



Documentos de trabajo

**Economía y Finanzas**

**N° 19-07**

2019

---

**Determinantes de los precios relativos de la vivienda: Bogotá versus Medellín**

John J. García R, Carlos Esteban Posada P,  
Hermilson Velasquez C.

## **Determinantes de los precios relativos de la vivienda: Bogotá versus Medellín**

### **Determinants of the relative prices of housing: Bogotá versus Medellín cities**

John J. García R. \*  
Carlos Esteban Posada P. \*\*  
Hermilson Velasquez C. \*\*\*

Junio 8, 2019

#### Resumen

Este documento presenta un modelo de oferta y demanda para explicar por qué el precio de la vivienda es mayor en Bogotá que en Medellín. Por medio de una estimación por máxima verosimilitud (Vector de Corrección de Error - VEC), los resultados muestran un efecto permanente de la relación de tasas de ocupación para explicar los precios relativos entre estas dos ciudades. En el ajuste de corto plazo, no solo los rezagos de la relación de precios de la vivienda y de la relación de la tasa de ocupación son estadísticamente significativos sino que además variables como la relación del ingreso promedio de los hogares y la relación de la cartera hipotecaria rezagada un periodo presentan significancia estadística.

#### *Abstract*

This paper uses a supply and demand model to explain why the price of housing is higher in Bogotá than in Medellín. The results related to a VEC model show that there is a permanent effect of the employment rate explaining the relative prices between these two cities. In the short-term, variables such as the households income and the mortgage portfolio have statistical significance.

Palabras claves: Precios de la Vivienda; Modelo de Oferta y Demanda; VEC.

*Key Words:* Housing Prices; Supply and Demand Model; VEC Model.

Clasificación JEL (*JEL Classification System*): D43; L11; L74.

---

\* Ph. D. en Economía, Profesor de la Escuela de Economía y Finanzas, Universidad EAFIT. AA 3300 Medellín. (Colombia). Teléfono: (+574) 2619549, Fax: (+574) 2664284. Correo electrónico: jgarcia@eafit.edu.co.

\*\* Profesor de Economía, Escuela de Economía y Finanzas, Universidad EAFIT. Dirección: cposad25@eafit.edu.co.

\*\*\* Profesor de la Escuela de Economía y Finanzas, Universidad EAFIT. Correo electrónico: evelas@eafit.edu.co.

## Introducción

El precio de la vivienda es más alto en Bogotá que en Medellín (Gráfico 1). ¿Por qué? Varios factores pueden explicar este hecho. En lo que sigue intentaremos responder esta pregunta desde la óptica de la teoría económica y apelando a algún instrumental econométrico. En la sección inmediatamente siguiente a esta introducción (sección II) exponemos una breve revisión de la literatura referida a hechos internacionales en materia de precio de la vivienda urbana, y, también, a las explicaciones sobre sus determinantes basadas en la teoría económica; en la sección III hacemos explícito nuestro conjunto de hipótesis; en la IV presentamos el modelo a estimar, la metodología y los datos al respecto; en la sección V consignamos los resultados econométricos. Por último, la sección VI incluye nuestras conclusiones.

Gráfico 1

Precios relativos/M2 de la vivienda nueva: Bogotá *versus* Medellín



Nota: El precio del M2 corresponde al promedio simple de los estratos 3, 4 y 5.  
Fuente: elaboración propia a partir de datos de Galería Inmobiliaria.

### I. Revisión de hechos internacionales y de la literatura

Varios estudios se han realizado para identificar y analizar los principales determinantes del precio, la demanda y la oferta de la vivienda nueva. En el nivel internacional trabajos como los realizados por Agnello y Schuknecht (2009), Kasparova y White (2001), Englund y Ioannides (1997) y Kennedy y Andersen (1994) encuentran una relación positiva entre los ingresos de los hogares y el precio de la vivienda. Más aún, Kenny (1999), al estudiar el caso del mercado de vivienda en Irlanda, halló que, ante incrementos en los ingresos, se presenta un incremento proporcional en la demanda de vivienda. Así mismo, estos autores, al igual que Zhang, Li, Hui y Li (2016) y Wang y Zhang (2014), observaron una relación inversa entre la tasa de interés y la demanda de vivienda.

También las economías de aglomeración, según Rosenthal y Strange (2001), juegan un papel importante para explicar los precios de la vivienda. En efecto, estas economías contribuyen a mayores niveles de demanda de vivienda y, por tanto, a mayores precios de la vivienda.

Grum y Govekar (2016), y Reed y Ume (2016) ofrecieron evidencia de que el precio de los inmuebles está asociado inversamente a la tasa de desempleo: en las economías donde las tasas de desempleo son bajas, los consumidores supuestamente perciben mayores ingresos y, por lo tanto, tienen mayor capacidad para adquirir vivienda propia; o probablemente, tienen mayor confianza en preservar sus actuales ocupaciones o conseguir nuevos empleos; por tanto, si se reduce la tasa de desempleo el precio de la vivienda aumenta. Además, Grum y Govekar (2016) descubrieron, para los casos de países de Eslovenia, Grecia, Francia, Polonia y Noruega, una relación positiva entre, de un lado, la producción industrial y el producto interno bruto y, de otro lado, los precios de la vivienda nueva.

En el caso de China, Chow y Niu (2015) encontraron que la demanda de vivienda está explicada principalmente por el ingreso real y los precios relativos. Dicho resultado ayuda a concluir que los crecientes precios en el mercado de vivienda en China están explicados por incrementos en los ingresos.

Refiriéndonos ahora al caso de Colombia, García *et al.* (2019) utilizan un modelo estructural para analizar los principales determinantes del precio de la vivienda nueva en Medellín y García *et al.* (2018) hallaron evidencia de una relación negativa entre la tasa de interés hipotecaria y el precio de la vivienda nueva, y una relación positiva entre variables crediticias como los desembolsos de crédito y la cartera hipotecaria y el precio de demanda de la vivienda nueva. Además, Aristizábal y Vargas (2009) encontraron que ante un aumento de 1% en el salario real, los créditos desembolsados para adquisición de este tipo de vivienda se incrementan en 1,84%. También Bonilla (2010), Clavijo *et al.* (2004), y Peña *et al.* (2004) pudieron detectar una relación negativa entre la tasa de interés de colocación y la demanda de vivienda nueva.

Tanto en los niveles teórico como empírico se ha comprobado que una de las variables que más influye en los precios de la vivienda, por el lado de la oferta, hace referencia a los costos de producción de la misma. Así lo evidencian los trabajos realizados por García *et al.* (2018), Zhang, Li, Hui y Li (2016), Wang y Zhang (2014), Clavijo *et al.* (2004), Peña *et al.* (2004) y Mühleisen y Kaufman (2003), quienes mostraron que el costo de construcción es una variable que contribuye a explicar el precio de oferta de vivienda nueva. De otra parte, algunos autores argumentan que el precio del suelo debe incluirse separadamente de los demás costos de los insumos en construcción, ya que éste es el más relevante para la determinación del precio (Amézquita y Sánchez, 2012; Jaramillo, 2006). Por lo demás, Lyons (2018) encuentra evidencia de que, adicional al costo, las condiciones de crédito son fundamentales para determinar los niveles de equilibrio de las variables específicas del mercado de la vivienda (precio y cantidad) en el caso de Irlanda.

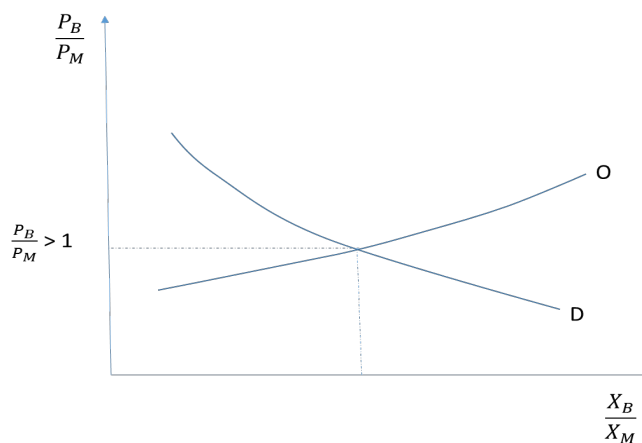
De acuerdo con la evidencia ofrecida por Glaeser y Gyourko (2005), los niveles de población de una ciudad presentan una relación positiva con el precio de la vivienda nueva; con todo, los choques positivos de población generan aumentos más que proporcionales de los precios de la vivienda, y los choques negativos disminuyen los precios de la vivienda proporcionalmente más de lo que disminuye la población; además, un choque de demanda negativo disminuye los precios de la vivienda en una alta proporción, mientras que la cantidad demanda sí disminuye, pero muy poco, dado que se trata de un bien duradero y cuya oferta es, en el corto plazo es casi o totalmente inelástica.

## II. Hipótesis

Nuestro punto de partida es suponer que la relación entre el precio promedio de la vivienda en Bogotá y el correspondiente a Medellín se determina por la confrontación entre factores relativos de demanda y oferta de vivienda (Bogotá *versus* Medellín). Todo esto supone que para los eventuales demandantes u oferentes de vivienda hay sustituibilidad (imperfecta y en el margen, claro está) entre viviendas en Bogotá y en Medellín. Los gráficos 2, 3 y 4 ilustran nuestro conjunto de hipótesis<sup>1</sup>.

Gráfico 2

La determinación de la relación de precios de la vivienda: Bogotá *versus* Medellín



O: relación entre el costo marginal de ofrecer (y producir) vivienda en Bogotá y el correspondiente a Medellín.

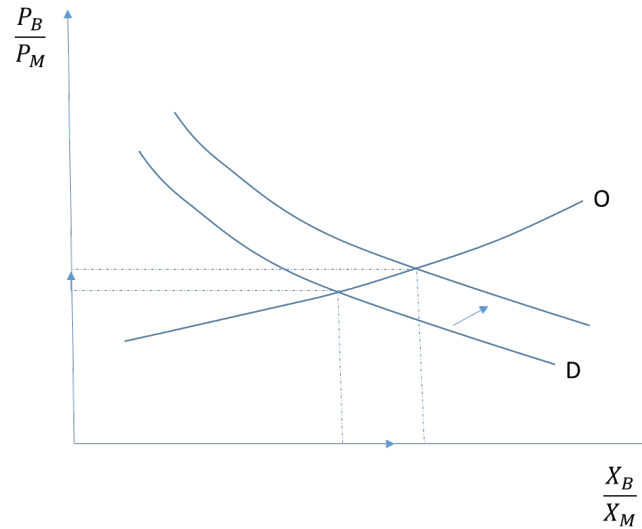
D: relación entre cantidad demandada de vivienda en Bogotá y la correspondiente a Medellín.

Fuente: elaboración propia

<sup>1</sup> Glaeser y Gyourko (2005) utilizan un diagrama de oferta y demanda (similar al Gráfico 2) pero con niveles absolutos de precio y cantidad.

Gráfico 3

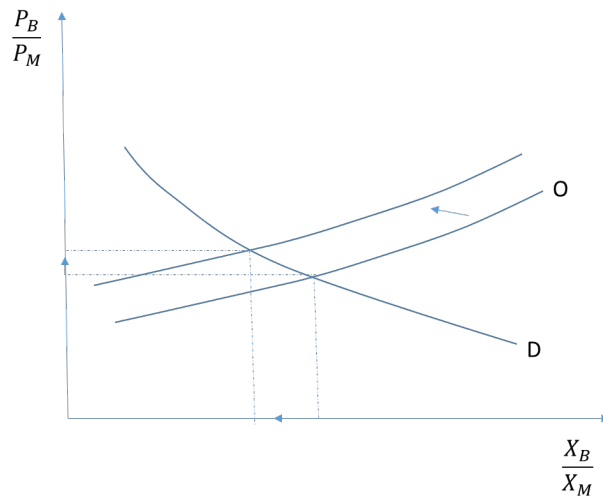
Si los desplazamientos de la función D son dominantes, se debe observar una correlación positiva entre la relación de precios y la relación de cantidades transadas



Fuente: elaboración propia

Gráfico 4

Si los desplazamientos de la función de oferta relativa son dominantes, se debe esperar una correlación negativa entre la relación de precios y la relación de cantidades transadas

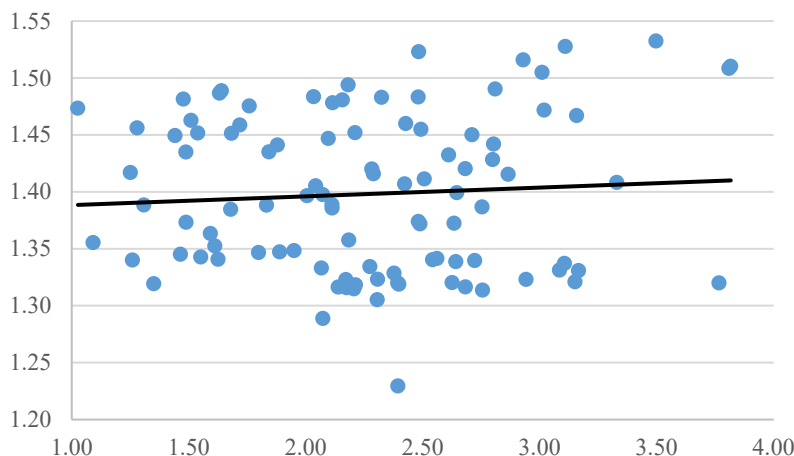


Fuente: elaboración propia

La evidencia empírica (referida a precios y cantidades vendidas, ver Gráfico 5) ofrece apoyo a dos hipótesis nuestras: 1. la curva de oferta que se muestra en los gráficos previos (definida como la relación de costos marginales entre Bogotá y Medellín) es de pendiente positiva en el plano precios relativos-cantidades relativas, y 2. son dominantes los desplazamientos de la curva de demanda comparados con los desplazamientos de la de oferta.

Gráfico 5

Precios relativos de Bogotá *versus* Medellín y cantidades vendidas relativas de vivienda nueva



Nota: Precios en eje vertical, cantidades en eje horizontal.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Galería Inmobiliaria*.

¿Qué podría explicar la pendiente positiva de la curva de oferta? A nuestro juicio, pueden ser muchos los factores que contribuyen a esto, pero nos atrevemos a conjeturar que el mayor tamaño del área urbana de Bogotá, los consiguientes mayores costos de transporte, y las diferencias en las condiciones geológicas y en los costos de abastecer con servicios públicos domiciliarios a las nuevas viviendas son algunos de los principales factores al respecto.

De otra parte, tres factores que probablemente han sido de la mayor importancia en los desplazamientos a la derecha de la curva de demanda relativa son el mayor ingreso de los hogares bogotanos, el mayor crecimiento poblacional de Bogotá (Gráfico 6) y los rezagos en los incrementos de la tarifa efectiva del impuesto predial de Bogotá comparado con el de Medellín.

Basándonos en lo anterior se puede postular lo siguiente: los mayores flujos migratorios hacia Bogotá desde mediados de los años 50 del pasado siglo, jalonados por expectativas de mejores (y más probables) ingresos laborales, y los mayores ingresos (Gráfico 7) (confirmando las expectativas de los inmigrantes) derivados del dinamismo de las actividades industriales, comerciales y financieras de Bogotá, comparado con el mostrado por Medellín, son factores que han contribuido de manera sustancial al mayor precio de la vivienda en Bogotá con respecto al precio de esta en Medellín, dada una función de costos marginales relativos que ha sido, y sigue siendo, de pendiente positiva con respecto a los incrementos marginales de la relación entre unidades de vivienda construidas en Bogotá y en Medellín. A nuestro juicio, el precio de la tierra en Bogotá es mayor que en Medellín como

resultado de los mismos factores que han generado el mayor precio relativo de la vivienda allí.<sup>2</sup>

### III. Metodología y datos

En términos formales nuestro modelo hipotético es el siguiente:

*Curva de oferta:*

$$O_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_t + \varepsilon_t^O; \gamma_1 > 0 \quad (1)$$

$\varepsilon_t^O$ : choque aleatorio de oferta

*Curva de demanda:*

$$D_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \beta_2 E_t[\pi_{t+1}] + \beta_3 \eta_t + \beta_4 y_t + \beta_5 \theta_t + \beta_6 \varphi_{t-1} + \varepsilon_t^D; \beta_i (i = 2, \dots, 6) > 0; \beta_1 < 0 \quad (2)$$

$\varepsilon_t^D$ : choque aleatorio de demanda

Siendo

$$O = \frac{\text{Oferta}_B}{\text{Oferta}_M}; D = \frac{\text{Demanda}_B}{\text{Demanda}_M}; \pi_t = \frac{\text{Precio}_B}{\text{Precio}_M}; \eta_t = \frac{\text{Poblacion}_B}{\text{Poblacion}_M}; y_t = \frac{\text{Ingreso promedio flia B}}{\text{Ingreso promedio flia M}};$$

$$; \theta_t = \frac{\text{Tasa ocup B}}{\text{Tasa ocup M}} \varphi = \frac{\text{Cartera B}}{\text{Cartera M}}$$

Hipótesis de expectativas (adaptativas):

$$E_t[\pi_{t+1}] = \sum_{i=1}^J \lambda_i \pi_{t-1} + \varepsilon_t^E; \sum_{i=1}^J \lambda_i = 1 \quad (3)$$

Siendo:  $O, D, \pi_t, \eta_t, y_t, \theta_t, \varphi$  = las relaciones entre cantidades ofrecidas y cantidades demandadas, el precio, la población, el ingreso real promedio de los hogares, la tasa bruta de ocupación y la cartera (deuda hipotecaria) por familia, respectivamente.  $B$  (Bogotá),  $M$  (Medellín).

*Equilibrio:  $O = D$ :*

$$\gamma_0 + \gamma_1 \pi_t + \varepsilon_t^O = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \beta_2 E_t[\pi_{t+1}] + \beta_3 \eta_t + \beta_4 y_t + \beta_5 \theta_t + \beta_6 \varphi_{t-1} + \varepsilon_t^D \quad (4)$$

*Remplazando (3) en (4)*

---

<sup>2</sup> Esta es una aplicación de la hipótesis clásica de la determinación del precio de la tierra por la capitalización de las rentas del suelo. Por lo demás, si el precio promedio de la vivienda bogotana no es aún mucho mayor, en términos relativos, que el correspondiente a Medellín, esto probablemente se deba, en alto grado, al hecho de que la gran expansión poblacional de Bogotá ha conducido, dada la lentitud y poca eficiencia de las autoridades de la capital, a crecientes dificultades y costos individuales de la movilización. De lo contrario, esto es, si Bogotá ya tuviese en operación un sistema de transporte masivo de alta eficiencia (un "metro"), estaríamos observando, ahora, a nuestro juicio, unos precios de la vivienda en Bogotá aún mucho mayores que los registrados hasta ahora (suponiendo que el costo del metro sólo se verá parcialmente reflejado en mayores tarifas del impuesto predial a viviendas).

$$\begin{aligned} \gamma_0 + \gamma_1 \pi_t + \varepsilon_t^O &= \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \beta_2 \left[ \sum_{i=1}^J \lambda_i \pi_{t-i} \right] + \beta_2 \varepsilon_t^E + \beta_3 \eta_t + \beta_4 y_t + \beta_5 \theta_t + \beta_6 \varphi_{t-1} \\ &\quad + \varepsilon_t^D \\ \gamma_1 \pi_t - \beta_1 \pi_t &= \beta_0 - \gamma_0 + \beta_2 \left[ \sum_{i=1}^J \lambda_i \pi_{t-i} \right] + \beta_3 \eta_t + \beta_4 y_t + \beta_5 \theta_t + \beta_6 \varphi_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_t^E + \varepsilon_t^D \\ &\quad - \varepsilon_t^O \\ \pi_t (\gamma_1 - \beta_1) &= \beta_0 - \gamma_0 + \beta_2 \left[ \sum_{i=1}^J \lambda_i \pi_{t-i} \right] + \beta_3 \eta_t + \beta_4 y_t + \beta_5 \theta_t + \beta_6 \varphi_{t-1} + \mu_t \end{aligned}$$

*Siendo*

$$\mu_t = \beta_2 \varepsilon_t^E + \varepsilon_t^D - \varepsilon_t^O$$

*Así:*

$$\begin{aligned} \pi_t &= \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\gamma_1 - \beta_1} + \frac{\beta_2}{\gamma_1 - \beta_1} \left[ \sum_{i=1}^J \lambda_i \pi_{t-i} \right] + \frac{\beta_3}{\gamma_1 - \beta_1} \eta_t + \frac{\beta_4}{\gamma_1 - \beta_1} y_t + \frac{\beta_5}{\gamma_1 - \beta_1} \theta_t \\ &\quad + \frac{\beta_6}{\gamma_1 - \beta_1} \varphi_{t-1} + \Omega_t \end{aligned}$$

*Siendo*

$$\Omega_t = \frac{\mu_t}{\gamma_1 - \beta_1}$$

Se espera que  $E_t[\Omega_{t+1}]$  sea diferente de 0, pero  $\sigma_{\Omega_{t+1}}^2$  puede no ser constante en el tiempo dado que  $\Omega_t$  recoge tres choques: dos choques aleatorios ( $\varepsilon_t^E, \varepsilon_t^O$ ), y uno que no lo es ( $\varepsilon_t^D$ ).

Por tanto, la forma resumida del modelo, que será la base de nuestras estimaciones, está representada por (5):

$$\begin{aligned} \pi_t &= a_0 + a_1 \pi_{t-1} + a_2 \pi_{t-2} + \dots + a_j \pi_{t-j} + a_{j+1} \eta_t + a_{j+2} y_t + a_{j+3} \theta_t + a_{j+4} \varphi_{t-1} \\ &\quad + \Omega_t \quad (5) \end{aligned}$$

*Siendo*

$$\begin{aligned} a_0 &= \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\gamma_1 - \beta_1} \neq 0 \\ a_1 &= \frac{\beta_2}{\gamma_1 - \beta_1} \lambda_1 > 0 \end{aligned}$$

$$a_2 = \frac{\beta_3}{\gamma_1 - \beta_1} \lambda_2 > 0$$

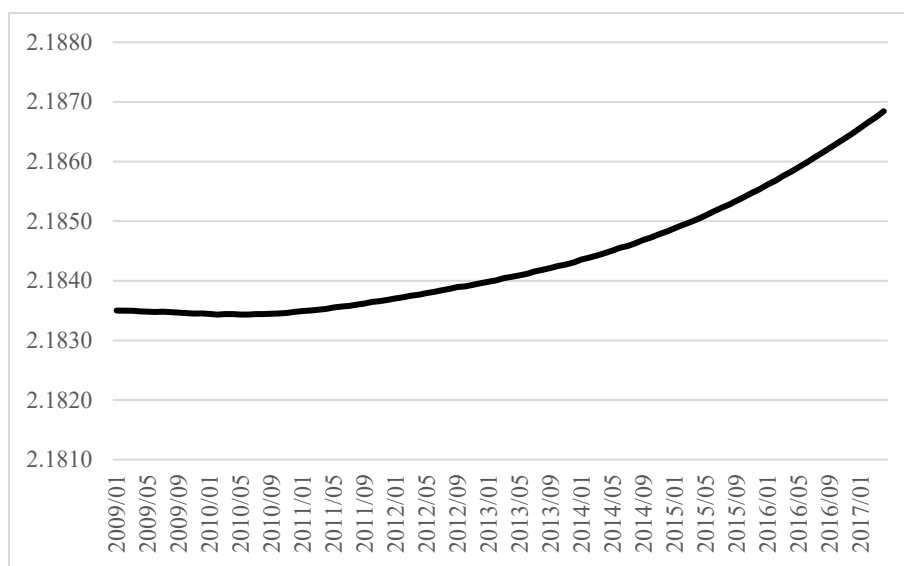
$$a_{j+1} = \frac{\beta_3}{\gamma_1 - \beta_1} > 0; a_{j+2} > 0; a_{j+3} > 0; a_{j+4} > 0$$

Todas las variables se miden por los logaritmos naturales de las variables originales.

Nuestro conjunto de datos se resume en los gráficos 5, 6, 7, 8, 9, y 10. La hipótesis 5, con los datos disponibles, fue puesta a prueba con diversos ejercicios econométricos.

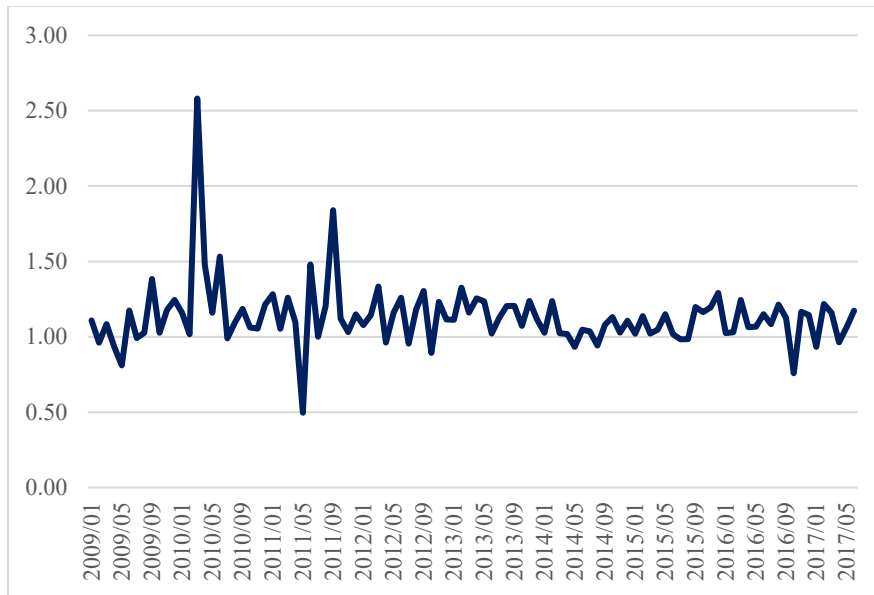
Gráfico 6

Crecimiento de la población relativa: Bogotá *versus* Medellín



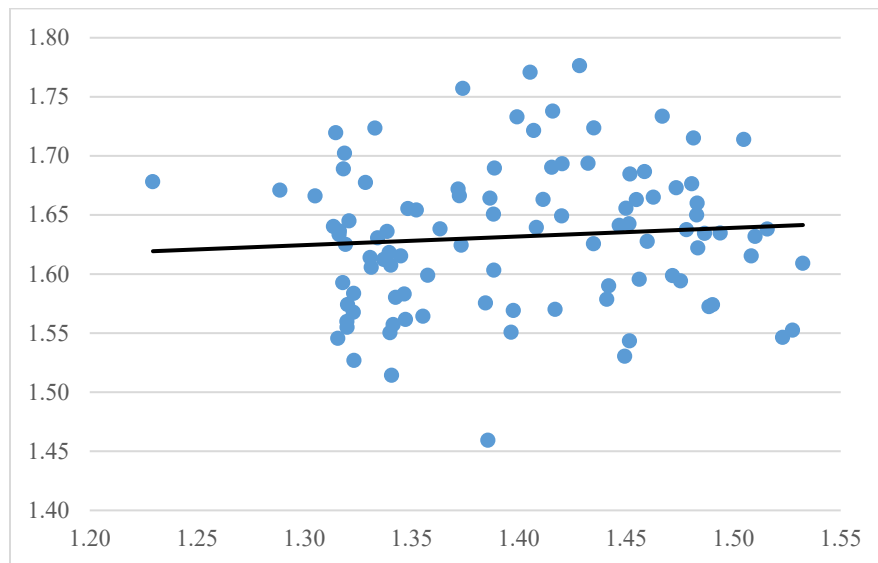
Fuente: DANE.

Gráfico 7

Ingresos relativos medios por hogar: Bogotá *versus* Medellín

Fuente: elaboración propia a partir de Galería inmobiliaria y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Gráfico 8

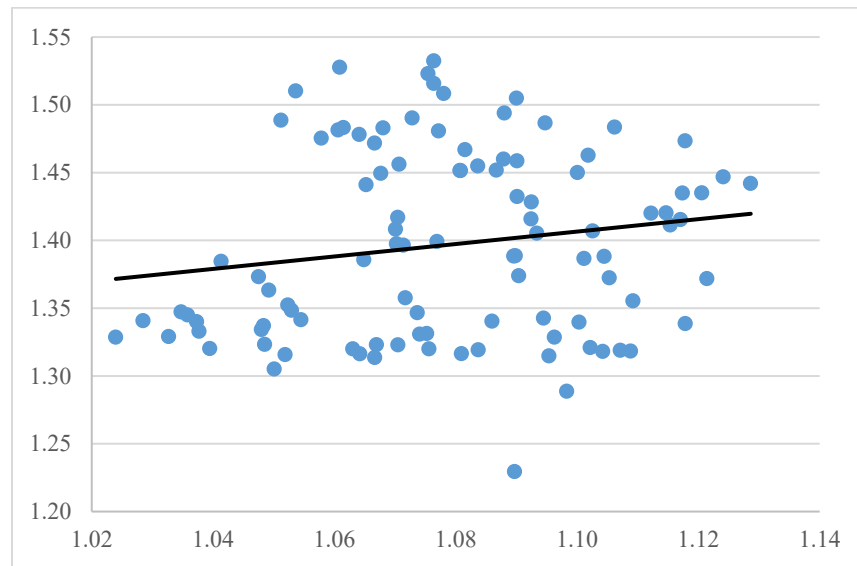
Precios relativos de Bogotá *versus* Medellín y Cartera (saldos de crédito hipotecario) por hogar

Nota: Precios en eje vertical, cartera por hogar en eje horizontal.

Fuente: elaboración propia a partir de Galería inmobiliaria y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Gráfico 9

Precios relativos de Bogotá *versus* Medellín y tasa de ocupación bruta en Bogotá *versus* Medellín

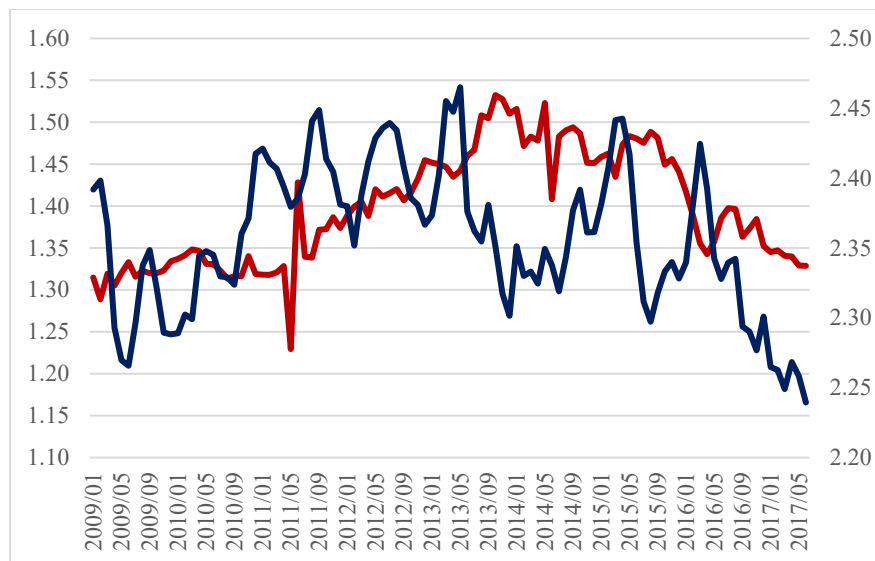


Nota: Precios en eje vertical, tasa de ocupación bruta en eje horizontal.

Fuente: elaboración propia a partir de Galería inmobiliaria y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Gráfico 10

Precios relativos de Bogotá *versus* Medellín y la tasa de ocupación bruta en niveles

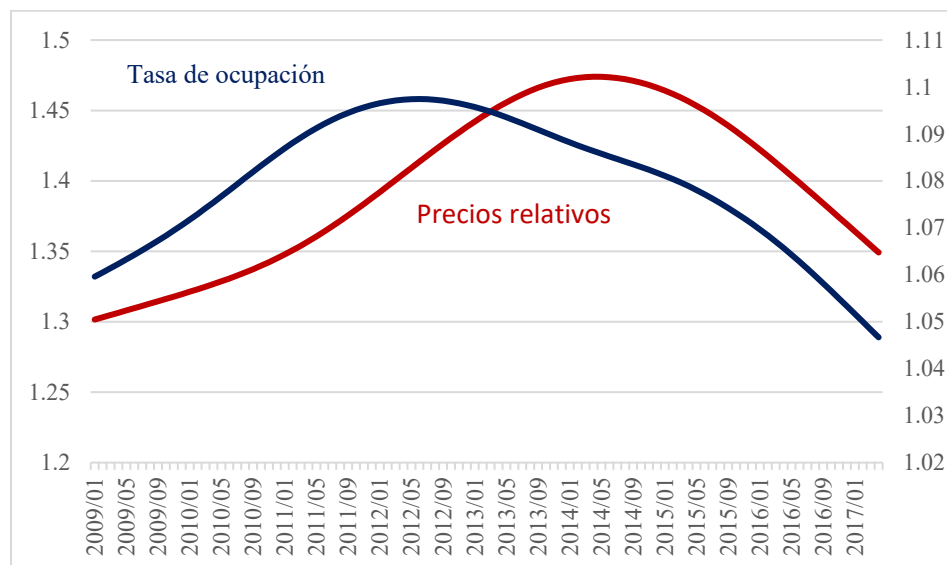


Nota: El eje izquierdo mide la relación del precio y el derecho la de la tasa de ocupación.

Fuente: elaboración propia a partir de Galería inmobiliaria y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Gráfico 11

Tendencias de los precios relativos de Bogotá *versus* Medellín y la tasa de ocupación bruta  
Componentes permanentes



Nota: El eje izquierdo mide la tendencia de los precios y el derecho la tendencia de la tasa de ocupación.  
Tendencias obtenidas con el filtro Hodrick-Prescott.

Fuente: elaboración propia a partir de Galería inmobiliaria y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

#### IV. Resultados y análisis

Las estimaciones se realizaron por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y por máxima verosimilitud (modelo denominado “Vector de Corrección de Error”, VEC). Sus resultados se presentan en la Tabla 1. Previa a la estimación del VEC, se hizo un ejercicio de raíces unitarias por medio de las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (DFA) y de Phillips-Perron (PP), encontrando que la relación del precio promedio de la vivienda entre Bogotá y Medellín ( $\frac{Precio_B}{Precio_M} t$ ), la relación de la tasa de ocupación bruta ( $ROcupB/M$ ) y la relación de la población ( $RPobB/M$ ), son integradas de orden uno,  $I(1)$ , mientras que la relación del ingreso ( $RIngB/M$ ) y de la cartera rezagada un periodo ( $RCartB/M_{t-1}$ ) son integradas de orden cero -  $I(0)$ . La razón económica para justificar la cointegración de las tres variables  $I(1)$ , y así corroborar el efecto permanente en el tiempo, es que en la medida en que crezca la relación de la tasa bruta de ocupación aumenta la relación de la demanda de vivienda y, esto se traduce en una mayor relación de los precios, como se puede observar en el Gráfico 11. Esto, a su vez, implica un efecto simétrico (también cierto en sentido contrario): al caer la demanda relativa, la relación de precios cae.

Tabla 1. Resultados estimaciones por MCO y VEC

Variable dependiente: $\frac{Precio_B}{Precio_M} t$	MCO (1)	VEC Todas las variables (2)	VEC Sin Población (3)
		Largo plazo	
<i>ROcupB/M</i>	-0,0903 (0,1038)	-6,9146 (1,6151)***	4,2261 (0,9546)***
<i>RPobB/M</i>	-3,0303 (5,3258)	-1501,17 (282,55)***	
<i>Constante</i>	2,3162 (4,1657)	1173,78	0,0129
		Corto plazo (Cambio en la relación de precios)	
<i>RPrecioB/M<sub>t-1</sub></i>	0,3407 (0,0981)***	-0.6024 (0.1027)***	-0.6083 (0.0888)***
<i>RPrecioB/M<sub>t-2</sub></i>	0,4401 (0,0944)***	-0.2482 (0.1148)***	-0.2692 (0.1028)***
<i>RPrecioB/M<sub>t-3</sub></i>	0.1748 (0,0982)***	-0.0702 (0.0925)***	-0.0731 (0.0839)***
<i>ROcupB/M<sub>t-1</sub></i>		-0.4536 (0.1694)***	-0.5980 (0.1694)***
<i>ROcupB/M<sub>t-2</sub></i>		-0.1733 (0.1829)***	-0.4548 (0.1694)***
<i>ROcupB/M<sub>t-3</sub></i>		-0.0019 (0.0925)***	-0.3007 (0.1694)***
<i>RPobB/M<sub>t-1</sub></i>		369.10 (660.20)***	
<i>RPobB/M<sub>t-2</sub></i>		-639.17 (656.95)***	
<i>RPobB/M<sub>t-3</sub></i>		17.49 (656.42)***	
<i>RIngB/M</i>	0,0363 (0,0116)***	0,0248 (0,0081)***	0,0210 (0,0076)***
<i>RCartB/M<sub>t-1</sub></i>	0,1426 (0,0622)***	0,0263 (0,0431)***	0,0225 (0,0398)***
<i>Dummy</i>		-0,0614 (0,0184)***	-0,0746 (0,0173)***
<i>Error Ecuación Coint.</i>		-0.0026 (0.0211)***	-0.0980 (0.0219)***

\* p<0,05, \*\* p<0,01, \*\*\* p<0,001. El p-valor está en paréntesis. El orden de rezagos del VEC fue óptimo de acuerdo con los criterios de Hannan-Quinn y Schwarz.

Fuente: elaboración propia

Los resultados de la estimación por MCO no arrojan los signos esperados; probablemente como efecto de que son ineficientes y sesgados los coeficientes estimados en vista de que los órdenes de integración de las variables son diferentes.

Por tanto, para efectos del análisis nos concentramos en los resultados obtenidos por el VEC sin incluir la relación de la población entre Bogotá y Medellín, pues como se puede observar en el Grafico 6 es una proyección realizada por el DANE y, probablemente por ello, los resultados resultan absurdos cuando esta se incluye (ver columnas 4 y 5 de la Tabla 1).

Como se dijo antes, una de las variables que explica el mayor precio relativo de la vivienda de Bogotá frente a Medellín es la relación entre las tasas de ocupación, pues en el largo plazo el coeficiente para esta variable no solamente es estadísticamente significativo, sino que presenta el signo esperado de acuerdo con la teoría económica (ver columna 5, tabla 1). Según estos resultados, un aumento de 1% de la relación entre las tasas de ocupación de Bogotá y Medellín aumentaría en 4%, aproximadamente, la relación de precios de la vivienda (Bogotá *versus* Medellín), permaneciendo constante la relación de ingresos.

En la parte de la estimación del VEC referida a la corrección de error (el ajuste de corto plazo) no solo los rezagos de la relación de precios de la vivienda y de la relación de la tasa de ocupación son estadísticamente significativos sino que además variables como la relación del ingreso promedio de los hogares y la relación de la cartera hipotecaria rezagada un periodo presentan significancia estadística. La variable “*Dummy*” es dicótoma y solo toma el valor 1 en mayo de 2011 en vista del valor atípico que toma la relación de ingresos en tal momento, su coeficiente resultó estadísticamente significativo.

Desafortunadamente no pudimos conseguir información para construir la serie de tiempo para la variable relacionada con la relación de la tarifa del impuesto predial de viviendas entre las dos ciudades objeto de estudio para incluirla en la estimación del modelo, pero cuando se observan los datos puntuales para el año 2017 la tarifa promedio para el estrato 4 para Medellín ascendió a \$10,78 por mil (Concejo del Municipio de Medellín, 2017), mientras para Bogotá fue de 7,51 por mil (Concejo de Bogotá, D.C., 2016). Es probable que si hubiésemos obtenido datos para series completas a través del tiempo, los resultados econométricos habrían variado en alguna medida y en favor de la hipótesis de que las tarifas tienen un efecto negativo sobre los precios, permaneciendo otros factores constantes.

## **V. Conclusiones**

Esta investigación utiliza un modelo de oferta y demanda para responder a la pregunta por qué el precio de la vivienda nueva es mayor en Bogotá que en Medellín?. Por medio de una estimación por máxima verosimilitud (Vector de Corrección de Error - VEC), los resultados muestran evidencia, que en el largo plazo existe un efecto permanente en el tiempo de la relación de tasa bruta de ocupación para explicar la mayor relación de los precios relativos entre estas dos ciudades con un signo acorde a los lineamientos de la teoría económica.

Además, en el ajuste de corto plazo, no solo los rezagos de la relación de precios de la vivienda y de la relación de la tasa de ocupación son estadísticamente significativos, sino que variables como la relación del ingreso promedio de los hogares y la relación de la cartera hipotecaria rezagada un periodo presentan significancia estadística.

## Referencias

Agnello, L., y Schuknecht, L. (2011). Booms and busts in housing markets: Determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 171–190. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2011.04.001>

Amézquita, L. y Sánchez M.P. (2012). Determinantes del precio de la vivienda en Bogotá. Recuperado de <http://www.lasalle.edu.co/wps/wcm/connect/61bbb411-9d41-44e5-97bf-8a52cc1a5c6f/Sanchez+-+Amezquita.pdf?MOD=AJPERES&download>

Aristizábal, M. y Vargas, D. (2009). *Los determinantes de la demanda de vivienda nueva (no vis) en Colombia periodo 1998-2008*. Tesis pregrado en Economía. Universidad EAFIT. Recuperado de <http://biblioteca.versila.com/?q=oferta+y+demanda+de+vivienda+en+colombia>

Bonilla, D. H. (2010). *Determinantes del precio de las viviendas: un Análisis econométrico para Colombia*. Proyecto de grado, Universidad Industrial de Santander, Escuela de Economía, Bucaramanga.

Chow, G. y Niu, L. (2015). Housing price in Urban China as determined by demand and supply. *Pacific Economic Review*, 20(1), 1-16. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12080>

Chuanchan, Z., Jia, S., y Yang, R. (2016). Housing affordability and housing vacancy in China: The role of income inequality. *Journal of Housing Economics*, 33(C), 4-14. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2016.05.005>

Clavijo, S., Janna, M. y Muñoz, M. (2004). La vivienda en Colombia: sus determinantes socio-económicos y financieros. *Borradores de Economía*, 300. Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra300.pdf>

Concejo de Bogotá, D.C. (2016). Acuerdo No. 648 de 2016. Por medio del cual se simplifica el sistema tributario distrital y se dictan otras disposiciones. Recuperado de: <http://www.shd.gov.co/shd/sites/default/files/files/comunicaciones/acuerdo%20648.pdf>

Concejo del Municipio de Medellín (2017). Gaceta oficial N. 4486. Acuerdo 066 de 2017. Por medio del cual se expide la normativa sustantiva aplicable a los tributos vigentes en el Municipio de Medellín. Recuperado de: <https://www.medellin.gov.co/irj/go/km/docs/pccdesign/medellin/Temas/Hacienda/Normas/Shared%20Content/Documentos/2017/Acuerdo066de2017-Medellin.pdf>

Englund, P. y Ioannides, Y.M. (1997). House price dynamics: an international empirical perspective. *Journal of Housing Economics*, 6, 119–136. <https://doi.org/10.1006/jhec.1997.0210>

García-Rendón, J., Díaz, S., Upegui, J. C., y Velásquez, H. (2019). Determinantes del precio de la vivienda nueva en Medellín: un modelo estructural. *Cuadernos de Economía*, 38(76), 109-136. doi:10.15446/cuad.econ.v38n76.57032

García, J. J., Cossio, D. y Mesa, R. (2018). Efectos del canal del crédito sobre el precio de la vivienda nueva en Medellín - Colombia. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 26 104-127.

Glaeser, E. y Gyourko, J. (2005). Urban Decline and Durable Housing. *Journal of Political Economy*, 113(2), 345–375.

Grum, B., y Govekar, D. K. (2016). Influence of Macroeconomic Factors on Prices of Real Estate in Various Cultural Environments: Case of Slovenia, Greece, France, Poland and Norway. *Procedia Economics and Finance*, 39, 597–604. doi.org/10.1016/S2212-5671(16)30304-5

Jaramillo, S. (2006). *Precios inmobiliarios y método residual de estimación del precio del suelo*. Documento CEDE 2006 – 41. Universidad de los Andes. Recuperado de [https://economia.uniandes.edu.co/components/com\\_booklibrary/ebooks/d2006-41.pdf](https://economia.uniandes.edu.co/components/com_booklibrary/ebooks/d2006-41.pdf)

Kasparova, D., y White, M. (2001). The responsiveness of house prices to macroeconomic forces: a cross-country comparison. *European Journal of Housing policy*, 1(3), 385–416. doi: 10.1080/14616710110091561

Kenny, G. (1999). Modelling the demand and supply sides of the housing market: evidence from Ireland. *Economic Modelling*, 16(3), 389–409. [https://doi.org/10.1016/S0264-9993\(99\)00007-3](https://doi.org/10.1016/S0264-9993(99)00007-3)

Kennedy, N., y Andersen, P. (1994). Housing saving and the real house prices: an international prospective. BIS Working Paper, n. 20, January. Recuperado de <http://www.bis.org/publ/work20.pdf>

Lyons, R. (2018). Credit conditions and the housing price ratio: Evidence from Ireland's boom and bust. *Journal of Housing Economics*, 42, 84–96. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2018.05.002>

Mühleisen, M. and Kaufman, M. (2003). Are U.S. house prices overvalued? en United States, Selected Issues. IMF Staff Country Report No. 03/245. Washington, D.C.

Peña, M.A., Ruiz, V., y García, D. (2004). Análisis de los factores determinantes del precio del activo vivienda. *Análisis financiero*, 1–11. Recuperado de [https://addi.ehu.es/bitstream/10810/9100/1/Pe%C3%B1a-Ruiz-Garc%C3%ADa\\_An%C3%A1lisis%20de%20los%20factores%20determinantes.pdf](https://addi.ehu.es/bitstream/10810/9100/1/Pe%C3%B1a-Ruiz-Garc%C3%ADa_An%C3%A1lisis%20de%20los%20factores%20determinantes.pdf)

Reed, R. R., y Ume, E. S. (2016). Housing and unemployment: The search for the “American Dream”. *Journal of Macroeconomics*, 48, 72-86. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2016.01.001>

Rosenthal, S. y Strange, W. (2001). The determinants of agglomeration. *Journal of Urban Economics*, 50(2) 191–229. <https://doi.org/10.1006/juec.2001.2230>

Salazar, N., Steiner, R., Becerra, A., y Ramírez, J. (2013). Los efectos del precio del suelo sobre el precio de la vivienda para Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 31(70), 17–66.

Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/espe/v31nspe70/v31n70a2.pdf>

Wang, Z., y Zhang, Q. (2014). Fundamental factors in the housing markets of China. *Journal of Housing Economics*, 25, 53–61. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2014.04.001>

Zhang, H., Li, L., Hui, E., y Li, V. (2016). Comparisons of the relations between housing prices and the macroeconomy in China’s first-, second- and third-tier cities. *Journal Habitat International*, 57, 24–42. [doi.org/10.1016/j.habitatint.2016.06.008](https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2016.06.008)