

Economía Urbana: Taller 1

Universidad de los Andes

Andrés Serrano
Juan Felipe Duarte
Juan Camilo Arévalo

6 de octubre de 2025

1 Pregunta 1. Índices de Precios de Vivienda – Cook County (Illinois)

Este informe presenta la construcción de un índice de precios anual de vivienda utilizando una submuestra de propiedades del condado de Cook, Illinois. Se aplican tres metodologías: un índice hedónico, un estimador de ventas repetidas y un modelo de efectos fijos con errores agrupados. El objetivo es comparar su desempeño y discutir las ventajas y desventajas de cada enfoque.

1.1 Metodología

Se emplean tres enfoques para estimar la evolución anual de los precios de las propiedades:

1. Índice Hedónico: se estima una regresión log-lineal y de niveles del precio sobre las características estructurales y amenidades seleccionadas, incluyendo efectos de año. Donde X_{it} representa las amenidades (por ejemplo, calidad de construcción, materiales, tipo de residencia, sótano, garaje, entre otros) Estos se pueden desconponer en los atributos estructurales del mercado H_{it} y las características de la locación N_{it} , por cuestiones de practicidad se agrupan en el vector X_{it} .

$$\text{Niveles } p_{it} = \alpha_t + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Logaritmo } \log(p_{it}) = \alpha_t + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

2. Estimador de Ventas Repetidas (Repeat Sales): utiliza las propiedades vendidas al menos dos veces, midiendo la variación logarítmica del precio entre ventas. Los coeficientes de la variable D_{it} representan las diferencias anuales de precios promedio entre transacciones. Se controla, a diferencia del índice hedónico, por la variación en las amenidades se agrupan como el cambio ΔX_i . El índice acumulado se obtiene exponenciando y normalizando estos valores.

$$\text{Niveles } \Delta p_i = \sum_{t \neq \text{base}} \gamma_t D_{it} + \Delta X_i \delta + u_i$$

$$\text{Logaritmo } \Delta \log(p_i) = \sum_{t \neq \text{base}} \gamma_t D_{it} + \Delta X_i \delta + u_i$$

3. Efectos Fijos con Errores Agrupados: se modela el logaritmo del precio con efectos fijos por propiedad (pin), controlando por las características del bien y errores agrupados a nivel de propiedad. Aquí, el tercer coeficiente es el efecto fijo de cada propiedad. Los coeficientes gamma permiten derivar el índice de precios anual.

$$Niveles \log(p_{it}) = \alpha_t + X_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Logaritmo } p_{it} = \alpha_t + X_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

1.2 Código en R

1.3 Resultados y Comparación

El índice hedónico presenta una evolución más suave, ya que se basa en el promedio ajustado de precios controlando por características. El repeat sales refleja solo variaciones de propiedades repetidas, siendo más sensible a cambios en la composición temporal del mercado. El modelo de efectos fijos controla heterogeneidad no observada y proporciona un índice robusto, aunque requiere suficiente variación temporal dentro de cada propiedad.

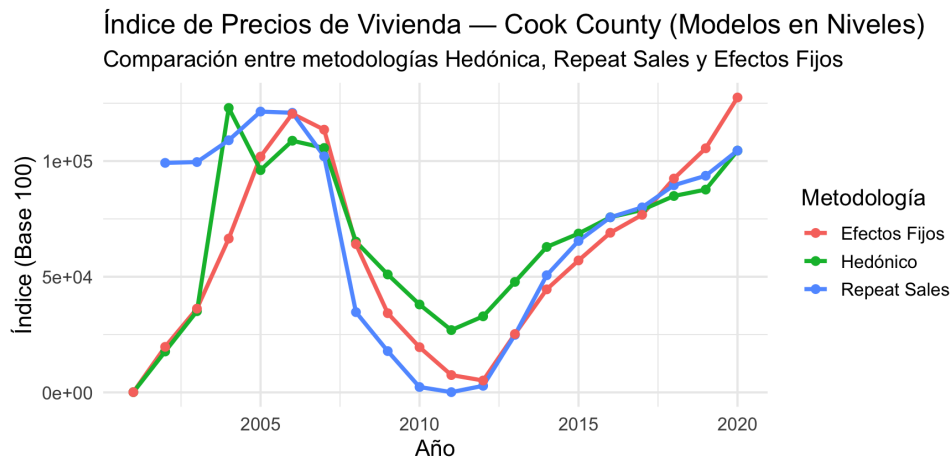


Figura 1: Índices en niveles

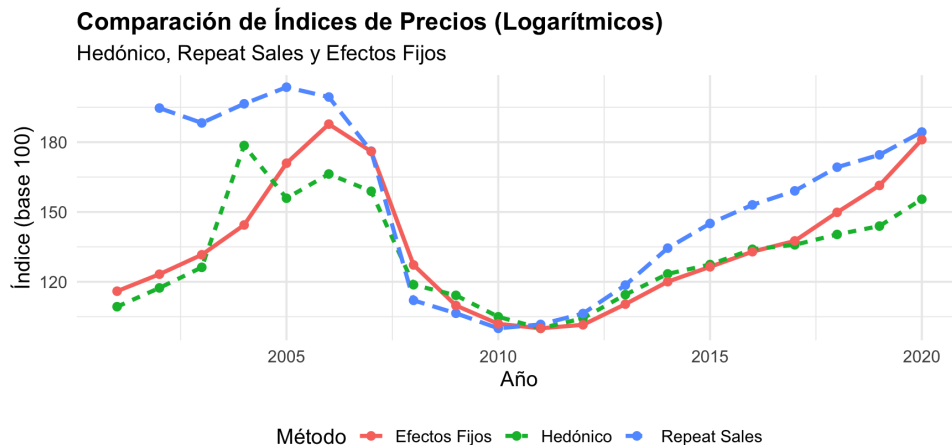


Figura 2: Índices en logaritmos

1.4 Representación gráfica

La Figura 1 y 2 compara los tres índices construidos el primero en niveles y el segundo en porcentajes. Todos se normalizan con base 100 en el año inicial. El índice de efectos fijos y el hedónico siguen trayectorias similares, mientras que el de ventas repetidas presenta picos más marcados, reflejando sensibilidad a variaciones específicas en los precios de reventa.

1.5 Discusión

Ventajas y desventajas:

- **Hedónico:** usa toda la muestra y controla características observables, pero depende de la correcta especificación.
- **Repeat Sales:** sencillo y menos dependiente de covariables, pero pierde observaciones.
- **Efectos Fijos:** controla heterogeneidad no observada invariante, pero exige múltiples observaciones por propiedad.

En conjunto, los tres métodos ofrecen perspectivas complementarias. El índice hedónico tiende a ser más estable, el repeat sales captura dinámicas de precios más puras y el de efectos fijos permite controlar factores inobservables constantes en el tiempo. Capturan patrones similares de crecimiento, aunque con distintas magnitudes. El modelo hedónico produce una curva suave y estable, mientras que el de ventas repetidas tiende a reflejar mayor volatilidad por depender de una submuestra más pequeña. El modelo de efectos fijos combina ambos enfoques al controlar la heterogeneidad individual sin requerir reducciones drásticas de la muestra.

1.6 Conclusiones

El índice hedónico es flexible y permite descomponer el valor de la vivienda en función de sus atributos, aunque depende de la correcta especificación funcional, sobretodo a la hora de elegir las variables relevantes, que cumplan con los supuestos necesarios para la estimación de los parámetros. El enfoque de ventas repetidas es robusto frente a atributos omitidos, pero limita la muestra. El modelo de efectos fijos se presenta como el más equilibrado, controlando la heterogeneidad no observada y aprovechando la información completa del panel. En términos prácticos, el modelo hedónico es recomendable cuando se requiere descomposición por atributos, mientras que el de efectos fijos es preferible para análisis longitudinales. El de ventas repetidas resulta adecuado para la construcción de índices agregados cuando se dispone de suficientes observaciones repetidas.

2 Pregunta 2. Bogotá a Cielo Abierto: Efecto de las amenidades públicas en espacios abiertos, como parques y plazas, en los precios de las viviendas.

2.1 Introducción

La Economía Urbana es una disciplina integral de la Economía donde se busca, cada vez con más intensidad e importancia, entender los comportamientos de los agentes económicos que los llevan a elegir sus sitios de vivienda. Por ejemplo, Roback, 1982 explica que, mediante el modelo básico de precios hedónicos, los precios de las viviendas están determinados por las características internas de las viviendas, como de las amenidades que contenga el barrio donde están ubicadas y esto determina las decisiones de vivienda de las personas.

Es por ello por lo que resulta muy interesante analizar cómo las amenidades intangibles pueden afectar las decisiones de los individuos a la hora de establecerse en una vivienda. Bogotá es una de las ciudades más verdes de América Latina, según el Green City Index. Más de 5.000 parques ofrecen un gran pulmón urbano para sus habitantes, además de ejercer una función crucial de protección del medio ambiente., lo cual puede ser atractivo para que las personas decidan vivir cerca a estos. Por ejemplo, Ardeshiri et al., 2016, muestran que existe una discriminación en los barrios de Shiraz, una de las capitales de Irán, donde existe una mayor demanda por vivir cerca a hospitales, parques, escuelas o al transporte, lo que hace que los precios de las viviendas sean mucho más altos y solo puedan vivir allí las personas de mayores ingresos.

Por tanto, el siguiente paper quiere responder a la siguiente pregunta: ¿Cuál es el efecto de los espacios a cielo abierto, como parques y plazas, de Bogotá sobre el precio de las viviendas? Para ello, se hará un reconocimiento de los datos y las características de los inmuebles, para así poder comparar cómo cambian los precios dadas las amenidades como también entender el efecto de la distancia de la vivienda al Centro Internacional.

Al final, se encuentra que Bogotá cumple parcialmente la teoría de ciudad Monocéntrica, donde los precios se reducen y la densidad aumenta a medida que las viviendas se ubican lejos del centro de la ciudad, señalada por el Centro Internacional. Además, se encuentra un efecto local donde vivir a más de 1km de un parque o plaza, se reduce el precio del inmueble en 3,3 %. Sin embargo, este efecto no se mantiene al cambiar la metodología de estimación.

2.2 Contexto de datos

En primer lugar, la ciudad capital se caracteriza por ser una ciudad de grandes espacios abiertos. Como se ve en la figura 3, existen más de 36 mil parques identificados a lo largo de toda la ciudad. Por su parte, existen 1021 plazas que se concentran hacia el centro de la ciudad.

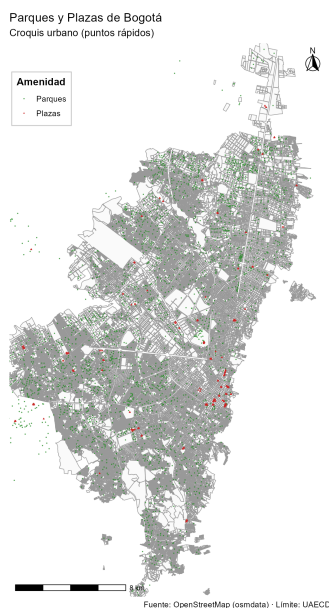


Figura 3: Distribución espacial de los parques (verdes) y plazas (rojo) en Bogotá.

Ahora bien, para entender cuál es el efecto de estos parques, se debe entender la composición de la vivienda en la ciudad. Según los datos de transacciones, el 79% de las viviendas son apartamentos, seguido por un 17% de casas y un 4% de apartaestudios. El resumen de las transacciones analizadas en la ciudad muestra que, en promedio, las viviendas tienen 126m², casi 3 habitaciones y, aunque la diferencia es pequeña, parece existir casi una relación de un baño por habitación.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas - Ventas

	N	Media	Desv. Est.	Min	Max
Log(Precio)	36,225	20.032	0.699	16.806	25.661
Cuartos	36,225	2.941	1.336	1	35
Alcobas	36,225	2.941	1.336	1	35
Baños	36,225	2.695	1.045	1	20
Área Privada	36,225	126.345	66.553	30	300

Por otro lado, al revisar los arriendos, estos muestran que, en promedio, las viviendas que se arriendan son más pequeñas que las que se transan en el mercado inmobiliario dado que tienen un menor número de baños, un menor número de habitaciones y un área privada algo más pequeña (alrededor de los 100m²). Aun así, se mantiene, en general, que la composición de la vivienda en Bogotá, aunque una buena parte está explicada por apartamentos y apartaestudios, la proporción considerable de casas hacen que existan grandes metrajes.

Cuadro 2: Estadísticas descriptivas - Arriendos

	N	Media	Desv. Est.	Min	Max
Precio	21,871	2,886,550	3,319,275	172,000	260,000,000
Cuartos	21,871	2.388	1.057	1	38
Alcobas	21,871	2.388	1.057	1	38
Baños	21,871	2.314	0.965	1	10
Área Privada	21,871	102.785	61.354	30	300

Ahora bien, estos grandes metrajes en promedio de la vivienda urbana en Bogotá pueden indicar que exista una mayor densidad poblacional. En promedio, el cuadro 3 indica que en Bogotá viven 57,984 personas por km². Sin embargo, esto no es uniforme por toda la ciudad, sino que se observan ciertos picos de densidad hacia la periferia de la ciudad. El mapa de la figura 4 muestra este fenómeno, donde partes hacia el norte, occidente y sur de la ciudad es donde se encuentran la mayor aglomeración de población.

Cuadro 3: Estadísticas descriptivas - Densidad por Manzana Censal

	N	Media	Min	Max
Densidad	38,354	57,984	2.39	573,477.61

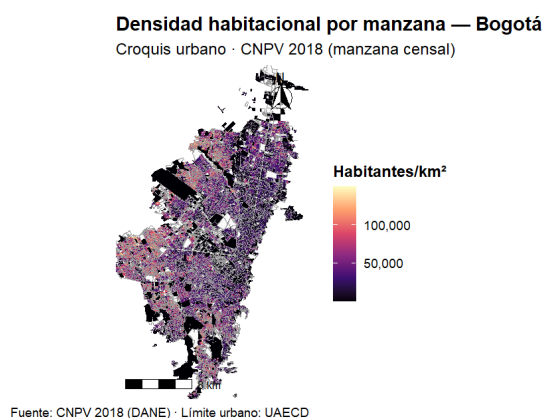


Figura 4: Distribución espacial de densidades poblacionales.

Por último, un análisis sobre la distribución de precios de la vivienda por metro cuadrado, la 5 muestra que los precios más altos, en promedio, se ubican hacia la zona centro-oriente de la ciudad, donde se denomina el "Centro Ampliado" de Bogotá. Esta particularidad nace dado que Bogotá es una ciudad policéntrica donde la mayoría de los trabajos se concentran en este Centro Ampliado, mientras que otra parte de trabajos y centros culturales se ubican sobre la Avenida El Dorado de Bogotá, conectando, además, con el aeropuerto. Por tanto, es consistente con la teoría Monocéntrica que estas zonas se vean con un precio por metro cuadrado más alto. A partir de ahí, se puede observar que, hacia el sur y el occidente, el gradiente de precios empieza a caer, dando signos de que la distancia a estos centros afecta el precio de las viviendas.

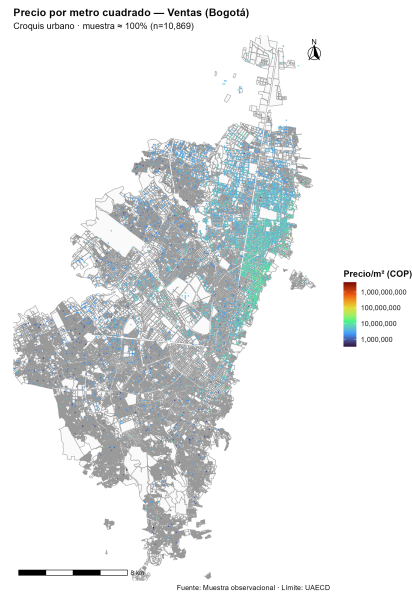


Figura 5: Precio promedio por m² de viviendas en Bogotá.

Por su parte, al repetir el mismo análisis para los precios de los arriendos, la figura 6 muestra que se mantiene una distribución similar al precio por m². Aun así, es importante notar que, en promedio, los precios por metro cuadrado son muy inferiores al promedio de las rentas percibidas en los arriendos.

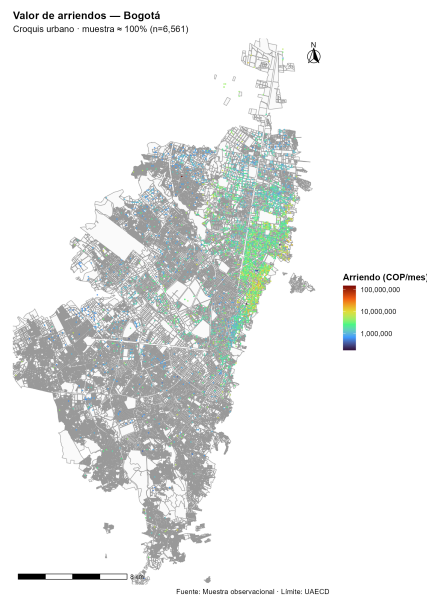


Figura 6: Valor de los Arriendos en Bogotá.

Al final, el análisis de precios y rentas parece dar indicios de que no sucede el mismo comportamiento que hay con las densidades. Es decir, parece ser que los precios no son significativamente más altos alrededor de las zonas abiertas de Bogotá, sino que depende de muchos más factores. Por el contrario, con el análisis de densidades sí parece haber tal correlación, dando a entender que los precios de las viviendas dependen de otras variables, pero que las personas pueden sí estar motivadas a vivir cerca a un parque o una plaza, dando sentido a que éstos se consideren

como amenidades.

2.3 Gradientes de Precios y Renta

Después de la contextualización de los datos, se procede a analizar el gradiente de precios respecto al Centro Internacional, un sitio distinguido por su localización geográfica y por ser punto aglomerador de viviendas, oficinas y negocios. Para poder estimar estos gradientes, se utiliza la metodología de Regresiones Locales. Así pues, mediante una regresión LOESS, es posible calcular una regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a la par que se tienen en cuenta viviendas similares por cercanía, con lo que se puede interiorizar dentro del análisis todos aquellos cambios que se puedan presentar a lo largo de las variables no observadas.

Entonces, se procede, en primer lugar, a estimar y graficar el gradiente de los precios de vivienda en la ciudad de Bogotá, se encuentra que los primeros 15 kilómetros cumplen con lo encontrado en la teoría del Modelo Monocéntrico. Sin embargo, más allá de los 15 kilómetros, los precios empiezan a aumentar significativamente. Esto se puede explicar por la existencia de barrios hacia el norte de la ciudad y casas campestres de la Sabana que tienen precios mucho más altos que los que pueden estar en el centro, dada esa composición policéntrica de la ciudad.

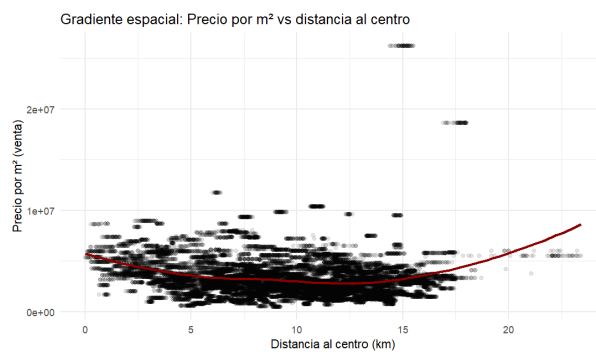


Figura 7: Gradiente de Precios respecto al Centro Internacional

En segundo lugar, al mirar los arriendos, se observa que la tendencia es similar que los precios de renta. La explicación es similar a la de los precios dado que, a un mayor precio de compra de la vivienda, el arriendo tiene que ser más alto para poder obtener los rendimientos esperados del activo. Sin embargo, se debe recalcar que el gradiente es mucho más plano que el gradiente de precios de vivienda, como lo muestra la figura 8.

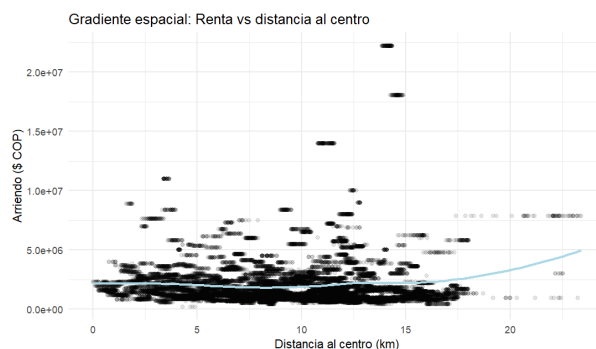


Figura 8: Gradiente de Renta respecto al Centro Internacional

Por último, se grafica el gradiente de densidad respecto al centro internacional, donde se observa un comportamiento completamente opuesto al esperado por el Modelo Monocéntrico. En este caso, se observa que en la figura 9 que en el centro la densidad poblacional no es tan alta (menos de 25 mil habitantes por km^2 , pero la densidad aumenta respecto a la distancia. Esto muestra que sitios más alejados del centro, que se pueden entender como localidades de Bosa, Usme o Ciudad Bolívar, son mucho más densas y, de nuevo, saliendo del límite de los 15 kms, la densidad cae drásticamente, entendiéndose que las viviendas son mucho más caras y, por tanto viven menos personas.

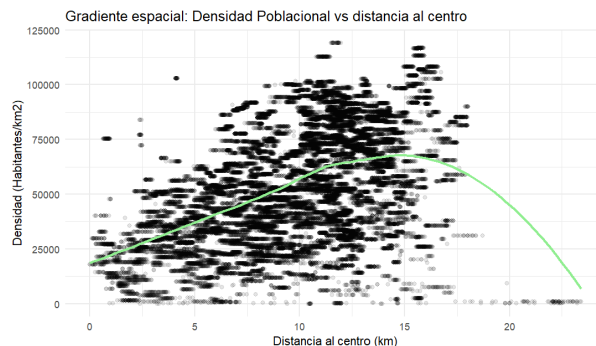


Figura 9: Gradiente de Densidad respecto al Centro Internacional

2.4 Parques y WTP

2.4.1 Definición empírica de “cercanía” a espacio abierto

Para poder estimar el efecto de parques y plazas, es necesario identificar el concepto de "cercanía". La literatura reconoce que la presencia y accesibilidad a espacios abiertos, tales como parques y zonas verdes, constituye una amenidad ambiental local que incide directamente sobre la disposición a pagar (WTP) por localización residencial.

De acuerdo con el modelo de precios hedónicos (Lecture 05), el precio de la vivienda incorpora de forma implícita el valor sombra de cada atributo que la caracteriza, incluyendo tanto características estructurales (número de habitaciones, superficie, baños) como del entorno urbano (distancia al centro, disponibilidad de servicios y calidad ambiental). En este contexto, la distancia al espacio abierto es una variable que captura la accesibilidad ambiental y se espera que su coeficiente estimado en la regresión hedónica sea negativo, reflejando una disposición a pagar positiva por la cercanía a dichas amenidades.

La evidencia empírica internacional confirma esta relación: **tyrvaienen2000**<empty citation> encuentran que los precios de las viviendas en Finlandia son entre un 4 % y 12 % mayores cuando se localizan a menos de 300 metros de un parque urbano; **jim2006**<empty citation> estiman un gradiente negativo en China de 0.3 % por cada 100 metros adicionales de distancia; y **czembrowski2016**<empty citation> demuestran que el efecto depende del tamaño y tipo de espacio verde. En el contexto latinoamericano, **gomezbaggethun2013**<empty citation> destacan que los espacios verdes urbanos funcionan como infraestructura ecológica esencial, aportando beneficios ambientales, recreativos y sociales.

En el marco de este análisis, se define empíricamente la cercanía a espacio abierto como la

Cuadro 4: Descripción de cercanía a amenidades

n	p_within300	p_within500	q25_dist_km	med_dist_km	q75_dist_km
36,227	0.877	0.980	0.053	0.113	0.205

distancia lineal desde cada vivienda hasta el parque más próximo. Para Bogotá, los resultados descriptivos muestran que la mediana de la distancia a un espacio abierto es de 0.11 km (aprox. 113 metros), con el 87.7 % de las viviendas ubicadas a menos de 300 metros y el 98 % a menos de 500 metros. Este patrón refleja una alta densidad de áreas verdes pequeñas distribuidas a nivel barrial, incluyendo microparques y separadores viales.

Por lo tanto, y con base tanto en la literatura como en los resultados empíricos, se adopta la siguiente definición operativa:

$$Cercania_i = \begin{cases} 1, & \text{si la vivienda } i \text{ está a una distancia de 300m o menos} \\ 0, & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

Esta definición resulta coherente con la evidencia internacional sobre accesibilidad peatonal (300–500 m) y permite capturar de manera empírica la disposición a pagar por amenidades ambientales de escala barrial. Asimismo, este concepto servirá de base para las regresiones hedónicas y espaciales desarrolladas en las secciones siguientes.

2.4.2 Regresión principal: modelo hedónico OLS con efectos fijos espaciales

a) Especificación del modelo y variables. Para estimar la disposición a pagar (WTP) por la cercanía a espacios abiertos, se planteó un modelo de precios hedónicos donde la variable dependiente es el logaritmo del precio por metro cuadrado de la vivienda (\log_pm2). Este enfoque permite interpretar los coeficientes como variaciones porcentuales en el precio ante cambios marginales en las características del inmueble.

Las variables explicativas se dividen en tres grupos:

- **Características espaciales de interés:**

- **dist_open_km:** distancia (en kilómetros) desde cada vivienda al espacio abierto más cercano. Se espera un coeficiente negativo, ya que una mayor distancia reduce la utilidad derivada del acceso a amenidades verdes.
- **within_300m_open:** variable dicotómica que toma valor 1 si la vivienda se encuentra a menos de 300 metros de un espacio abierto. Se espera un coeficiente positivo, reflejando la prima de localización por estar cerca de un parque o área verde.
- **dist_cbd_km:** distancia al centro de negocios (CBD), incluida para controlar el gradiente monocéntrico de precios.

- **Características estructurales de la vivienda:** número de cuartos (**rooms**), alcobas (**bedrooms**), baños (**bathrooms**) y área construida (**surface_covered**).

- **Controles categóricos:** tipo de propiedad (**tipo**) y efectos fijos por sector censal (**SECCODIGO**), que capturan heterogeneidades locales no observadas, como calidad del vecindario o infraestructura.

b) Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La ecuación se estimó mediante MCO con efectos fijos, utilizando errores estándar robustos a heterocedasticidad (White-HC1) y, adicionalmente, errores clusterizados por sector censal para corregir la posible dependencia espacial entre observaciones cercanas.

Las ecuaciones específicas fueron:

$$(1) \quad \log(p_{m^2,i}) = \beta_1 \text{dist_open_km}_i + \mathbf{X}_i' \gamma + \mu_s + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$(2) \quad \log(p_{m^2,i}) = \beta_2 \text{within_300m_open}_i + \mathbf{X}_i' \gamma + \mu_s + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde μ_s representa los efectos fijos de sector y \mathbf{X}_i incluye los controles estructurales y de localización. Los supuestos estándar del modelo OLS se relajan parcialmente mediante el uso de errores robustos y agrupados, lo cual asegura una inferencia válida ante heterocedasticidad o correlación espacial.

c) Resultados e interpretación (Disposición a pagar). Los resultados muestran lo siguiente:

Variable de interés	Coefficiente	Interpretación (%)	Interpretación (COP/m ²)
dist_open_km	-0.033	-3.30 %	$\approx -154,771$
within_300m_open	-0.017	-1.75 %	$\approx -82,132$

El signo y magnitud de **dist_open_km** son coherentes con la hipótesis hedónica: los hogares asignan un valor positivo al acceso a espacios abiertos, reflejado en una disminución de precios a medida que aumenta la distancia. El efecto de **within_300m_open**, aunque negativo, puede deberse a que no todos los espacios catalogados como “abiertos” son parques de recreación, sino que incluyen lotes vacíos o zonas no consolidadas, lo cual diluye el efecto promedio esperado.

d) Análisis en términos de disposición a pagar (WTP). En términos de disposición a pagar, los hogares estarían dispuestos a pagar aproximadamente 154 mil COP/m² adicionales por ubicarse 1 km más cerca a un espacio abierto. Sin embargo, el efecto promedio de estar muy cerca (300m) no resulta positivo, lo que sugiere que el beneficio percibido puede depender del tipo y calidad del espacio verde.

Estos resultados son consistentes con la teoría urbana del modelo monocéntrico de Alonso–Muth–Mills, donde las amenidades ambientales (como parques) generan rentas de localización que se capitalizan en los precios del suelo . En conjunto, los resultados confirman que la cercanía a espacios abiertos es un atributo valorado en el mercado inmobiliario urbano, aunque su magnitud depende del contexto local y de la calidad del entorno ambiental.

2.4.3 Interpretación causal del efecto estimado.

La regresión hedónica estima el cambio porcentual en el precio por metro cuadrado asociado a la cercanía a un espacio abierto, controlando por características estructurales de la vivienda y por efectos fijos de sector censal. Bajo este diseño, el coeficiente de interés mide una asociación parcial entre proximidad y valor de la vivienda, no necesariamente un efecto causal.

Para que el coeficiente pueda interpretarse causalmente, deben cumplirse los supuestos de exogeneidad condicional: es decir, que, condicional a los controles y efectos fijos incluidos, la distancia a un parque sea independiente de otros factores que también afectan el precio, como la calidad ambiental, ruido, accesibilidad, nivel socioeconómico del vecindario, entre otros. Asimismo, se requiere que no exista selección endógena de los hogares o promotores inmobiliarios hacia zonas más cercanas a los parques basada en atributos no observables (por ejemplo, proyectos de mayor estatus o terrenos con mejor topografía).

Cuadro 5: Balance de medias descriptivo por proximidad (300 m)

Proximidad (band_300)	Habitaciones	Dormitorios	Baños	Superficie cubierta (m ²)	Distancia al CBD (km)	N
≤300m	2.94	2.94	2.67	124.15	10.13	31,761
301–600m	2.93	2.93	2.87	141.10	9.00	4,211
>600m	3.00	3.00	2.96	155.78	10.18	255

El análisis descriptivo mostró que las viviendas más cercanas a los parques (300 m) tienden a ser más pequeñas (124 m² frente a 156 m² en zonas >600 m) y con menos baños (2.67 frente a 2.96), lo que sugiere cierta autoselección espacial. Estas diferencias fueron corroboradas mediante indicadores de balance como la diferencia estandarizada de medias, cuyos valores superan 0.1 en la mayoría de variables estructurales, evidenciando un desbalance relevante entre grupos cercanos y lejanos al espacio abierto. En consecuencia, parte de la menor valoración observada podría reflejar diferencias en el tipo de vivienda más que un descuento real asociado a la proximidad.

En este contexto, la interpretación causal del coeficiente es limitada. Aunque el control por efectos fijos de sector y variables estructurales reduce sesgos por omisión, persisten posibles correlaciones espaciales en los errores y factores de entorno no observados. Por ello, el resultado debe entenderse como una correlación controlada entre cercanía a parques y precios inmobiliarios, no como una estimación del efecto causal puro de la proximidad. Posteriores ejercicios —como la corrección de Conley o el estimador de diferencias espaciales— permiten mitigar parcialmente estas preocupaciones, al ajustar por dependencia espacial y comparar viviendas ubicadas en contextos urbanos más homogéneos.

2.4.4 Estimador de Diferencias Espaciales (SFD)

El estimador de diferencias espaciales (SFD) compara sectores urbanos vecinos, controlando por características locales no observadas que varían en el espacio. En este ejercicio, cada par de sectores se construyó a partir de su vecino más cercano, generando un total de 36,405 observaciones emparejadas. El modelo estimado fue:

Cuadro 6: Modelo SFD

	(1)
Cambio distancia a espacio abierto (km)	-0.197* (0.097)
Cambio distancia al CBD (km)	-0.002 (0.019)
Num.Obs.	36 405
R2 Adj.	0.003
Std.Errors	by: pair_id
+ p <0.1, * p <0.05, ** p <0.01, *** p <0.001	
Errores estándar agrupados por par de observaciones (pair_id).	

$$\Delta \log(P_i m^2) = \beta_1 \Delta \text{distOS}_i + \beta_2 \Delta \text{distCBD}_i + \varepsilon$$

donde $\Delta \log(P_m^2)$ representa la diferencia en el logaritmo del precio medio por metro cuadrado entre pares contiguos, y ΔdistOS_i y $\Delta \text{distCBD}_i$ son las diferencias en distancia media a los espacios abiertos y al CBD, respectivamente.

El coeficiente estimado para la distancia a los espacios abiertos fue $\hat{\beta}_1 = -0.1966$ (significativo al 10 %), mientras que el efecto asociado a la distancia al CBD no resultó significativo. Esto implica que, manteniendo constante la cercanía relativa al centro, un incremento de 1 km en la distancia promedio a un espacio abierto entre dos sectores vecinos se asocia con una reducción aproximada del 19.7 % en el precio por metro cuadrado. En términos de interpretación, este resultado es coherente con la evidencia previa del modelo OLS, aunque de menor magnitud absoluta. Se identifica que el estimador SFD atenúa potenciales sesgos de variables omitidas al comparar únicamente áreas próximas con características urbanas similares. Sin embargo, el bajo poder explicativo ($R^2 = 0.0029$) sugiere que la variabilidad entre pares de vecinos es limitada, y que otros factores locales (como accesibilidad vial o composición socioeconómica) siguen desempeñando un papel relevante.

Para corregir la autocorrelación espacial de los residuos, se reestima el modelo hedónico con efectos fijos por sector censal usando errores de Conley (kernel triangular) a partir de las coordenadas de cada observación. El coeficiente asociado a la distancia al espacio abierto se mantiene estable en magnitud en las tres especificaciones ($\hat{\beta} \approx -0.0335$), pero su precisión se reduce. En consecuencia, el efecto deja de ser estadísticamente significativo en las especificaciones con errores robustos a correlación espacial. Estos resultados implican que, aunque el signo es consistente con la teoría y con la evidencia previa, su precisión depende fuertemente de cómo se modela la dependencia espacial. En términos de disposición a pagar, el punto estimado sugiere una variación de aproximadamente 3,35 % en el precio por m² por cada kilómetro adicional lejos del espacio abierto. En conjunto con el estimador de diferencias espaciales (SFD), que entrega un contraste local significativo, la evidencia sugiere que la capitalización de la cercanía a espacios abiertos existe *localmente*, pero su identificación en la muestra completa es sensible a la correlación espacial y a la composición del vecindario.

Cuadro 7: Comparación de Modelos

	OLS-FE (HC1)	OLS-FE (Cluster SECCODIGO)	OLS-FE (Conley triangular)
Dist. km a espacio abierto	−0.034 (0.022)	−0.034 (0.063)	−0.034 (0.050)
Dist. km al CBD	−0.021** (0.008)	−0.021 (0.023)	−0.021 (0.018)
Cuartos	−0.077*** (0.006) (0.005)	−0.077*** (0.008) (0.008)	−0.077*** (0.008) (0.009)
Observaciones	26 126	26 126	26 126
R ²	0.675	0.675	0.675

+ p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Errores estándar entre paréntesis. Estimaciones con efectos fijos por sector (SECCODIGO).

2.5 Conclusiones

El trabajo caracteriza Bogotá como una ciudad con rasgos policéntricos: los gradientes empíricos muestran que el precio y la renta por m² caen con la distancia al Centro Internacional hasta aproximadamente 15 km y luego repuntan, en línea con el modelo de Alonso–Muth–Mills y con la idea de múltiples subcentros que compiten por tierra y empleo. En cuanto a amenidades, el modelo hedónico encuentra que estar 1 km más lejos del espacio abierto se asocia con una disminución de aproximadamente 3.3% en el precio por metro cuadrado. El estimador de diferencias espaciales (SFD) entre vecinos respalda este efecto local (coeficiente ≈ -0.197). En conjunto, la evidencia apoya que la cercanía a parques se capitaliza localmente, pero su magnitud y señal dependen del entorno barrial y la calidad del espacio.

Sin embargo, la identificación causal es limitada: Primero, aún con controles y efectos fijos de sector, persisten variables no observables y correlación espacial. De hecho, el uso de errores de Conley reduce la significancia del efecto de distancia, lo que sugiere que los resultados dependen de cómo se modela la dependencia espacial. Segundo, existe una mezcla de parques de distinta calidad o tamaño con otros “espacios abiertos” (por ejemplo, lotes o separadores viales), diluyendo el efecto esperado. Finalmente, los gradientes no monotónicos a partir de aproximadamente 15 km sugieren policentrismo y spillovers de aglomeración que el modelo monocéntrico básico no captura del todo, por lo que interpretar un “único centro” genera análisis sesgados.

Por último, las políticas públicas deberían priorizar la calidad de los espacios verdes, más que solo incrementar el área de forma indiscriminada, dado que la capitalización observada ocurre de manera local y varía según las formas del espacio. Por último, dado el patrón policéntrico identificado, resulta conveniente coordinar las inversiones en espacio público con la accesibilidad (transporte y caminabilidad) y con el uso del suelo en zonas donde existan *spillovers* y competencia por tierra, para potencializar los efectos de las políticas de distribución urbana.

Referencias

- Ahlfeldt, G. M., Redding, S. J., Sturm, D. M., & Wolf, N. (2015). The Economics of Density: Evidence from the Berlin Wall. *Econometrica*, 83(6), 2127-2189. <https://doi.org/10.3982/ECTA10876>
- Anderson, S. T., & West, S. E. (2006). Open Space, Residential Property Values, and Spatial Context. *Regional Science and Urban Economics*, 36(6), 773-789. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2006.03.007>
- Ardeshiri, A., Ardeshiri, M., Radfar, M., & Shormasty, O. (2016). The values and benefits of environmental elements on housing rents. *Habitat International*, 55, 67-78.
- Duranton, G., & Overman, H. G. (2005). Testing for Localization Using Micro-Geographic Data. *The Review of Economic Studies*, 72(4), 1077-1106. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00381.x>
- Jim, C. Y., & Chen, W. Y. (2010). The Value of Urban Green Spaces in Property Pricing: The Case of Hong Kong. *Landscape and Urban Planning*, 98(3), 103-109. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2010.07.015>
- Leonardi, M., & Moretti, E. (2023). The Agglomeration of Urban Amenities: Evidence from Milan Restaurants. *American Economic Review: Insights*, 5(2), 141-157. <https://doi.org/10.1257/aeri.20220032>
- McMillen, D. P. (2008). Changes in the Distribution of House Prices over Time: Structural Characteristics, Neighborhood, or Coefficients? *Journal of Urban Economics*, 64(3), 573-589. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.06.005>
- Moretti, E. (2021). The Effect of High-Tech Clusters on the Productivity of Top Inventors. *American Economic Review*, 111(10), 3328-3375. <https://doi.org/10.1257/aer.20191757>
- Roback, J. (1982). Wages, rents, and the quality of life. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257-1278.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55. <https://doi.org/10.1086/260169>