través de la triangulación de Delaunay, con el objetivo de tener la información geográfica más granular posible sujeta a las restricciones asociadas a los tiempos requeridos para el procesamiento computacional de la información. Para la forma funcional, se optó por un modelo SEM con el objetivo de controlar la corrección espacial de los errores del modelo, y así mejorar la capacidad explicativa del mismo. En la sección de resultados se realizan pruebas de estructura que confirman que los datos se ajustan a esta forma funcional.

Las ecuaciones asociadas al modelo hedónico con E.E y a su forma reducida son las siguientes:

$$\begin{aligned} \ln(p^t) &= \beta_0 + \sum_{\tau=1}^T \delta^\tau D^\tau + \sum_{k=1}^K \beta_k z_k^t + \varepsilon^t \\ \varepsilon^t &= \lambda^t S^t \varepsilon^t + u^t \end{aligned} \tag{4}$$

$$(I - \lambda^t S^t) \ln(p^t) = (I - \lambda^t S^t) (\beta_0 + \sum_{\tau=1}^T \delta^\tau D^\tau + \sum_{k=1}^K \beta_k z_k^t) + u_n^t$$

⁷Para mayor información sobre la metodología de ventanas de tiempo o *rolling time dummy*, véase Silver (2016).

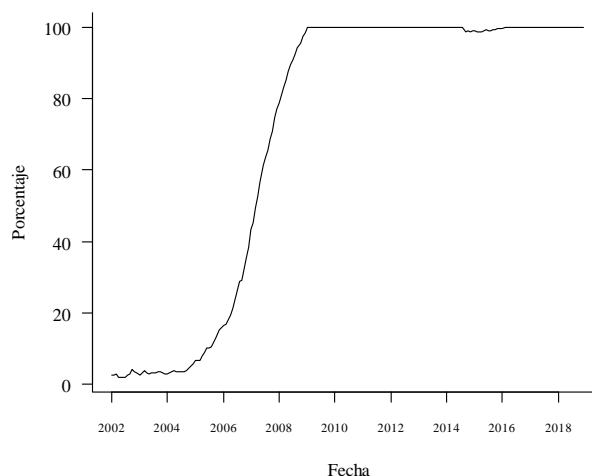
donde I representa la matriz identidad, S^t es la MPE, λ_n^t es el coeficiente de autocorrelación espacial de los errores y u_n^t representan los errores no corregidos espacialmente.

4 Descripción de los Datos

Para la aplicación empírica de los tres modelos descritos en la sección anterior se usa la información proveniente de La Galería Inmobiliaria, empresa de carácter privado dedicada al análisis y recolección de datos relacionados con el sector inmobiliario en Colombia y Panamá. La base de datos presenta información del mercado de vivienda nueva para las principales ciudades de Colombia, que es recolectada a través de encuestas realizadas a las salas de venta del país con frecuencia mensual. Cada proyecto inmobiliario es monitoreado desde el momento de su lanzamiento, hasta que la última unidad es vendida. La base de datos incluye en cada mes las características del inmueble y del proyecto, el número de inmuebles vendidos, disponibles y lanzados, y el precio solicitado por las constructoras.

Se decidió aplicar las metodologías propuestas para la ciudad de Bogotá por dos motivos. El primero es que es la ciudad más representativa de la muestra, con una participación del 27,0% de los inmuebles disponibles en los últimos diez años. El segundo es que es la ciudad con mayor número de observaciones con georreferencias como porcentaje de los inmuebles totales. Con el objetivo de maximizar este porcentaje, se decidió calcular los índices a partir del año 2009, cuando se cuenta con un número de inmuebles con georreferencias cercano al 100% (Gráfico 2).

Gráfico 2: Porcentaje de observaciones con coordenadas



Fuente: Cálculos de los autores.

Para el procesamiento de los índices se utiliza el precio de oferta, es decir, aquel que es solicitado por los vendedores en las salas de venta consultadas por La Galería Inmobiliaria. Se decidió usar este concepto de precio con el fin de tomar el mayor número de datos posibles, dado que los datos transaccionales (que son registrados en el momento en que un inmueble es vendido) eran significativamente menores y generaban volatilidad en las medidas de precio.

En el Cuadro 3 se presentan algunas estadísticas descriptivas de los datos para Bogotá. Lo primero que hay que anotar es que el número de observaciones no hace referencia a inmuebles individuales, dado que se agregan las observaciones para cada uno de los años, y en general un mismo inmueble se repite en la base hasta que sea vendido.

Cuadro 3: Estadísticas Descriptivas de la Base de Datos de La Galería Inmobiliaria para Bogotá

Año	Estrato	Número de Observaciones	Precio Promedio (Miles de Pesos)	Área Promedio (Metros Cuadrados)	Precio por Metro Cuadrado Promedio (Miles de Pesos)	Porcentaje de Casas	Porcentaje de Apartamentos
2009	2	43.140	47.374,57	48,6	975,98	17,2	82,8
	3	44.494	122.673,37	66,1	1.807,80	3,3	96,7
	4	52.041	252.185,79	97,0	2.547,62	3,5	96,5
	5	19.093	342.595,62	107,5	3.140,31	1,6	98,4
	6	20.226	554.679,64	131,2	4.084,58	2,6	97,4
2010	2	30.009	50.314,61	48,8	1.039,16	17,2	82,8
	3	38.315	132.862,33	64,8	1.997,77	1,0	99,0
	4	46.822	272.539,52	95,7	2.826,79	1,4	98,6
	5	15.176	355.262,70	103,5	3.404,63	1,3	98,7
	6	14.243	625.569,03	132,9	4.582,93	2,4	97,6
2011	2	27.812	57.498,34	48,8	1.176,79	10,0	90,0
	3	39.282	145.798,48	63,9	2.245,84	0,2	99,8
	4	44.144	282.313,99	88,9	3.173,19	1,2	98,8
	5	15.338	365.774,90	96,2	3.795,65	0,7	99,3
	6	14.851	830.902,15	142,3	5.464,97	2,1	97,9
2012	2	27.575	69.565,16	48,6	1.411,64	4,2	95,8
	3	39.030	166.786,38	64,8	2.526,15	0,7	99,3
	4	41.922	305.218,26	83,2	3.668,90	0,2	99,8
	5	16.573	397.814,05	92,6	4.314,91	0,6	99,4
	6	14.288	974.208,57	148,5	6.266,03	2,3	97,7
2013	2	22.964	82.774,62	49,0	1.659,85	2,3	97,7
	3	44.231	196.359,14	65,7	2.954,42	1,4	98,6
	4	44.326	366.288,63	85,9	4.219,29	0,0	100,0
	5	19.492	454.553,19	93,7	4.808,98	0,3	99,7
	6	15.278	1.027.399,13	144,9	6.753,18	1,9	98,1
2014	2	23.025	91.362,91	49,5	1.804,64	3,1	96,9
	3	55.581	207.603,26	65,1	3.165,41	1,3	98,7
	4	47.075	392.567,13	84,9	4.595,54	0,3	99,7
	5	24.075	526.566,10	96,0	5.406,95	0,0	100,0
	6	14.643	1.130.891,72	139,3	7.634,23	1,5	98,5
2015	2	28.150	112.939,11	52,0	2.093,19	1,7	98,3
	3	54.644	228.646,82	65,1	3.526,41	1,1	98,9
	4	45.242	406.265,36	82,7	4.900,59	0,3	99,7
	5	26.468	561.465,35	96,2	5.782,66	0,0	100,0
	6	17.886	1.161.639,85	134,7	8.077,90	1,2	98,8
2016	2	28.637	124.369,71	53,3	2.232,88	0,8	99,2
	3	62.211	254.154,06	65,3	3.907,59	0,4	99,6
	4	47.806	425.351,53	79,9	5.344,99	0,3	99,7
	5	30.391	593.242,83	95,5	6.148,25	0,0	100,0
	6	16.857	1.180.426,69	132,8	8.370,78	1,2	98,8
2017	2	26.538	141.878,26	51,7	2.680,60	4,0	96,0
	3	81.604	267.857,97	64,4	4.251,26	0,0	100,0
	4	59.460	439.761,75	77,0	5.767,59	0,3	99,7
	5	28.020	622.858,15	95,0	6.494,74	0,0	100,0
	6	13.687	1.217.296,26	130,6	8.803,62	1,0	99,0
2018	2	31.454	138.507,11	47,5	2.887,63	1,4	98,6
	3	85.547	275.179,27	62,7	4.476,69	0,0	100,0
	4	67.373	457.998,59	74,8	6.216,33	0,3	99,7
	5	24.989	643.600,99	94,0	6.820,96	0,0	100,0
	6	13.431	1.347.795,13	131,1	9.567,01	0,8	99,2

Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

Se observa que los estratos con una mayor participación en las observaciones son el tres y el cuatro, que representaron el 31,4% y el 25,7% de las observaciones anuales en promedio, respectivamente. El estrato dos, que inicialmente tuvo una participación cercana a una cuarta parte de las observaciones, perdió relevancia hasta ubicarse en el 14,1% de los registros del año 2018. El estrato cinco ha sido el más estable en términos de participación, oscilando entre el 10,5% y el 16,3% en los últimos diez años. Por último, el estrato seis ha perdido participación (especialmente en los últimos cuatro años), pasando de 10,4% en 2015 a 6,0% en 2018, la participación histórica más baja de los datos analizados.

En cuanto al precio promedio de los inmuebles, se observa una tendencia creciente para todos los estratos en el período de análisis. El estrato con mayor crecimiento en sus precios promedio fue el dos, con un crecimiento de 192,4%. En segundo lugar, se ubica el estrato seis, con un crecimiento de 117,0% en los últimos diez años. En los últimos lugares se ubican los estratos tres, cinco y cuatro, con crecimientos en sus precios promedio de 124,3%, 87,9% y 81,6%, respectivamente.

Al analizar el área de los inmuebles, se observa una correlación positiva entre el número de metros cuadrados de cada observación, y su estrato. En general, se observa estabilidad para las áreas de todos los estratos en los últimos diez años, con la excepción del estrato cuatro, donde se pasó de 97,0 metros cuadrados en 2009 a 74,8 metros cuadrados en 2018.

Frente al precio por metro cuadrado promedio, se registran dinámicas similares a las del precio promedio de los inmuebles, aunque la dinámica

de los tamaños modificó la jerarquía de crecimientos entre los años 2009 y 2018. La mayor expansión se sigue presentando en el estrato dos (195,9%), aunque en el segundo y tercer lugar se ubican el estrato tres y cuatro para esta medida, con crecimientos de 147,6% y 144,0%, respectivamente. El cambio en el estrato cuatro se debe principalmente a la caída en su área promedio. En los últimos dos lugares se ubica el estrato seis y cinco, con crecimientos de 134,2% y 117,2%, en su orden.

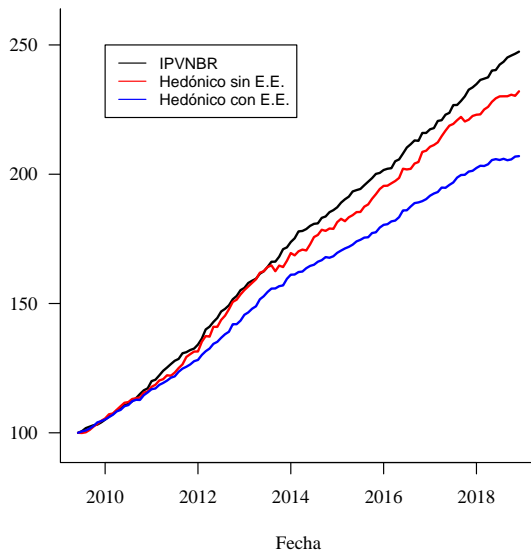
Por su parte, se registra una caída generalizada para la participación de casas en la base de datos de La Galería Inmobiliaria en el período de análisis. La caída es especialmente dramática para el estrato dos, donde se pasó de una representatividad del 17,2% en 2009 a una de 1,4% en 2018. Se resalta que para el estrato tres no se registran proyectos de casas desde el año 2017, y para el estrato cinco a partir del año 2014. A pesar de esta pérdida de participación, se decidió mantener la variable *dummy* asociada al tipo de inmueble con el objetivo de incorporar una variable que en el pasado pudo haber tenido importancia (especialmente para los estratos bajos, según sugieren estas estadísticas descriptivas). La utilización de una metodología de ventanas móviles permite incorporar este efecto, reduciendo endógenamente el aporte de esta variable para los períodos más recientes.

5 Resultados

En los Gráficos 3 y 4 se presentan los índices de precios calculados para los tres modelos propuestos en la metodología. Como se puede observar,

los niveles de los precios ajustados por características son inferiores a los calculados a través de la metodología estratificada del IPVNBR: mientras que este tuvo un crecimiento de 147,4% entre junio de 2009 y diciembre de 2018, el índice de precios hedónico sin E.E se expandió 132,1% y el que incorporó E.E 107,0%.

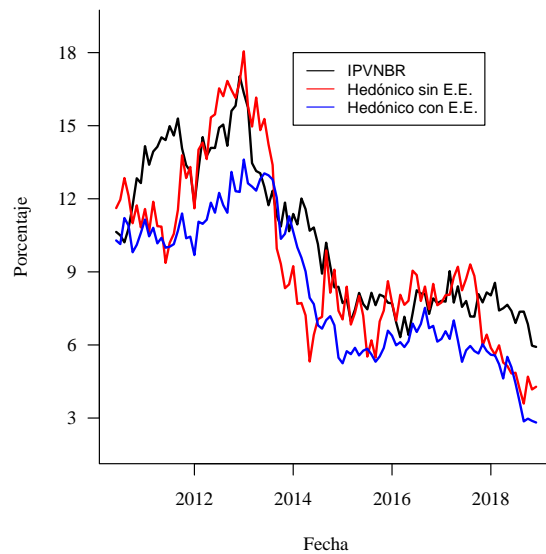
Gráfico 3: Índices de Precios



Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

Al evaluar los crecimientos anuales, se evidencia que el índice hedónico con E.E es el que presenta la menor volatilidad de los tres. En el período de incremento en los precios que sucedió entre los años 2012 y 2014 este último tuvo un crecimiento máximo de 13,6%, mientras que el IPVNBR y el índice hedónico sin E.E tuvieron picos de 17,0% y 18,1%, respectivamente. La forma funcional de los modelos permite deducir que la diferencia entre estos niveles se explica principalmente por las preferencias de los consumidores: hubo un movimiento hacia inmuebles en zonas relativamente más costosas de la ciudad, lo que no

Gráfico 4: Crecimientos Anuales de Índices de Precios



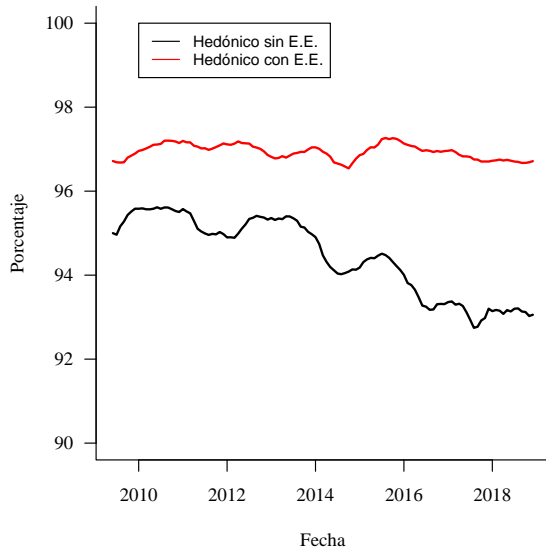
Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

necesariamente está asociado a un incremento en los precios de los inmuebles.

En cuanto a la bondad de ajuste de los modelos, el Gráfico 5 muestra el coeficiente R^2 para los dos modelos hedónicos. Dado que la replicación del IPVNBR no se realizó a través de la metodología de ventanas de tiempo, no se tiene una evolución del R cuadrado, que se ubicó en 86,2% para la regresión que abarcó todo el período de análisis. En general se observa que para los tres modelos la capacidad de explicación es superior al 85% en todo el período de análisis. A pesar de lo anterior, como se mostró en la metodología, se resalta que los índices hedónicos mejoran la capacidad explicativa con un número de variables significativamente más bajo. De igual manera se observa que la metodología espacial mejora la

capacidad explicativa.

Gráfico 5: R^2



Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

Por otra parte, en los Anexos 1 y 2 se presentan los coeficientes de las regresiones hedónicas sin y con E.E. Para las variables *dummy* de tipo y estrato se eligió la variable más estable (apartamentos y estrato 5) como base de comparación. Por su parte, la metodología de ventanas de tiempo se realizó tomando como base el primer mes de cada ventana de doce meses. Como se puede observar, el intercepto, el área, la *dummy* de tipo y las *dummy* de estrato son significativas al 1% para los dos modelos en los últimos diez años, con la excepción de la variable de tipo, que no fue significativa para una pequeña fracción de las regresiones.

En cuanto a la magnitud y el signo de los coeficientes, se encuentran resultados consistentes con el comportamiento de los datos expuesto en

la sección anterior. Como era de esperar, un incremento en el área del inmueble incrementa su precio, y dicho impacto se mantiene relativamente constante en el tiempo para los dos modelos hedónicos (entre 0,8% y 1,1% de incremento en el precio por cada metro cuadrado adicional). Por otro lado, las casas son más baratas que los apartamentos en todo el período de análisis (dada su presencia relativamente alta en estratos bajos). Esta correlación es corregida por la metodología espacial, por lo cual las casas tienen un coeficiente más alto en este modelo. Por último, como cabría esperar, los coeficientes de los estratos crecen monótonamente desde el dos al seis, siendo menores a uno para estratos más bajos que el de la base, y superior a uno para el estrato seis.

Para evaluar la forma funcional del modelo espacial, se aplicó el test de multiplicador de Lagrange para dependencia espacial, desarrollado por Burrige (1980) para el caso del modelo SEM, y por Anselin (1988) para el modelo SAR. Al emplear estas pruebas para el período de análisis, se encontró que los datos de La Galería Inmobiliaria se adecúan a los dos tipos de modelo. Sin embargo, al aplicar una variación de estas pruebas que son robustas ante la presencia de los dos tipos de especificaciones⁸, se encontró más adecuado utilizar un modelo SEM, como inicialmente se había propuesto.

Con el objetivo de confirmar esta forma funcional, se aplicó el estadístico de correlación espacial conocido como I de Moran y desarrollado en

⁸Para mayor información sobre la variación de los test de multiplicadores de Lagrange para dependencia espacial, véase la documentación del paquete *spdep* del *software* estadístico R.

Moran (1950), que evalúa la dependencia espacial de la variable regresada (en este caso el logaritmo natural del precio de los inmuebles). Al emplear el estadístico a la muestra, se encontró para los últimos diez años una correlación espacial positiva y significativa entre la cercanía de los inmuebles y su precio bajo la especificación SEM utilizada. Lo anterior se evidencia de igual manera en la significancia del coeficiente λ en las regresiones, la cual se mantuvo por encima del 99% para todo el período analizado.

Por último, en el Anexo 3 se presenta un resumen gráfico de la reducción de los errores al incorporar E.E en la especificación hedónica. Como se puede observar, la mayoría de observaciones se ajustan bien al modelo de características sin E.E; sin embargo, algunos inmuebles presentan altos residuales en comparación con el promedio de observaciones. Al incorporar econometría espacial, en su mayoría estas observaciones reducen sus errores al promedio de la muestra, lo que se traduce en un mejor ajuste del modelo.

6 Conclusiones

Los resultados para el modelo de precios hedónicos incluyendo efectos especiales presentado en este documento dan sustento a la hipótesis del mejor desempeño de índices calculados por medio de esta metodología en comparación con los que se calculan por estratificación o por métodos hedónicos sin incluir características relacionadas con la ubicación. Las mejoras del índice de precios resultante se pueden resumir en cuatro aportes principales: i) la incorporación de las características de mayor importancia de los in-

muebles para explicar su precio, ii) el uso de la ubicación de los mismos para aproximarse a las variables omitidas que explican el precio del inmueble, y que están relacionadas a los servicios y facilidades que otorga la cercanía a ciertas características zonales, iii) la modelación parsimoniosa de la información mencionada en el punto anterior, y iv) la estimación por ventanas móviles que consideran el cambio en las preferencias de los compradores y hacen que el índice no se vea afectado por la inclusión de nueva información.

En línea con los buenos resultados expuestos, se evidencia la relevancia de una mayor recolección de datos georreferenciados para mejorar la aproximación a los precios de vivienda a nivel nacional. En la medida en que estos datos estén disponibles, futuras investigaciones podrían enfocarse en la aplicación de esta metodología para el cálculo de un índice hedónico con efectos espaciales para diferentes ciudades y para el agregado del país. Los avances en esta línea de investigación permitirán analizar en un contexto más amplio los resultados obtenidos en esta primera aproximación estimada para la ciudad de Bogotá.

Referencias

- Anselin, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis*, 20, 1-17.
- Arbeláez, M. A., Steiner, R., Becerra, A., & Willis, D. (2011). Housing Tenure and Housing Demand in Colombia. *IDB Working Paper* (253).
- Burridge, P. (1980). On the Cliff-Ord test for spatial autocorrelation. *Journal of the Royal Statistical Society*, 42(B), 107-108.
- Cárdenas, M., & Badel, A. (2003). La crisis de financiamiento hipotecario en Colombia: Causas y consecuencias. *Documento de Trabajo-Banco Interamericano de Desarrollo (BID)* (500).
- Carriazo, F., Ready, R., & Shortle, J. (2011). Using Frontier Models to Mitigate Omitted Variable Bias in Hedonic Pricing Models: A Case Study for Air Quality in Bogotá, Colombia. *Documentos CEDE* (11).
- Castaño Lavado, J.F., & Morales Mosquera, M.Á. (2015). Revisión Metodológica de Índices de Precios de la Vivienda. *Borradores de Economía* (895).
- Castaño, J., Laverde, M., Morales, M., & Yaruro, A.M. (2013). Índice de Precios de la Vivienda Nueva para Bogotá: Metodología de Precios Hedónicos. *Temas de Estabilidad Financiera* (78).
- Court, A. (1939). Hedonic price indexes with automotive examples. En G. Motors, *The Dynamics of Automobile Demand* (págs. 98-119).
- Diewert, W. E. (2003). Hedonic regressions: A review of some unresolved issues. *7th Meeting of the Ottawa Group*, 29. Paris.
- Dorsey, R. E., Hu, H., Mayer, W. J., & Wang, H. C. (2010). Hedonic versus repeat-sales housing price indexes for measuring the recent boom-bust cycle. *Journal of Housing Economics*, 19(2), 75-93.
- Durbin, R. A., & Sung, C. H. (1987). Spatial variation in the price of housing: rent gradients in non-monocentric cities. *Urban Studies*, 24(3), 193-204.
- Eurostat. (2013). Handbook on Residential Property Prices Indices (RPPIs). Disponible en <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-manuals-and-guidelines/-/KS-RA-12-022>.
- Goodman, A. C. (1998). Andrew Court and the Invention of Hedonic Price Analysis. *Journal of Urban Economics* (44), 291-298.
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2013). The Determinants of Attitudes toward Strategic Default on Mortgages. *The Journal of Finance*, LXVIII(4), 1473-1515.
- Hill, R. J. (2013). Hedonic Price Indexes for Residential Housing: A Survey, Evaluation and Taxonomy. *Journal of Economic Surveys*, 27(5), 879-914.
- Hill, R. J., & Melser, D. (2008). Hedonic imputation and the price index problem: an application to housing. *Economic Inquiry*, 46(4), 593-609.
- Kim, H. G., Hung, K. C., & Park, S. Y. (2015). Determinants of housing prices in Hong Kong: a Box-Cox quantile regression approach. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 50(2), 270-287.

- LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. New York: CRC Press.
- Lozano-Espitia, I., & Ricciulli-Marin, D. (2017). ¿Está Afectando el Impuesto Predial el Precio de la Vivienda en Bogotá? Un Análisis Basado en la Econometría Espacial. *Borradores de Economía* (1016).
- Mayer, C. (2011). Housing Bubbles: A Survey. *Annual Review of Economics*, 3(1), 559-77.
- Morales, L., & Arias, F. (2011). La calidad de la vivienda en Bogotá: Enfoque de precios hedónicos de hogares y de agregados espaciales. *Sociedad y Economía* (9), 47-80.
- Moran, P. A. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1), 17-23.
- Peng, T. C., & Chen, C. F. (2016). The effect of quality determinants on house prices of eight capital cities in Australia: A dynamic panel analysis. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 9(3), 355-375.
- Revollo, D. A. (2009). Calidad de la vivienda a partir de la metodología de precios hedónicos para la ciudad de Bogotá - Colombia. *Revista Digital Universitaria*, 10(7).
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Silver, M. (2016). How to better measure hedonic residential property price indexes. *IMF Working Paper*, 16(213).
- Stamou, M., Mimis, A., & Rovolis, A. (2017). House price determinants in Athens: a spatial econometric approach. *Journal of Property Research*, 34(4), 269-284.

Anexo 1: Coeficientes del Modelo Hedónico sin Efectos Espaciales

Fecha	Intercepto	Área	Casa	E2	E3	E4	E6	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
jun-09	101.695.815,062	1,010	0,804	0,265	0,516	0,812	1,211	1,005	1,017	1,020	1,029	1,036	1,045	1,053	1,060	1,064	1,073	1,073
jul-09	102.294.238,224	1,010	0,799	0,263	0,519	0,811	1,211	1,009	1,014	1,021	1,030	1,038	1,045	1,054	1,056	1,063	1,066	1,065
ago-09	103.467.859,361	1,010	0,809	0,260	0,520	0,810	1,214	1,003	1,011	1,020	1,028	1,034	1,044	1,045	1,053	1,056	1,055	1,058
sep-09	104.053.690,180	1,010	0,820	0,257	0,520	0,810	1,219	1,007	1,015	1,023	1,031	1,039	1,042	1,049	1,051	1,053	1,056	1,066
oct-09	105.136.336,981	1,010	0,831	0,253	0,521	0,810	1,222	1,008	1,017	1,023	1,032	1,034	1,042	1,044	1,045	1,047	1,058	1,072
nov-09	106.266.807,424	1,010	0,834	0,253	0,521	0,810	1,224	1,008	1,014	1,023	1,025	1,033	1,035	1,036	1,038	1,049	1,062	1,073
dic-09	107.253.657,457	1,010	0,839	0,253	0,520	0,812	1,227	1,006	1,016	1,016	1,024	1,027	1,027	1,030	1,041	1,054	1,065	1,078
ene-10	108.228.964,670	1,010	0,846	0,252	0,518	0,813	1,230	1,009	1,010	1,017	1,021	1,020	1,023	1,034	1,049	1,057	1,071	1,081
feb-10	109.583.344,540	1,010	0,855	0,250	0,517	0,815	1,231	1,002	1,008	1,013	1,013	1,015	1,026	1,040	1,050	1,064	1,070	1,086
mar-10	110.095.395,428	1,009	0,855	0,249	0,515	0,818	1,235	1,009	1,012	1,012	1,016	1,024	1,039	1,050	1,063	1,069	1,087	1,090
abr-10	111.318.158,488	1,009	0,857	0,248	0,513	0,821	1,235	1,004	1,003	1,009	1,016	1,030	1,042	1,057	1,060	1,078	1,082	1,096
may-10	111.693.101,144	1,009	0,860	0,248	0,515	0,825	1,239	0,999	1,007	1,013	1,026	1,039	1,053	1,056	1,074	1,077	1,093	1,107
jun-10	111.390.341,930	1,009	0,866	0,248	0,516	0,830	1,243	1,009	1,015	1,029	1,040	1,056	1,059	1,076	1,079	1,094	1,108	1,122
jul-10	112.131.690,132	1,009	0,857	0,251	0,517	0,832	1,245	1,007	1,019	1,032	1,047	1,050	1,066	1,069	1,085	1,099	1,112	1,115
ago-10	112.766.396,353	1,009	0,848	0,255	0,519	0,835	1,248	1,010	1,026	1,038	1,043	1,059	1,063	1,078	1,089	1,103	1,106	1,118
sep-10	114.048.703,738	1,009	0,846	0,256	0,522	0,836	1,248	1,016	1,028	1,032	1,048	1,054	1,067	1,077	1,091	1,094	1,106	1,109
oct-10	115.973.511,584	1,009	0,833	0,258	0,523	0,838	1,249	1,011	1,015	1,032	1,037	1,050	1,061	1,074	1,077	1,089	1,092	1,094
nov-10	117.086.978,864	1,009	0,830	0,259	0,524	0,838	1,251	1,004	1,020	1,025	1,038	1,050	1,062	1,064	1,076	1,080	1,082	1,100
dic-10	117.680.444,962	1,009	0,817	0,259	0,525	0,840	1,255	1,015	1,020	1,034	1,045	1,056	1,060	1,072	1,076	1,078	1,096	1,100
ene-11	119.449.123,454	1,009	0,805	0,259	0,526	0,841	1,261	1,005	1,018	1,031	1,041	1,045	1,056	1,059	1,061	1,079	1,083	1,100
feb-11	119.641.965,307	1,009	0,796	0,260	0,527	0,842	1,266	1,013	1,026	1,035	1,039	1,050	1,054	1,057	1,074	1,078	1,094	1,102
mar-11	120.773.652,544	1,009	0,790	0,260	0,527	0,843	1,272	1,013	1,023	1,026	1,037	1,041	1,044	1,061	1,064	1,080	1,088	1,103
abr-11	122.002.736,442	1,009	0,781	0,260	0,528	0,846	1,280	1,006	1,011	1,021	1,028	1,029	1,047	1,050	1,064	1,073	1,088	1,093
may-11	122.616.238,158	1,009	0,778	0,259	0,529	0,847	1,286	1,006	1,016	1,022	1,024	1,040	1,044	1,058	1,068	1,082	1,087	1,101
jun-11	123.372.833,093	1,009	0,780	0,258	0,528	0,848	1,294	1,010	1,016	1,018	1,033	1,038	1,053	1,063	1,077	1,084	1,097	1,095
jul-11	124.473.739,723	1,009	0,782	0,257	0,527	0,851	1,305	1,006	1,009	1,023	1,028	1,042	1,052	1,066	1,076	1,087	1,085	1,096
ago-11	125.158.192,870	1,009	0,779	0,257	0,529	0,853	1,317	1,000	1,015	1,019	1,034	1,043	1,059	1,067	1,080	1,077	1,089	1,105
sep-11	125.228.308,291	1,009	0,764	0,259	0,528	0,853	1,321	1,019	1,021	1,034	1,044	1,061	1,068	1,081	1,077	1,091	1,105	1,117
oct-11	127.731.364,348	1,009	0,750	0,261	0,527	0,854	1,327	1,002	1,016	1,028	1,043	1,046	1,062	1,057	1,070	1,086	1,097	1,122
nov-11	128.633.534,226	1,009	0,736	0,262	0,528	0,854	1,334	1,012	1,025	1,041	1,045	1,058	1,051	1,066	1,080	1,093	1,119	1,128
dic-11	130.417.466,518	1,009	0,729	0,263	0,530	0,854	1,340	1,012	1,028	1,029	1,045	1,040	1,052	1,068	1,082	1,103	1,115	1,124
ene-12	131.947.938,469	1,009	0,722	0,265	0,531	0,855	1,345	1,017	1,016	1,034	1,028	1,042	1,056	1,069	1,091	1,102	1,111	1,112
feb-12	134.113.973,958	1,009	0,708	0,266	0,533	0,857	1,348	1,000	1,017	1,012	1,026	1,037	1,052	1,074	1,087	1,094	1,094	1,125
mar-12	134.737.409,989	1,009	0,703	0,266	0,533	0,858	1,353	1,015	1,012	1,025	1,037	1,050	1,073	1,085	1,094	1,094	1,124	1,142
abr-12	137.285.170,460	1,009	0,703	0,267	0,532	0,858	1,358	0,995	1,009	1,018	1,033	1,056	1,067	1,078	1,078	1,108	1,124	1,122
may-12	136.980.436,603	1,009	0,695	0,271	0,529	0,859	1,360	1,014	1,022	1,037	1,061	1,073	1,081	1,085	1,114	1,131	1,129	1,161
jun-12	138.910.702,548	1,009	0,688	0,272	0,531	0,860	1,361	1,009	1,022	1,046	1,058	1,065	1,069	1,098	1,117	1,113	1,143	1,143
jul-12	140.487.171,693	1,009	0,676	0,273	0,532	0,859	1,359	1,011	1,034	1,050	1,056	1,059	1,088	1,105	1,101	1,131	1,130	1,152
ago-12	142.002.005,729	1,009	0,667	0,272	0,535	0,859	1,362	1,023	1,037	1,046	1,048	1,076	1,092	1,090	1,120	1,118	1,140	1,153
sep-12	144.676.526,533	1,009	0,649	0,271	0,536	0,860	1,363	1,017	1,024	1,027	1,053	1,069	1,069	1,097	1,096	1,115	1,126	1,146
oct-12	146.822.921,902	1,009	0,648	0,271	0,538	0,861	1,364	1,008	1,011	1,038	1,055	1,051	1,082	1,080	1,099	1,109	1,130	1,152
nov-12	147.846.024,343	1,009	0,657	0,270	0,541	0,862	1,366	1,002	1,028	1,046	1,044	1,071	1,069	1,088	1,100	1,118	1,141	1,147
dic-12	147.901.524,701	1,009	0,679	0,270	0,544	0,863	1,366	1,027	1,044	1,043	1,068	1,068	1,086	1,097	1,115	1,140	1,146	1,161
ene-13	151.413.167,618	1,009	0,691	0,270	0,548	0,865	1,367	1,014	1,017	1,043	1,042	1,058	1,069	1,086	1,110	1,116	1,132	1,144
feb-13	153.406.202,510	1,009	0,704	0,270	0,551	0,866	1,368	1,002	1,026	1,024	1,041	1,053	1,070	1,093	1,100	1,114	1,127	1,137
mar-13	153.012.839,278	1,009	0,714	0,270	0,553	0,867	1,365	1,025	1,024	1,040	1,052	1,069	1,092	1,099	1,112	1,124	1,136	1,146
abr-13	155.954.621,256	1,009	0,721	0,271	0,557	0,868	1,360	1,000	1,016	1,027	1,043	1,066	1,073	1,085	1,096	1,109	1,117	1,126
may-13	155.463.337,497	1,009	0,732	0,271	0,559	0,868	1,355	1,016	1,026	1,043	1,063	1,072	1,086	1,096	1,107	1,116	1,125	1,143
jun-13	157.690.696,900	1,009	0,739	0,271	0,563	0,867	1,350	1,009	1,025	1,044	1,056	1,066	1,077	1,089	1,097	1,106	1,124	1,128

Nota: Los coeficientes se presentan luego de aplicar la función exponencial con el objetivo de interpretar su magnitud como una variación porcentual del precio ante cambios en la variable explicativa. Los coeficientes rojos son significativos al 10 %, los amarillos al 5 % y los verdes al 1 %.

Fuente: *La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.*

Fecha	Intercepto	Área	Casa	E2	E3	E4	E6	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
jul-13	158.783.028,972	1,009	0,740	0,272	0,565	0,867	1,344	1,015	1,035	1,044	1,056	1,067	1,079	1,086	1,094	1,111	1,118	1,129
ago-13	160.457.808,327	1,009	0,737	0,272	0,566	0,868	1,336	1,020	1,029	1,041	1,051	1,063	1,070	1,077	1,095	1,101	1,114	1,118
sep-13	162.923.531,576	1,009	0,737	0,272	0,566	0,871	1,328	1,009	1,020	1,029	1,042	1,050	1,059	1,076	1,080	1,092	1,098	1,083
oct-13	163.760.172,516	1,009	0,734	0,271	0,564	0,871	1,318	1,013	1,021	1,036	1,044	1,050	1,068	1,074	1,083	1,089	1,077	1,092
nov-13	165.677.008,360	1,009	0,733	0,269	0,561	0,870	1,308	1,009	1,024	1,032	1,038	1,055	1,060	1,071	1,078	1,065	1,078	1,074
dic-13	166.386.398,250	1,009	0,748	0,268	0,559	0,873	1,301	1,013	1,024	1,028	1,044	1,049	1,063	1,068	1,056	1,068	1,064	1,080
ene-14	167.808.289,448	1,009	0,764	0,268	0,559	0,873	1,293	1,010	1,014	1,031	1,036	1,048	1,054	1,041	1,053	1,051	1,065	1,085
feb-14	168.806.168,851	1,009	0,751	0,267	0,558	0,874	1,290	1,004	1,021	1,025	1,038	1,045	1,032	1,043	1,041	1,054	1,073	1,067
mar-14	169.315.816,171	1,009	0,748	0,265	0,557	0,872	1,284	1,017	1,020	1,034	1,041	1,027	1,038	1,035	1,050	1,068	1,064	1,074
abr-14	171.326.985,461	1,010	0,745	0,263	0,556	0,871	1,283	1,005	1,017	1,024	1,012	1,021	1,020	1,034	1,050	1,047	1,056	1,060
may-14	171.792.047,097	1,010	0,741	0,260	0,556	0,873	1,285	1,011	1,018	1,005	1,016	1,013	1,028	1,042	1,041	1,049	1,054	1,052
jun-14	173.079.327,124	1,010	0,733	0,259	0,555	0,876	1,291	1,007	0,994	1,004	1,002	1,017	1,030	1,030	1,040	1,042	1,040	1,055
jul-14	173.589.902,475	1,010	0,740	0,260	0,556	0,878	1,297	0,987	0,997	0,995	1,010	1,023	1,023	1,033	1,035	1,032	1,048	1,065
ago-14	170.573.741,264	1,010	0,732	0,259	0,557	0,878	1,307	1,011	1,008	1,023	1,037	1,036	1,046	1,049	1,046	1,061	1,080	1,085
sep-14	172.424.130,904	1,010	0,736	0,259	0,559	0,876	1,311	0,997	1,015	1,028	1,027	1,035	1,037	1,036	1,051	1,069	1,075	1,087
oct-14	171.888.047,812	1,010	0,738	0,260	0,561	0,876	1,319	1,018	1,032	1,028	1,039	1,040	1,039	1,056	1,071	1,077	1,089	1,087
nov-14	174.164.425,334	1,010	0,741	0,260	0,565	0,876	1,328	1,016	1,011	1,023	1,027	1,024	1,041	1,055	1,059	1,072	1,071	1,076
dic-14	176.284.436,419	1,010	0,741	0,258	0,567	0,876	1,338	0,999	1,009	1,012	1,012	1,026	1,041	1,044	1,056	1,055	1,062	1,061
ene-15	175.219.313,506	1,010	0,747	0,257	0,570	0,877	1,348	1,011	1,014	1,015	1,029	1,042	1,046	1,057	1,056	1,063	1,062	1,077
feb-15	176.706.927,805	1,010	0,742	0,260	0,572	0,878	1,352	1,004	1,003	1,020	1,032	1,036	1,046	1,045	1,052	1,051	1,065	1,073
mar-15	176.885.919,643	1,010	0,735	0,262	0,573	0,879	1,357	0,999	1,016	1,029	1,032	1,044	1,042	1,050	1,047	1,062	1,070	1,064
abr-15	177.145.095,396	1,010	0,737	0,261	0,574	0,878	1,359	1,017	1,029	1,034	1,044	1,043	1,050	1,047	1,062	1,069	1,064	1,073
may-15	179.831.621,078	1,010	0,736	0,263	0,576	0,877	1,360	1,011	1,016	1,028	1,026	1,032	1,030	1,044	1,052	1,048	1,057	1,062
jun-15	181.844.029,621	1,010	0,744	0,263	0,577	0,875	1,358	1,003	1,015	1,014	1,020	1,018	1,032	1,040	1,036	1,045	1,049	1,056
jul-15	182.225.109,751	1,010	0,749	0,260	0,579	0,873	1,357	1,012	1,011	1,018	1,015	1,029	1,037	1,032	1,043	1,047	1,053	1,053
ago-15	184.102.391,124	1,010	0,750	0,259	0,582	0,873	1,356	0,998	1,006	1,004	1,017	1,023	1,019	1,030	1,034	1,041	1,040	1,052
sep-15	183.637.941,061	1,010	0,747	0,258	0,583	0,873	1,355	1,007	1,004	1,018	1,024	1,020	1,032	1,035	1,042	1,042	1,052	1,057
oct-15	184.785.810,556	1,010	0,744	0,257	0,585	0,871	1,354	0,996	1,010	1,016	1,012	1,023	1,028	1,034	1,034	1,044	1,049	1,061
nov-15	184.056.954,605	1,010	0,732	0,258	0,586	0,870	1,351	1,013	1,020	1,015	1,027	1,032	1,038	1,037	1,049	1,053	1,065	1,075
dic-15	186.932.164,643	1,010	0,721	0,261	0,586	0,867	1,347	1,006	1,002	1,013	1,018	1,023	1,022	1,035	1,038	1,050	1,061	1,072
ene-16	188.018.733,317	1,010	0,712	0,262	0,587	0,866	1,343	0,995	1,006	1,011	1,016	1,016	1,028	1,032	1,043	1,053	1,064	1,071
feb-16	187.165.124,326	1,010	0,700	0,263	0,588	0,863	1,338	1,010	1,016	1,021	1,019	1,032	1,036	1,048	1,057	1,069	1,075	1,075
mar-16	189.159.439,303	1,010	0,693	0,262	0,588	0,861	1,332	1,005	1,011	1,010	1,021	1,026	1,037	1,046	1,058	1,065	1,065	1,070
abr-16	189.872.013,731	1,010	0,682	0,264	0,587	0,860	1,328	1,005	1,005	1,017	1,020	1,033	1,041	1,052	1,059	1,060	1,065	1,070
may-16	190.770.306,349	1,010	0,673	0,266	0,588	0,861	1,325	0,999	1,011	1,014	1,026	1,035	1,047	1,053	1,054	1,060	1,064	1,070
jun-16	190.086.640,878	1,010	0,677	0,270	0,590	0,862	1,322	1,011	1,015	1,028	1,035	1,046	1,052	1,055	1,060	1,064	1,071	1,090
jul-16	191.414.606,862	1,010	0,675	0,272	0,592	0,865	1,321	1,004	1,018	1,024	1,034	1,041	1,043	1,049	1,052	1,060	1,077	1,076
ago-16	191.844.344,204	1,010	0,674	0,272	0,593	0,865	1,317	1,014	1,020	1,030	1,037	1,038	1,043	1,048	1,056	1,073	1,072	1,074
sep-16	194.054.325,192	1,010	0,671	0,273	0,594	0,866	1,315	1,006	1,016	1,023	1,025	1,029	1,034	1,042	1,058	1,058	1,059	1,070
oct-16	194.905.767,253	1,010	0,677	0,274	0,595	0,868	1,313	1,008	1,016	1,018	1,022	1,027	1,036	1,051	1,051	1,052	1,063	1,066
nov-16	196.434.436,546	1,010	0,672	0,275	0,595	0,870	1,310	1,007	1,010	1,013	1,020	1,028	1,043	1,043	1,044	1,054	1,057	1,077
dic-16	198.157.933,627	1,010	0,678	0,274	0,595	0,871	1,306	1,003	1,007	1,012	1,020	1,036	1,036	1,037	1,047	1,050	1,070	1,072
ene-17	198.774.451,770	1,010	0,677	0,274	0,594	0,873	1,301	1,005	1,009	1,017	1,033	1,034	1,034	1,044	1,047	1,067	1,069	1,077
feb-17	200.072.198,771	1,010	0,679	0,274	0,593	0,874	1,296	1,004	1,012	1,028	1,029	1,029	1,039	1,042	1,062	1,063	1,071	1,074
mar-17	200.686.155,202	1,010	0,682	0,274	0,593	0,875	1,290	1,007	1,023	1,026	1,025	1,035	1,039	1,058	1,058	1,066	1,070	1,075
abr-17	201.897.112,327	1,010	0,679	0,274	0,594	0,876	1,285	1,016	1,017	1,017	1,027	1,030	1,050	1,051	1,058	1,061	1,067	1,078
may-17	204.643.382,835	1,010	0,674	0,276	0,594	0,875	1,279	0,999	1,000	1,010	1,013	1,033	1,034	1,040	1,044	1,049	1,061	1,071
jun-17	204.163.010,220	1,010	0,676	0,278	0,593	0,875	1,270	1,001	1,011	1,014	1,033	1,032	1,041	1,045	1,049	1,061	1,071	1,081
jul-17	203.298.113,709	1,010	0,672	0,282	0,594	0,877	1,265	1,010	1,012	1,032	1,033	1,041	1,044	1,049	1,059	1,070	1,079	1,082
ago-17	203.488.096,684	1,010	0,663	0,290	0,595	0,880	1,260	1,003	1,022	1,023	1,030	1,034	1,039	1,049	1,061	1,071	1,073	1,080
sep-17	202.803.497,538	1,010	0,652	0,296	0,598	0,881	1,257	1,017	1,019	1,027	1,031	1,037	1,045	1,059	1,068	1,070	1,075	1,081
oct-17	204.901.081,873	1,010	0,644	0,299	0,600	0,883	1,255	1,001	1,009	1,015	1,022	1,038	1,041	1,051	1,053	1,057	1,063	1,054
nov-17	203.421.591,183	1,010	0,634	0,302	0,603	0,886	1,258	1,008	1,013	1,020	1,027	1,039	1,049	1,051	1,055	1,061	1,053	1,057
dic-17	203.304.634,720	1,010	0,623	0,307	0,605	0,890	1,259	1,005	1,013	1,019	1,031	1,041	1,042	1,047	1,052	1,045	1,048	1,055

Nota: Los coeficientes se presentan luego de aplicar la función exponencial con el objetivo de interpretar su magnitud como una variación porcentual del precio ante cambios en la variable explicativa. Los coeficientes rojos son significativos al 10 %, los amarillos al 5 % y los verdes al 1 %.

Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

Modelos hedónicos con efectos espaciales:
Una aproximación al cálculo de índices de precios de vivienda para Bogotá

Fecha	Intercepto	Área	Casa	E2	E3	E4	E6	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
ene-18	202.337.378,848	1,010	0,615	0,312	0,608	0,894	1,263	1,007	1,014	1,025	1,034	1,036	1,041	1,047	1,040	1,043	1,050	1,052
feb-18	202.586.861,983	1,010	0,604	0,314	0,609	0,897	1,268	1,007	1,017	1,027	1,029	1,034	1,041	1,033	1,036	1,043	1,044	1,045
mar-18	203.376.928,022	1,010	0,597	0,317	0,610	0,898	1,271	1,010	1,019	1,022	1,029	1,035	1,025	1,030	1,037	1,036	1,037	1,046
abr-18	204.964.160,909	1,010	0,594	0,319	0,611	0,899	1,276	1,008	1,012	1,019	1,025	1,016	1,019	1,027	1,026	1,027	1,036	1,040
may-18	206.639.089,457	1,010	0,589	0,318	0,610	0,900	1,279	1,004	1,010	1,017	1,008	1,011	1,018	1,017	1,017	1,027	1,031	1,040
jun-18	207.621.267,770	1,010	0,581	0,317	0,609	0,900	1,282	1,005	1,013	1,003	1,006	1,013	1,012	1,013	1,020	1,026	1,036	1,042
jul-18	208.836.208,643	1,010	0,576	0,317	0,607	0,899	1,283	1,008	0,997	1,002	1,008	1,007	1,008	1,015	1,021	1,030	1,037	1,040
ago-18	210.924.654,803	1,010	0,570	0,316	0,605	0,896	1,282	0,989	0,994	1,000	1,000	1,001	1,008	1,013	1,022	1,028	1,032	1,033
sep-18	208.963.479,275	1,010	0,564	0,315	0,603	0,893	1,281	1,005	1,012	1,010	1,012	1,019	1,025	1,035	1,041	1,045	1,043	1,043
oct-18	209.855.954,480	1,011	0,558	0,314	0,601	0,892	1,281	1,007	1,005	1,007	1,014	1,020	1,029	1,037	1,039	1,038	1,038	1,041
nov-18	211.383.677,216	1,011	0,570	0,313	0,598	0,888	1,277	0,998	1,000	1,008	1,014	1,023	1,031	1,034	1,031	1,033	1,035	1,033
dic-18	210.893.618,814	1,011	0,560	0,312	0,596	0,885	1,275	1,002	1,009	1,015	1,025	1,032	1,035	1,033	1,034	1,036	1,034	1,042

Nota: Los coeficientes se presentan luego de aplicar la función exponencial con el objetivo de interpretar su magnitud como una variación porcentual del precio ante cambios en la variable explicativa. Los coeficientes rojos son significativos al 10%, los amarillos al 5% y los verdes al 1%.

Fuente: *La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.*

Anexo 2: Coeficientes del Modelo Hedónico con Efectos Espaciales

Fecha	Intercepto	Área	Casa	E2	E3	E4	E6	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
jun-09	110.824.021,745	1,009	0,860	0,285	0,516	0,784	1,168	1,005	1,009	1,012	1,020	1,021	1,026	1,035	1,043	1,046	1,056	1,056
jul-09	110.371.085,865	1,009	0,840	0,280	0,521	0,791	1,181	1,005	1,009	1,016	1,019	1,021	1,032	1,040	1,042	1,051	1,050	1,055
ago-09	111.178.426,973	1,009	0,850	0,279	0,520	0,790	1,190	1,004	1,011	1,015	1,017	1,027	1,034	1,038	1,046	1,046	1,050	1,054
sep-09	112.033.714,151	1,009	0,864	0,272	0,520	0,789	1,201	1,003	1,009	1,010	1,019	1,027	1,032	1,037	1,038	1,043	1,050	1,058
oct-09	112.651.406,518	1,009	0,885	0,274	0,520	0,793	1,203	1,004	1,005	1,015	1,024	1,027	1,032	1,034	1,038	1,045	1,055	1,065
nov-09	113.458.987,934	1,009	0,894	0,271	0,518	0,793	1,204	1,000	1,009	1,020	1,023	1,026	1,028	1,034	1,041	1,051	1,057	1,071
dic-09	113.890.057,894	1,009	0,903	0,267	0,512	0,794	1,201	1,010	1,021	1,021	1,026	1,028	1,033	1,041	1,052	1,056	1,072	1,077
ene-10	113.319.560,835	1,009	0,898	0,270	0,516	0,812	1,215	1,007	1,011	1,017	1,018	1,025	1,034	1,043	1,050	1,060	1,067	1,073
feb-10	113.005.929,101	1,009	0,915	0,271	0,522	0,829	1,229	1,004	1,010	1,012	1,018	1,027	1,035	1,044	1,049	1,058	1,065	1,074
mar-10	112.495.580,308	1,009	0,913	0,271	0,527	0,845	1,243	1,006	1,009	1,016	1,026	1,031	1,042	1,048	1,056	1,060	1,071	1,080
abr-10	113.076.074,514	1,009	0,912	0,278	0,523	0,850	1,231	1,004	1,015	1,021	1,026	1,038	1,044	1,052	1,056	1,065	1,072	1,085
may-10	112.188.353,814	1,009	0,923	0,283	0,539	0,861	1,250	1,012	1,018	1,025	1,035	1,039	1,049	1,053	1,063	1,071	1,081	1,087
jun-10	112.863.099,242	1,009	0,916	0,289	0,538	0,864	1,249	1,008	1,014	1,025	1,030	1,040	1,046	1,055	1,060	1,070	1,077	1,091
jul-10	113.374.590,895	1,009	0,913	0,289	0,538	0,862	1,243	1,005	1,013	1,021	1,031	1,036	1,043	1,051	1,061	1,069	1,081	1,085
ago-10	114.275.482,071	1,009	0,913	0,286	0,543	0,861	1,236	1,004	1,016	1,025	1,032	1,040	1,045	1,055	1,062	1,075	1,081	1,095
sep-10	114.538.352,636	1,009	0,916	0,283	0,544	0,864	1,232	1,009	1,018	1,024	1,034	1,040	1,047	1,058	1,068	1,075	1,090	1,095
oct-10	116.120.200,448	1,009	0,902	0,287	0,545	0,860	1,235	1,010	1,017	1,026	1,029	1,037	1,048	1,057	1,064	1,077	1,084	1,084
nov-10	117.947.641,081	1,009	0,917	0,287	0,549	0,857	1,235	1,003	1,014	1,017	1,025	1,036	1,046	1,050	1,064	1,071	1,070	1,087
dic-10	119.908.672,992	1,009	0,899	0,282	0,538	0,837	1,229	1,011	1,013	1,022	1,034	1,042	1,047	1,061	1,068	1,069	1,083	1,093
ene-11	121.793.414,315	1,009	0,889	0,284	0,544	0,830	1,229	1,000	1,011	1,023	1,029	1,033	1,046	1,054	1,054	1,068	1,073	1,085
feb-11	122.739.110,735	1,009	0,875	0,284	0,543	0,832	1,225	1,010	1,021	1,031	1,032	1,045	1,053	1,054	1,067	1,071	1,088	1,091
mar-11	123.721.348,896	1,009	0,860	0,286	0,543	0,833	1,234	1,012	1,021	1,024	1,035	1,042	1,044	1,056	1,059	1,076	1,077	1,090
abr-11	124.837.011,551	1,009	0,842	0,288	0,537	0,832	1,241	1,007	1,010	1,021	1,027	1,029	1,041	1,044	1,059	1,065	1,074	1,081
may-11	126.259.464,174	1,009	0,844	0,288	0,540	0,840	1,242	1,003	1,015	1,021	1,023	1,035	1,039	1,052	1,057	1,068	1,075	1,083
jun-11	127.356.237,618	1,009	0,840	0,285	0,538	0,838	1,255	1,010	1,018	1,021	1,031	1,037	1,049	1,053	1,063	1,076	1,080	1,090
jul-11	128.525.949,374	1,009	0,834	0,280	0,538	0,839	1,256	1,008	1,009	1,022	1,030	1,041	1,044	1,054	1,068	1,068	1,080	1,085
ago-11	129.500.500,461	1,009	0,824	0,281	0,537	0,848	1,268	0,998	1,013	1,019	1,033	1,032	1,044	1,056	1,059	1,071	1,076	1,092
sep-11	129.360.089,299	1,009	0,800	0,289	0,534	0,851	1,271	1,017	1,022	1,034	1,032	1,047	1,057	1,062	1,073	1,082	1,093	1,103
oct-11	131.756.912,382	1,009	0,773	0,293	0,536	0,855	1,269	1,002	1,017	1,017	1,031	1,041	1,045	1,053	1,061	1,076	1,083	1,089
nov-11	132.927.505,879	1,009	0,783	0,297	0,535	0,855	1,268	1,011	1,015	1,027	1,039	1,040	1,050	1,058	1,070	1,078	1,087	1,094
dic-11	135.675.989,864	1,009	0,789	0,291	0,535	0,847	1,276	1,007	1,021	1,028	1,030	1,040	1,047	1,060	1,069	1,073	1,080	1,091
ene-12	136.919.947,956	1,009	0,780	0,295	0,535	0,842	1,279	1,009	1,020	1,021	1,032	1,043	1,051	1,061	1,066	1,070	1,082	1,086
feb-12	137.366.423,593	1,009	0,758	0,296	0,548	0,844	1,276	1,010	1,016	1,024	1,034	1,044	1,052	1,058	1,063	1,074	1,078	1,095
mar-12	136.861.527,322	1,009	0,765	0,301	0,555	0,849	1,290	1,004	1,013	1,023	1,034	1,042	1,049	1,053	1,062	1,068	1,085	1,097
abr-12	137.202.941,081	1,009	0,776	0,297	0,561	0,848	1,281	1,010	1,019	1,030	1,040	1,045	1,052	1,060	1,066	1,081	1,092	1,100
may-12	138.537.075,064	1,009	0,773	0,303	0,558	0,847	1,286	1,008	1,020	1,029	1,035	1,044	1,048	1,057	1,074	1,083	1,088	1,103
jun-12	139.711.921,194	1,009	0,764	0,303	0,559	0,849	1,288	1,010	1,020	1,024	1,034	1,039	1,046	1,063	1,073	1,078	1,092	1,098
jul-12	142.369.691,393	1,009	0,762	0,303	0,559	0,850	1,291	1,008	1,014	1,023	1,029	1,036	1,052	1,061	1,067	1,080	1,087	1,099
ago-12	143.739.933,484	1,009	0,764	0,301	0,564	0,852	1,313	1,007	1,016	1,022	1,030	1,044	1,056	1,060	1,074	1,080	1,094	1,105
sep-12	144.735.951,658	1,009	0,695	0,301	0,560	0,853	1,317	1,010	1,016	1,023	1,035	1,049	1,054	1,065	1,071	1,083	1,095	1,102
oct-12	147.707.981,989	1,009	0,640	0,296	0,557	0,854	1,317	1,007	1,013	1,026	1,040	1,043	1,056	1,063	1,076	1,082	1,093	1,116
nov-12	149.964.577,078	1,009	0,708	0,292	0,560	0,852	1,307	1,003	1,019	1,033	1,035	1,046	1,055	1,066	1,071	1,083	1,104	1,104
dic-12	149.688.201,835	1,009	0,755	0,296	0,567	0,856	1,320	1,016	1,031	1,033	1,043	1,052	1,061	1,067	1,081	1,102	1,102	1,113
ene-13	152.014.171,220	1,009	0,768	0,296	0,570	0,857	1,320	1,015	1,018	1,030	1,037	1,046	1,054	1,064	1,087	1,084	1,096	1,113
feb-13	153.753.443,791	1,009	0,787	0,301	0,577	0,864	1,331	1,003	1,018	1,021	1,032	1,041	1,051	1,070	1,069	1,078	1,089	1,096
mar-13	154.351.660,424	1,009	0,792	0,301	0,583	0,863	1,332	1,013	1,018	1,028	1,039	1,048	1,065	1,065	1,074	1,084	1,091	1,102
abr-13	157.527.940,664	1,009	0,791	0,300	0,582	0,859	1,324	1,007	1,016	1,025	1,034	1,050	1,052	1,063	1,069	1,077	1,085	1,092
may-13	156.947.927,031	1,009	0,828	0,308	0,583	0,866	1,334	1,009	1,015	1,025	1,040	1,044	1,055	1,060	1,065	1,076	1,080	1,100
jun-13	159.508.471,077	1,009	0,835	0,309	0,582	0,853	1,326	1,004	1,013	1,028	1,032	1,042	1,049	1,054	1,065	1,067	1,086	1,094

Nota: Los coeficientes se presentan luego de aplicar la función exponencial con el objetivo de interpretar su magnitud como una variación porcentual del precio ante cambios en la variable explicativa. Los coeficientes rojos son significativos al 10 %, los amarillos al 5 % y los verdes al 1 %.

Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

Modelos hedónicos con efectos espaciales:
Una aproximación al cálculo de índices de precios de vivienda para Bogotá

Fecha	Intercepto	Área	Casa	E2	E3	E4	E6	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
jul-13	161.622.909,283	1,009	0,813	0,304	0,581	0,848	1,311	1,011	1,023	1,029	1,035	1,044	1,050	1,057	1,064	1,081	1,088	1,099
ago-13	163.086.471,038	1,009	0,855	0,302	0,582	0,855	1,305	1,013	1,019	1,024	1,035	1,041	1,049	1,056	1,069	1,077	1,086	1,095
sep-13	165.092.747,618	1,009	0,836	0,299	0,583	0,860	1,292	1,005	1,013	1,022	1,026	1,036	1,043	1,053	1,060	1,070	1,081	1,081
oct-13	167.043.137,393	1,009	0,804	0,296	0,574	0,854	1,267	1,007	1,015	1,022	1,031	1,037	1,048	1,055	1,062	1,074	1,072	1,078
nov-13	168.513.323,025	1,009	0,820	0,292	0,577	0,855	1,258	1,008	1,015	1,023	1,028	1,039	1,047	1,054	1,065	1,063	1,069	1,071
dic-13	170.005.130,961	1,010	0,826	0,292	0,575	0,850	1,238	1,008	1,016	1,023	1,030	1,038	1,044	1,054	1,056	1,062	1,061	1,078
ene-14	170.193.000,425	1,010	0,809	0,293	0,578	0,848	1,232	1,008	1,013	1,021	1,027	1,037	1,046	1,047	1,054	1,053	1,070	1,081
feb-14	172.418.555,943	1,010	0,770	0,292	0,576	0,848	1,225	1,004	1,010	1,019	1,027	1,038	1,038	1,043	1,045	1,057	1,070	1,071
mar-14	172.806.025,067	1,010	0,776	0,291	0,578	0,845	1,225	1,006	1,012	1,023	1,035	1,034	1,039	1,042	1,052	1,066	1,067	1,073
abr-14	173.783.120,744	1,010	0,736	0,291	0,567	0,852	1,221	1,005	1,015	1,027	1,027	1,032	1,038	1,045	1,058	1,059	1,068	1,070
may-14	172.764.287,718	1,010	0,763	0,288	0,574	0,859	1,227	1,012	1,024	1,024	1,027	1,033	1,042	1,054	1,055	1,062	1,066	1,074
jun-14	174.071.288,795	1,010	0,743	0,288	0,578	0,861	1,245	1,013	1,012	1,016	1,021	1,029	1,040	1,042	1,048	1,054	1,062	1,067
jul-14	175.105.119,323	1,010	0,707	0,291	0,579	0,864	1,242	1,002	1,005	1,011	1,018	1,028	1,031	1,038	1,044	1,052	1,055	1,058
ago-14	174.832.362,735	1,010	0,701	0,290	0,578	0,861	1,244	1,004	1,010	1,015	1,026	1,030	1,038	1,041	1,049	1,049	1,056	1,063
sep-14	176.323.429,707	1,010	0,854	0,286	0,577	0,856	1,235	1,005	1,013	1,025	1,026	1,034	1,038	1,045	1,047	1,052	1,060	1,064
oct-14	177.329.825,439	1,010	0,764	0,289	0,575	0,852	1,239	1,008	1,019	1,021	1,026	1,034	1,041	1,040	1,046	1,053	1,058	1,065
nov-14	176.965.784,171	1,010	0,872	0,296	0,584	0,855	1,239	1,012	1,013	1,021	1,026	1,035	1,035	1,039	1,046	1,050	1,058	1,057
dic-14	178.118.144,401	1,010	0,820	0,299	0,591	0,854	1,235	1,001	1,009	1,015	1,021	1,025	1,027	1,033	1,039	1,045	1,045	1,048
ene-15	176.705.603,160	1,010	0,840	0,307	0,597	0,854	1,242	1,008	1,015	1,020	1,024	1,027	1,032	1,037	1,043	1,044	1,048	1,056
feb-15	176.817.739,610	1,010	0,845	0,328	0,599	0,857	1,239	1,008	1,012	1,017	1,022	1,027	1,032	1,036	1,037	1,041	1,049	1,055
mar-15	177.656.787,411	1,010	0,854	0,335	0,599	0,854	1,237	1,003	1,010	1,014	1,019	1,023	1,025	1,030	1,032	1,040	1,044	1,049
abr-15	178.703.286,026	1,010	0,823	0,332	0,600	0,849	1,238	1,006	1,011	1,018	1,019	1,022	1,026	1,028	1,037	1,039	1,044	1,048
may-15	178.557.537,054	1,010	0,876	0,332	0,607	0,858	1,253	1,002	1,008	1,010	1,014	1,016	1,021	1,028	1,029	1,036	1,040	1,046
jun-15	178.504.740,310	1,010	0,914	0,330	0,611	0,861	1,258	1,006	1,007	1,011	1,013	1,017	1,024	1,027	1,032	1,037	1,043	1,050
jul-15	179.678.906,858	1,010	0,926	0,334	0,610	0,859	1,258	1,000	1,006	1,008	1,010	1,019	1,022	1,026	1,031	1,037	1,044	1,048
ago-15	179.057.693,868	1,010	0,949	0,334	0,618	0,862	1,260	1,007	1,009	1,012	1,019	1,023	1,025	1,032	1,039	1,045	1,049	1,054
sep-15	178.294.071,891	1,010	0,946	0,345	0,614	0,865	1,278	1,003	1,004	1,012	1,015	1,018	1,024	1,030	1,037	1,040	1,045	1,046
oct-15	178.403.902,159	1,010	0,982	0,337	0,624	0,869	1,270	1,002	1,009	1,012	1,014	1,022	1,028	1,037	1,038	1,044	1,045	1,055
nov-15	179.008.157,787	1,010	0,939	0,338	0,625	0,869	1,261	1,007	1,010	1,011	1,018	1,026	1,034	1,034	1,040	1,043	1,052	1,053
dic-15	182.174.738,693	1,010	0,908	0,345	0,624	0,863	1,254	1,006	1,005	1,013	1,019	1,028	1,027	1,035	1,037	1,044	1,045	1,056
ene-16	183.816.707,982	1,010	0,922	0,357	0,626	0,858	1,248	1,001	1,008	1,013	1,022	1,021	1,029	1,034	1,038	1,040	1,050	1,056
feb-16	184.113.390,286	1,010	0,892	0,358	0,634	0,859	1,245	1,008	1,013	1,019	1,019	1,026	1,033	1,038	1,040	1,047	1,054	1,055
mar-16	186.219.073,282	1,010	0,911	0,356	0,632	0,851	1,257	1,005	1,011	1,011	1,018	1,024	1,029	1,032	1,038	1,045	1,046	1,052
abr-16	186.193.194,642	1,010	0,909	0,348	0,639	0,855	1,262	1,005	1,006	1,013	1,019	1,023	1,027	1,033	1,039	1,041	1,049	1,051
may-16	188.171.285,224	1,010	0,860	0,344	0,640	0,852	1,255	1,002	1,008	1,013	1,020	1,022	1,027	1,035	1,037	1,045	1,045	1,052
jun-16	189.464.271,172	1,010	0,971	0,354	0,639	0,852	1,250	1,007	1,010	1,016	1,019	1,023	1,032	1,032	1,042	1,042	1,050	1,065
jul-16	190.021.521,808	1,010	0,951	0,370	0,641	0,856	1,248	1,005	1,010	1,012	1,016	1,024	1,026	1,035	1,036	1,042	1,056	1,057
ago-16	190.809.886,198	1,010	0,974	0,379	0,637	0,855	1,240	1,005	1,011	1,012	1,021	1,024	1,031	1,033	1,040	1,054	1,054	1,062
sep-16	191.496.428,248	1,010	0,973	0,374	0,636	0,861	1,241	1,004	1,008	1,015	1,019	1,028	1,028	1,037	1,050	1,050	1,057	1,064
oct-16	192.090.191,645	1,010	0,984	0,381	0,637	0,860	1,242	1,003	1,010	1,014	1,022	1,023	1,031	1,044	1,044	1,048	1,057	1,058
nov-16	191.854.910,543	1,010	0,957	0,374	0,637	0,869	1,247	1,007	1,010	1,020	1,019	1,028	1,040	1,041	1,044	1,051	1,055	1,058
dic-16	193.431.982,390	1,010	0,908	0,362	0,633	0,871	1,238	1,003	1,012	1,014	1,020	1,030	1,033	1,037	1,041	1,047	1,051	1,055
ene-17	194.059.034,023	1,010	0,917	0,373	0,630	0,874	1,233	1,010	1,013	1,019	1,030	1,030	1,034	1,039	1,046	1,049	1,054	1,061
feb-17	196.001.641,419	1,010	0,936	0,369	0,633	0,876	1,208	1,005	1,013	1,021	1,021	1,024	1,029	1,037	1,039	1,045	1,051	1,056
mar-17	195.161.623,030	1,010	0,971	0,363	0,632	0,876	1,213	1,008	1,016	1,017	1,019	1,025	1,031	1,036	1,039	1,044	1,049	1,052
abr-17	195.885.491,963	1,010	0,946	0,357	0,633	0,882	1,219	1,007	1,009	1,012	1,018	1,026	1,028	1,032	1,037	1,040	1,044	1,053
may-17	194.771.138,871	1,011	0,927	0,355	0,637	0,889	1,211	1,003	1,005	1,009	1,016	1,020	1,024	1,030	1,032	1,037	1,046	1,046
jun-17	194.040.157,287	1,011	0,930	0,358	0,639	0,891	1,199	1,001	1,007	1,012	1,016	1,018	1,026	1,029	1,032	1,041	1,043	1,049
jul-17	193.399.756,038	1,011	0,934	0,367	0,636	0,890	1,201	1,003	1,010	1,015	1,018	1,025	1,028	1,031	1,039	1,041	1,047	1,052
ago-17	193.890.985,336	1,011	0,856	0,375	0,635	0,890	1,192	1,006	1,011	1,018	1,022	1,025	1,029	1,035	1,041	1,044	1,049	1,059
sep-17	193.382.309,643	1,011	0,798	0,384	0,643	0,893	1,179	1,006	1,010	1,016	1,021	1,024	1,029	1,034	1,037	1,043	1,050	1,055
oct-17	194.686.975,476	1,011	0,783	0,378	0,636	0,882	1,179	1,006	1,012	1,015	1,020	1,025	1,029	1,033	1,038	1,044	1,048	1,048
nov-17	193.884.584,128	1,011	0,781	0,386	0,640	0,883	1,183	1,007	1,012	1,014	1,020	1,024	1,028	1,031	1,037	1,043	1,042	1,048
dic-17	195.491.035,263	1,011	0,775	0,379	0,639	0,874	1,169	1,006	1,007	1,015	1,015	1,025	1,025	1,029	1,032	1,033	1,039	1,041

Nota: Los coeficientes se presentan luego de aplicar la función exponencial con el objetivo de interpretar su magnitud como una variación porcentual del precio ante cambios en la variable explicativa. Los coeficientes rojos son significativos al 10 %, los amarillos al 5 % y los verdes al 1 %.

Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

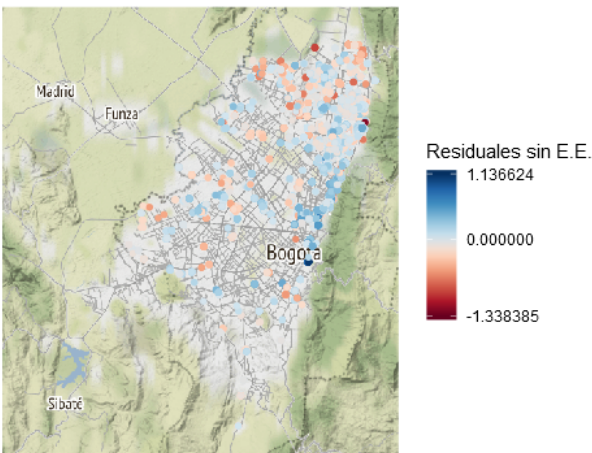
Fecha	Intercepto	Área	Casa	E2	E3	E4	E6	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
ene-18	196.536.242,578	1,011	0,789	0,387	0,640	0,874	1,179	1,004	1,011	1,012	1,020	1,024	1,028	1,029	1,029	1,032	1,038	1,044
feb-18	196.959.410,156	1,011	0,805	0,399	0,635	0,870	1,185	1,006	1,007	1,015	1,019	1,021	1,025	1,022	1,028	1,033	1,038	1,042
mar-18	199.367.303,257	1,011	0,797	0,398	0,633	0,863	1,179	1,004	1,008	1,012	1,015	1,021	1,019	1,025	1,027	1,032	1,036	1,036
abr-18	200.681.410,001	1,011	0,830	0,391	0,632	0,862	1,179	1,006	1,009	1,012	1,018	1,016	1,021	1,024	1,029	1,032	1,036	1,039
may-18	203.497.396,012	1,011	0,814	0,383	0,626	0,851	1,172	1,002	1,008	1,013	1,009	1,017	1,020	1,024	1,028	1,030	1,034	1,042
jun-18	205.981.660,275	1,011	0,787	0,380	0,615	0,845	1,169	1,005	1,012	1,008	1,016	1,018	1,023	1,026	1,027	1,031	1,041	1,043
jul-18	207.038.668,975	1,011	0,779	0,375	0,614	0,849	1,178	1,006	1,001	1,012	1,012	1,018	1,021	1,023	1,027	1,034	1,038	1,037
ago-18	207.293.839,972	1,011	0,786	0,374	0,615	0,852	1,177	0,999	1,008	1,008	1,013	1,016	1,017	1,021	1,028	1,033	1,033	1,035
sep-18	207.177.546,721	1,011	0,776	0,371	0,610	0,849	1,167	1,010	1,010	1,015	1,019	1,019	1,022	1,030	1,033	1,034	1,039	1,036
oct-18	210.658.661,630	1,011	0,768	0,365	0,600	0,844	1,165	1,000	1,004	1,009	1,010	1,011	1,019	1,025	1,024	1,030	1,030	1,032
nov-18	210.025.812,976	1,011	0,825	0,364	0,599	0,843	1,162	1,005	1,009	1,010	1,011	1,019	1,025	1,027	1,031	1,033	1,033	1,038
dic-18	209.430.672,291	1,011	0,894	0,365	0,598	0,849	1,178	1,003	1,006	1,007	1,017	1,022	1,025	1,026	1,029	1,028	1,034	1,035

Nota: Los coeficientes se presentan luego de aplicar la función exponencial con el objetivo de interpretar su magnitud como una variación porcentual del precio ante cambios en la variable explicativa. Los coeficientes rojos son significativos al 10 %, los amarillos al 5 % y los verdes al 1 %.

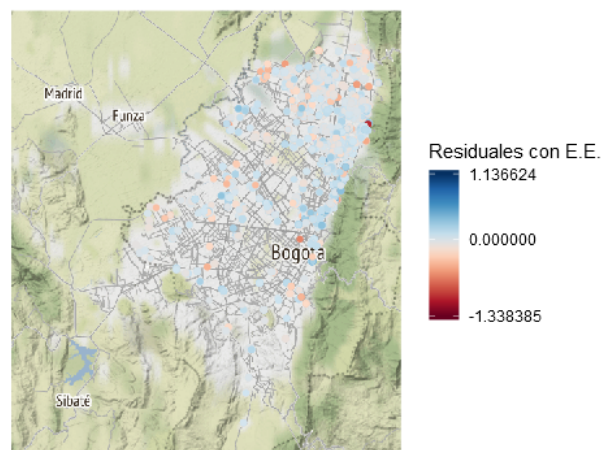
Fuente: La Galería Inmobiliaria. Cálculos de los autores.

Anexo 3: Errores en Modelos Hedónicos con y sin Efectos Espaciales

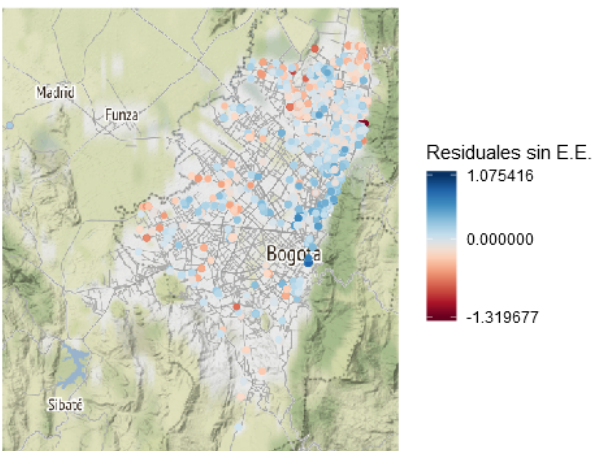
(a) Panel A: 2009 sin Efectos Espaciales



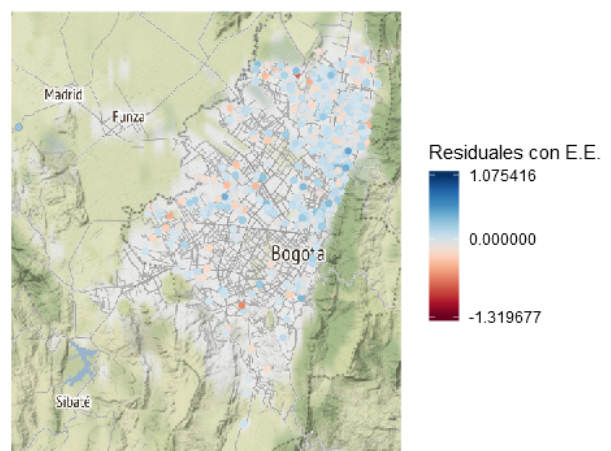
(b) Panel B: 2009 con Efectos Espaciales



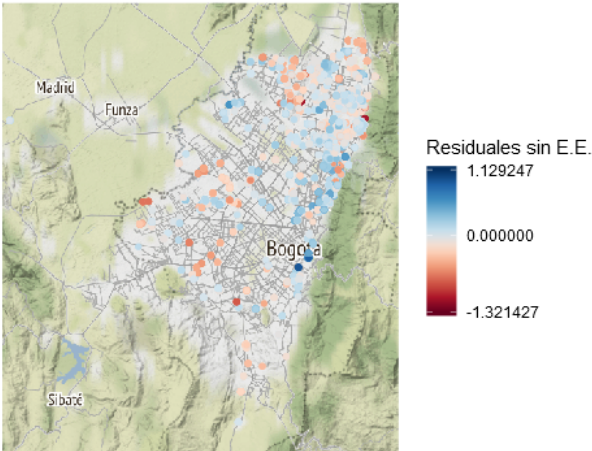
(c) Panel C: 2010 sin Efectos Espaciales



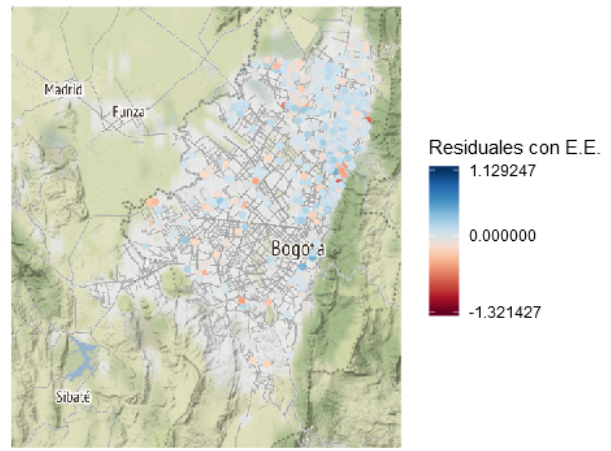
(d) Panel D: 2010 con Efectos Espaciales



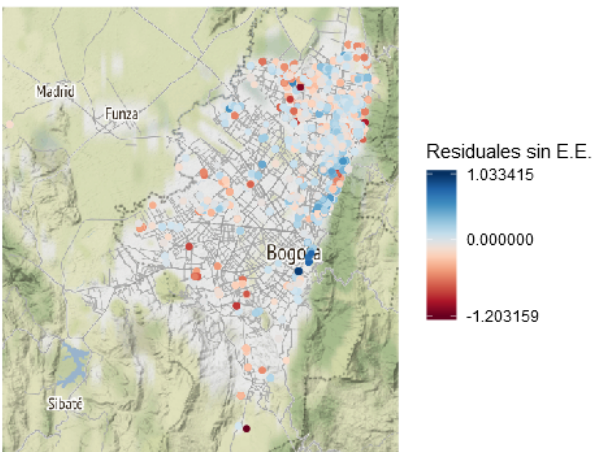
(a) Panel E: 2011 sin Efectos Espaciales



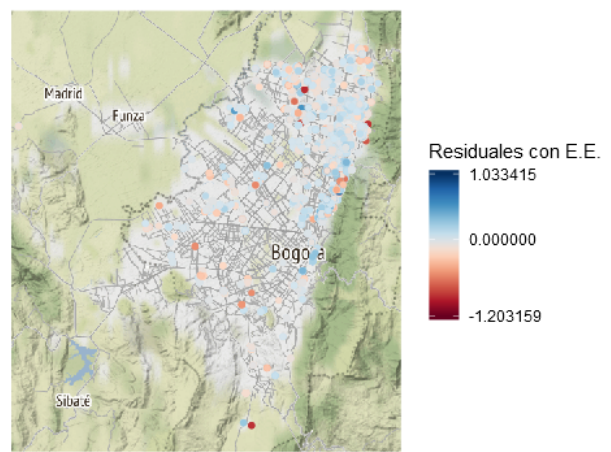
(b) Panel F: 2011 con Efectos Espaciales



(c) Panel G: 2012 sin Efectos Espaciales

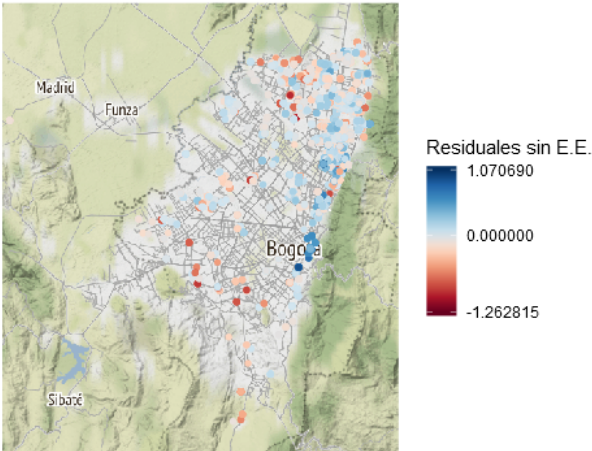


(d) Panel H: 2012 con Efectos Espaciales

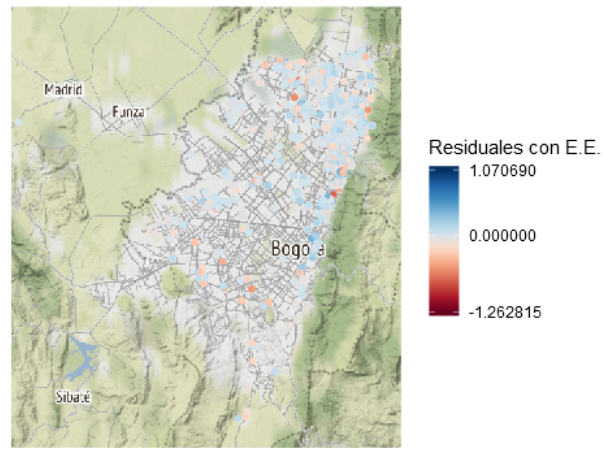


Modelos hedónicos con efectos espaciales:
Una aproximación al cálculo de índices de precios de vivienda para Bogotá

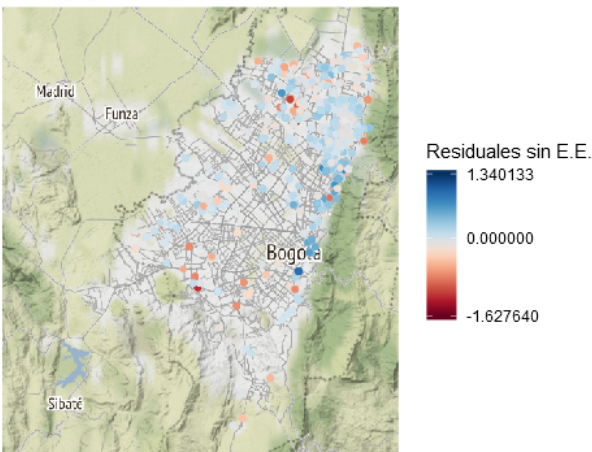
(a) Panel I: 2013 sin Efectos Espaciales



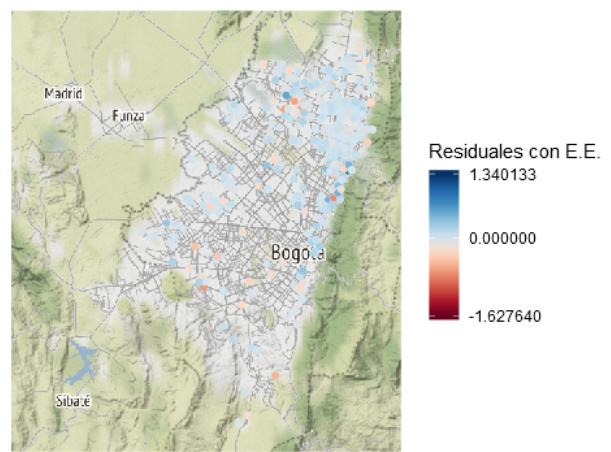
(b) Panel J: 2013 con Efectos Espaciales



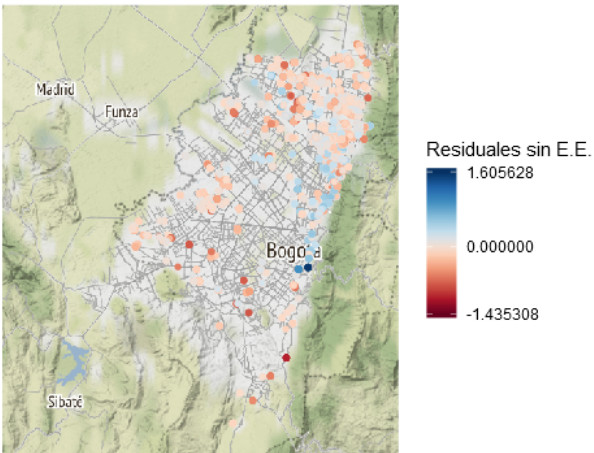
(c) Panel K: 2014 sin Efectos Espaciales



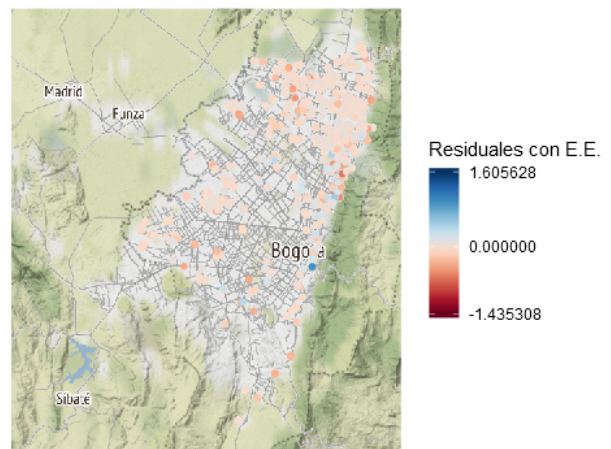
(d) Panel L: 2014 con Efectos Espaciales



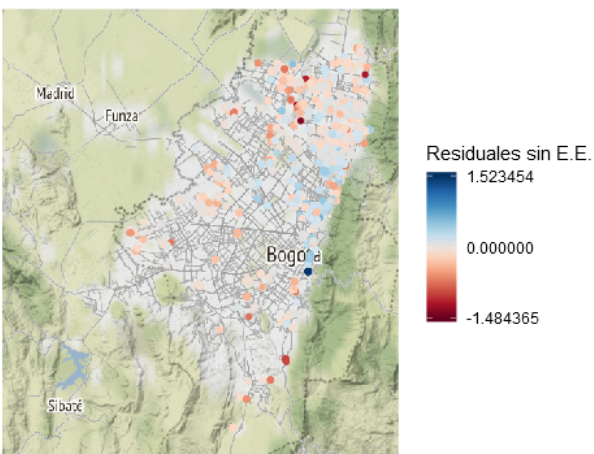
(a) Panel M: 2015 sin Efectos Espaciales



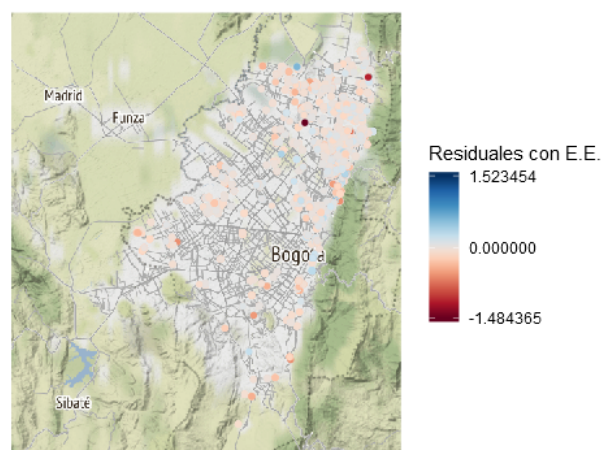
(b) Panel N: 2015 con Efectos Espaciales



(c) Panel O: 2016 sin Efectos Espaciales

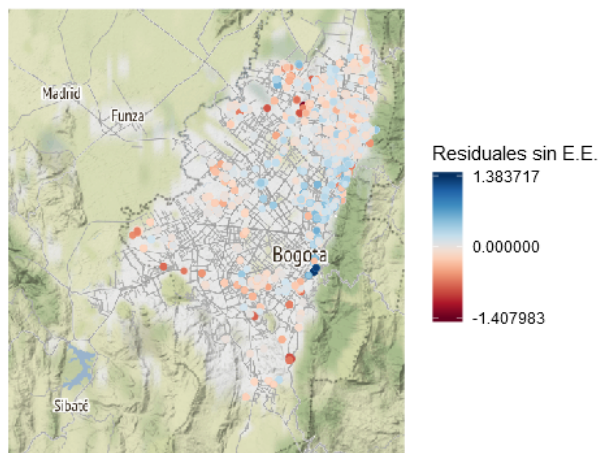


(d) Panel P: 2016 con Efectos Espaciales

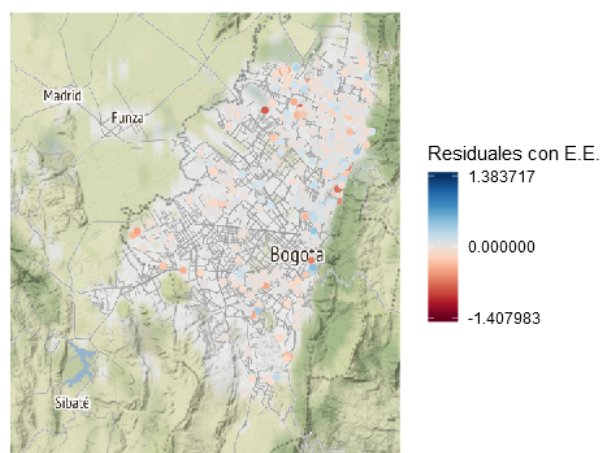


Modelos hedónicos con efectos espaciales:
Una aproximación al cálculo de índices de precios de vivienda para Bogotá

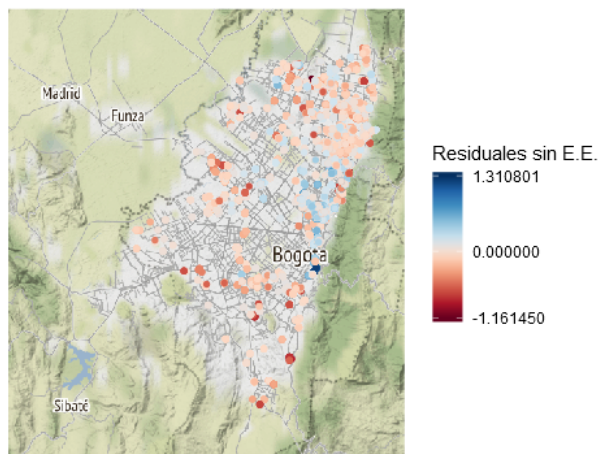
(a) Panel Q: 2017 sin Efectos Espaciales



(b) Panel R: 2017 con Efectos Espaciales



(c) Panel S: 2018 sin Efectos Espaciales



(d) Panel T: 2018 con Efectos Espaciales

