

Índice de precios espacial para la vivienda urbana en Colombia: una aplicación con métodos de emparejamiento*

Recibido: Octubre, 2012 – Aceptado: Enero, 2013

Luis Galvis[†]

Banco de la República, Cartagena.

Bladimir Carrillo[‡]

Banco de la República, Cartagena.

Resumen

La formulación de un índice que cuantifique los diferenciales de precios de vivienda entre regiones es relevante para aspectos económicos tales como la asignación del gasto social habitacional. Desafortunadamente, en el contexto colombiano son escasos los estudios que se trazan tal objetivo. Este documento se propone llenar vacíos en ese sentido. Para este efecto se emplea el método de emparejamiento PSM (Propensity Score Matching), con el que se busca establecer comparaciones más homogéneas entre los inmuebles de cada ciudad al evaluar el diferencial de precios. Se realizan dos ejercicios adicionales, que consisten en: (i) comparar las viviendas según rangos de precios (bajo, medio y alto) entre las ciudades, empleando regresiones hedónicas por cuantiles, y (ii) examinar cómo cambia la diferencia promedio de precios cuando varía la canasta de características de la unidad habitacional. Entre los principales resultados se encuentra que Bogotá tiene el precio más alto de vivienda estándar, seguida de Cartagena y Villavicencio. En términos prácticos, las brechas de precios halladas son importantes y alcanzan cifras cercanas al 30%. Dichas brechas no son homogéneas entre diferentes clases de vivienda estándar, ni entre rangos del precio.

Clasificación JEL: C43, O18, R21, C21.

Palabras clave: Regresión por cuantiles, índice de precios hedónicos de Fisher.

*Se agradecen los comentarios de Adolfo Meisel, Karina Acosta, Karelys Guzmán, Andrea Otero, Andrés Sánchez, Gerson Pérez, Leonardo Bonilla y Mónica Gómez.

[†]Autor para correspondencia. Investigador del Centro de Estudios Económicos Regionales –CEER–, Banco de la República, sucursal Cartagena. Correo electrónico: lgalviap@banrep.gov.co

[‡]Asistente de investigación del Centro de Estudios Económicos Regionales –CEER–, Banco de la República, sucursal Cartagena. Correo electrónico: blacaber8@hotmail.com

A spatial Price Index for Urban Housing in Colombia: a Matching Approach

Abstract

The formulation of an index number which allows spatial comparison of housing prices is of major relevance for economic policies related to the expenditure assigned to social housing. This study aims to compute a spatial price index for urban housing in the main Colombian cities, using the Propensity Score Matching (PSM) method. With this econometric strategy we seek the comparison of each city's estate within a homogeneous framework, assessing the price differential by using quantile hedonic regressions. Two additional applications are conducted: (i) housing comparison according to the price range (low, medium, high), (ii) examination of the average price differential change when the characteristics of the dwelling unit vary. Results indicate that Bogota has the highest housing price, followed by Cartagena and Villavicencio. Additionally, the housing price differentials across cities are sizeable and reach nearly 30%. Said differentials vary according to the type of standard housing and price ranges.

JEL Classification: C43, O18, R21, C21.

Keywords: Hedonic - Fisher price index, propensity Score Matching.

1 Introducción

En Colombia, el rubro de vivienda ocupa un 30.1% del presupuesto de los consumidores, por encima de alimentos (28.2%), razón por la cual los precios de la vivienda representan un indicador clave en la decisión de donde se localizan las familias. Desafortunadamente en el contexto colombiano no existen índices que cuantifiquen los diferenciales de precios de vivienda entre regiones.

La construcción de índices espaciales de precios de vivienda es relevante para el diseño de la política pública. Por ejemplo, cuando los encargados de la política económica se proponen distribuir el gasto social habitacional, deben tener en cuenta que pueden existir diferenciales de precios. No hacerlo puede resultar en una distribución ineficiente de recursos que beneficiaría, en mayor medida, a las áreas más baratas en relación con las más costosas. Sin duda, este debe ser un tema pertinente en la agenda política de Colombia, pues el gobierno se ha propuesto el aumento de la cobertura de vivienda digna en las principales ciudades como una estrategia para impulsar la economía; tal es el caso del proyecto que busca construir 100,000 viviendas de interés prioritario.¹ Una política como la anterior debe tener en cuenta que Colombia es un país con amplias desigualdades económicas (Bonilla, 2011) y se espera que el precio de una vivienda tipo –definida como aquella que posee las características más comunes o estándar– no sea la excepción a dichas circunstancias. Esta asimetría de precios debe analizarse no solo a nivel promedio, sino también a lo largo de la distribución y según tipos de vivienda.

Este documento aporta elementos a la discusión analizando los diferenciales de precios en la vivienda para trece ciudades de Colombia. El documento tiene dos objetivos; el primero es cuantificar la diferencia promedio de precios de vivienda entre las trece ciudades o áreas metropolitanas, controlando por la influencia de factores, como la heterogeneidad en los atributos del inmueble; el segundo es evaluar estos diferenciales de precios de acuerdo a la distribución total del precio de la vivienda. Para cumplir con estos propósitos se emplea el método de emparejamiento PSM (por las iniciales del término en inglés, Propensity Score Matching). El objetivo puntual de esta estrategia es condensar el diferencial de precios en un número índice, tomando como ciudad de comparación a Bogotá. Esta ciudad se escoge como base principalmente con el objetivo de alcanzar mayor riqueza en el análisis, debido a que tiene el mayor número de habitantes y a su vez, mayor variabilidad en los precios y tipos de vivienda. Esto garantiza una mayor tasa de emparejamiento y, por tanto, más precisión en el cálculo de los índices.

Entre los principales resultados se encuentra que Bogotá tiene el precio más alto de vivienda estándar, seguida de Cartagena, Villavicencio, Cúcuta y

¹Véase la Ley 1537 de 2012.

Bucaramanga. Las brechas de precios son amplias en términos prácticos y no son homogéneas entre las diferentes clases de vivienda tipo, ni por rangos de precios. La ciudad con el menor nivel de precios es Manizales. En esencia, si una vivienda tipo promedio pudiera pasar de estar ubicada en esta capital a localizarse en Bogotá, su precio se incrementaría en una cifra cercana al 30%. O lo que es lo mismo, tener una vivienda en Manizales costaría 300,000 pesos menos por cada millón en su valor que una vivienda con las mismas características ubicada en Bogotá.

La siguiente sección de este artículo hace una breve revisión de la literatura relacionada con el diseño de índices de precios de vivienda a nivel geográfico. La tercera sección describe la estrategia metodológica empleada para el cálculo de los índices de precios. La cuarta sección muestra las estadísticas descriptivas. La quinta sección presenta los resultados del índice. La sexta sección concluye con una discusión de los resultados y sus implicaciones.

2 Revisión de la literatura

Cuantificar la diferencia de precios de las viviendas no es una tarea sencilla, dada la heterogeneidad que reviste dicho bien. Para realizar comparaciones entre ciudades usando, por ejemplo, el promedio como un indicador, es necesario que las unidades sean idénticas en sus características. En esencia, no es lo mismo comparar dos apartamentos de una habitación, que comparar uno de estos con una casa de dos o más habitaciones, pues claramente no se trata de los mismos bienes. En la medida en que se ignore esta clase de heterogeneidad, se puede dar una visión sesgada de la variación de precios que puede ser causada por la ubicación de la vivienda entre ciudades o regiones. Para sortear esta situación se emplean regresiones hedónicas, cuyos fundamentos teóricos se basan en los planteamientos de Lancaster (1966) y Rosen (1974). Bajo el esquema del modelo hedónico, los individuos escogen una vivienda con base en el bienestar que esperan recibir de los atributos que la componen. Es decir, son los servicios del inmueble (en términos de dormitorios, baños, etc.) los que les reportan utilidad a los demandantes y no la vivienda en sí. Esto implica que para cada atributo existe un mercado que no es directamente observable, cuyos precios de equilibrio afectan positiva o negativamente el precio al cual es transada la unidad habitacional. Así, la valoración de una cesta determinada de características constituye el precio representativo de la vivienda en un área geográfica dada.

El modelo hedónico contempla varios supuestos básicos, entre ellos la existencia de competencia perfecta y la invariabilidad, en términos de calidad y de los atributos que componen el bien heterogéneo. Formalmente, dado un vector de n atributos de la vivienda $Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$, el problema que enfrenta el individuo representativo es:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & U(x, z_1, z_2, \dots, z_n) \\ \text{s.a :} \quad & y = x + p(z) \end{aligned}$$

Donde x es la cantidad de bienes diferentes de vivienda, con precio numérico, mientras que el ingreso en unidades de x es representado por y . Por su parte, $p(z)$ es la función que relaciona el precio total de la vivienda con el precio de cada uno de sus atributos. La utilidad es estrictamente cóncava en el dominio de cada una de las variables de las que depende directamente. Siendo λ el precio sombra de la ecuación Lagrangiana, las condiciones de equilibrio establecen:

$$\frac{\partial U(x, z_1, z_2, \dots, z_n) / \partial z_i}{\lambda} = \partial p / \partial z_i \quad (1)$$

El lado izquierdo de 1 se interpreta como la disponibilidad marginal a pagar por el i -ésimo atributo y el lado derecho no es más que su precio implícito. Siempre y cuando se cumpla la existencia de equilibrio de mercado, la estrategia empírica para obtener el precio de una vivienda estándar consiste en estimar $p(z)$ y luego obtener $\partial p / \partial z_i$. Así, por ejemplo, para establecer comparaciones entre dos áreas geográficas se deben estimar dos ecuaciones hedónicas, una para cada lugar, y luego evaluar el costo de una canasta dada de servicios habitacionales en cada ecuación. Para ello, un aspecto que debe definirse es la forma funcional de $p(z)$, pues desde el punto de vista teórico no hay una alternativa específica. Algunos trabajos resuelven este problema usando criterios estadísticos, tales como regresiones del tipo Box-Cox (Fontenla y Gonzalez, 2009; Goodman, 1978); no obstante, en algunas ocasiones esto puede dificultar la interpretación de los parámetros estimados. En contraste, la especificación semi-log es más apropiada en términos de la facilidad de interpretación de los coeficientes, a la vez que también minimiza los problemas potenciales de heterocedasticidad (Malpezzi, 2008).

A pesar de que el modelo hedónico se ofrece como una herramienta para resolver el problema de la heterogeneidad en las características de la vivienda, este no garantiza que se comparen unidades idénticas. Para calcular el diferencial de precios en el espacio, lo ideal sería observar una misma vivienda en dos lugares al mismo tiempo. Es decir, ver cómo cambia la valoración de un inmueble si este pasa de estar ubicado en una ciudad a localizarse en otra, lo cual es imposible que se presente.² En respuesta a esta disyuntiva, Paredes y Aroca (2008) obtienen escenarios hipotéticos en los que se identifican viviendas idénticas en el espacio y se evalúa el diferencial de precios sobre estas. Para realizar la identificación de las unidades similares, emplean el algoritmo

²En el caso temporal es posible realizar un análisis comparando los mismos inmuebles, a través del procedimiento de ventas repetidas propuesto por Case y Shiller (1989), aunque tiene la desventaja de presentar un sesgo de selección, tal como lo reconoce la literatura.

de emparejamiento PSM. Los autores realizan una aplicación empírica para las regiones de Chile y encuentran diferencias considerables entre el índice basado en técnicas de pareo y el que solo usa regresiones. Posteriormente, Paredes (2011) realiza un ejercicio de robustez, encontrando que el estimador Mahalanobis con calibración en el puntaje es mejor que el algoritmo PSM para identificar viviendas “clones” en Chile.

En materia de política pública no solo importa saber la diferencia promedio por ciudad en el precio de vivienda, sino también cómo cambia la valoración de un inmueble tipo por grupos de familias entre ciudades. Esto es especialmente pertinente puesto que, en general, las asignaciones de recursos para financiar unidades habitacionales se realizan en función de las características socio-económicas de los hogares y, a su vez, estas determinan la demanda de servicios de vivienda (Zabel, 2004). Además, la experiencia internacional sugiere que la valoración de una determinada canasta de servicios de vivienda no es la misma entre grupos de hogares que provienen de estatus económicos diferentes (Bayer et al., 2004). Esto cuestiona el uso del método mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar ecuaciones hedónicas, pues este asume que en equilibrio la valoración de todos los consumidores es igual. Para tener en cuenta lo anterior se pueden construir índices manteniendo fija una cesta de atributos y estimando la valoración de esta en distintos puntos de la distribución del precio, o mantener constante los precios de las características de la vivienda y cambiar la cesta de acuerdo con los grupos a comparar. Estudios recientes han elaborado índices de precios de vivienda para diferentes puntos de la distribución, pero estudian la dimensión temporal y no la geográfica (Coulson y McMillen, 2007).

En Colombia han sido pocos los esfuerzos dedicados a la construcción de índices espaciales de precios de vivienda. Esto resulta desafortunado, pues no contar con información respecto a qué tan diferentes son los precios de vivienda a lo largo del territorio nacional podría resultar en un gasto social habitacional mal focalizado o que no responda a criterios equitativos. Los estudios llevados a cabo sobre la vivienda se concentran en analizar principalmente el comportamiento de los precios en Bogotá (Medina et al., 2008; Perdomo, 2011; Zurita y Arbeláez, 2005), en hacer comparaciones temporales (Escobar et al., 2005), o a trabajar en una escala espacial muy agregada cuando consideran la dimensión geográfica (Arbeláez et al., 2011). Escobar et al. (2005) analizan los mercados de Medellín, Bogotá y Cali, en el periodo 1988-2004, aplicando la metodología de ventas repetidas de Case y Shiller (1989). Sin embargo, los datos empleados no permiten hacer comparaciones del precio de vivienda estándar entre las capitales, ya que no incluyen información de características de las unidades habitacionales. Por su parte, el Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico –CEDE– y el Departamento Administrativo Nacional de Estadística –DANE–, elaboran índices temporales de precios de

vivienda nueva para siete capitales, pero sin calcular diferenciales de precios entre esas áreas geográficas.

Usando la Encuesta de Calidad de Vida (2003, 2008), Arbeláez et al. (2011) calculan índices de precios para propietarios y arrendatarios de vivienda. Los autores aplican regresiones hedónicas y consideran los estratos socio-económicos del inmueble como mercados independientes. Así, obtienen índices que comparan los precios entre los estratos uno y tres. Dado que los datos solo están a nivel de regiones, los autores agregan cada estrato de una región con el correspondiente al de las demás regiones. En otras palabras, se asume que el precio de una vivienda estándar en el estrato tres de Bogotá es idéntico al de una en el estrato tres de las demás regiones. Desde esta perspectiva, la limitación en los datos solo permite realizar un análisis de tendencias generales, sin poder extraer conclusiones sobre las ciudades que componen las regiones estudiadas. Vale la pena mencionar que el objetivo de los autores no era construir un índice de precios, sino obtener estimadores de la elasticidad precio de la demanda de vivienda.

Medina et al. (2008) estiman regresiones hedónicas separadamente para Medellín y Bogotá, para probar la existencia de segregación espacial en las características socioeconómicas de los hogares. Los datos empleados provienen de las estadísticas del DANE y de una encuesta realizada por la Universidad de Antioquia para el periodo 2003-2006. Los principales resultados muestran que, en efecto, los hogares están segregados según el acceso a educación, cobertura de servicios públicos y de algunas características socio-demográficas. Asimismo, se muestra que los precios de la vivienda son similares en las dos ciudades, aunque varían las valoraciones para los atributos.

Ahora bien, considerando que Colombia es un país con amplias desigualdades territoriales, en este estudio se hacen aportes a la literatura existente en varios aspectos. En primer lugar, se consideran trece ciudades principales del país,³ que representan cerca del 47% de la población nacional y el 62% de la población urbana, según proyecciones de población a 2010. El estudio también innova al introducir en la literatura nacional la aplicación de técnicas como el PSM para la construcción de un índice de precios espacial de vivienda. Además, el uso de regresiones hedónicas por cuantiles permite hacer cálculos en distintos puntos de la distribución. En el caso colombiano no es la primera vez que se usa la técnica de emparejamiento en el mercado de la vivienda. Un trabajo pionero en este sentido es el de Perdomo (2011), quien implementa la técnica cuasi-experimental para evaluar el impacto de la cercanía a una estación de Transmilenio sobre el valor de las viviendas. El pre-

³Hay que anotar que la literatura internacional presenta una evidencia empírica en relación con las variaciones de precios entre áreas metropolitanas (Malpezzi et al., 1980, 1998; Fontenla y Gonzalez, 2009), razón por la cual sólo considerar una pequeña muestra de ciudades no da una visión completa del mercado de vivienda urbano.

sente artículo es el primero en el país en aplicar dicho método para evaluar el evento ciudad sobre el precio de vivienda estándar.

3 Estrategia econométrica

En términos empíricos, este estudio realiza tres tipos de ejercicios: primero, se evalúa la diferencia promedio de precios de vivienda estándar entre cada una de las ciudades, mediante el uso de modelos hedónicos y métodos de emparejamiento; segundo, se cuantifican los diferenciales por ciudad en los precios, a lo largo de la distribución condicional del precio de la vivienda, y tercero, se construyen índices de precios permitiendo que la cesta de atributos varíe por quintiles del precio, pero dejando inalterados los precios implícitos de cada característica asociada a la vivienda.

Pero antes de llevar a cabo los ejercicios empíricos es pertinente hacer ajustes para controlar la heterogeneidad de las viviendas. Para este propósito, en la literatura empírica se han usado básicamente dos técnicas; la primera es el método de las ventas repetidas, que consiste en emplear una muestra de unidades habitacionales que cumplan con dos condiciones básicas: que sus características (calidad) no hayan cambiado en el tiempo y que haya sido transada en varias ocasiones durante el período analizado. Una de las limitaciones de esta metodología es la disponibilidad de información, especialmente en países en desarrollo. Además, con este método se logran construir índices para evaluar variaciones temporales, no geográficas, en los precios de las viviendas.

Otra técnica que se ha usado en la literatura empírica para controlar por la heterogeneidad de las viviendas es la del análisis hedónico. La principal limitación de esta alternativa es que esta no necesariamente garantiza que la diferencia de precios se evalúe a partir de viviendas comparables. Para calcular el diferencial de precios entre ciudades, lo ideal sería observar una misma vivienda y el contexto en el que se ubica, en dos lugares al mismo tiempo, y cuantificar el impacto que tiene el estar en una determinada ciudad, o lo que en adelante se denomina "efecto ciudad". Lógicamente, esto no es factible, por lo cual es necesario construir escenarios contrafactuales para identificar viviendas de Bogotá estadísticamente similares a las de otras ciudades. Esto se lleva a cabo siguiendo el método empleado por Paredes y Aroca (2008) (2008) y por Paredes (2011), implementando un algoritmo de emparejamiento tipo PSM.

La estrategia para construir los índices consta de dos etapas; en la primera se obtienen muestras de viviendas comparables entre ciudades y en la segunda se aplica un modelo de regresiones hedónicas en ambas muestras. La combinación de regresión hedónica y PSM ofrece mayor garantía de que los inmuebles que sean comparables y se controle por las características de los

mismos, de tal manera que los índices reflejen los diferenciales de precios y no la heterogeneidad de las viviendas.

Con el método de emparejamiento lo que se busca es obtener grupos de viviendas “idénticas” en sus características y establecer comparaciones más homogéneas al momento de estimar los diferenciales de precios, siendo esta técnica complementaria al análisis hedónico. Así, la estrategia para realizar cada ejercicio consta de dos pasos secuenciales: primero se usa la técnica de pareo y luego se implementan los modelos hedónicos.

3.1 Método de identificación de viviendas idénticas o “clones”

El algoritmo PSM evalúa el efecto de un suceso sobre un grupo de observaciones, tratamientos y controles, buscando responder a la pregunta sobre cuál sería la situación actual si dicho evento no hubiera ocurrido (Rosenbaum y Rubin, 1983; Rubin, 1976). En este trabajo el grupo de tratamiento está conformado por las viviendas de la ciudad de referencia r y las del grupo de control por las que se ubican en Bogotá. Para cada vivienda tratada el método identifica un “clon” en Bogotá, conformando dos muestras homogéneas entre sí, la de los clones y la de sus respectivos pares en el grupo de tratamiento. Así, una vivienda en Bogotá será el clon de la vivienda i en la ciudad r , si ambos inmuebles tienen igual probabilidad o puntajes de estar ubicados en Bogotá. Dado que es difícil encontrar observaciones con puntajes iguales, se fija un nivel de tolerancia. Específicamente el clon será aquella vivienda con el PS más próximo al de la vivienda j , que se encuentre dentro de un nivel de tolerancia dado. Este nivel de tolerancia se fija en 0.1 veces la desviación del PS , el cual es un poco más estricto que el sugerido por Rosenbaum y Rubin (1983). Como se anotó anteriormente, Paredes (2011) muestra las bondades del método de Mahalanobis para identificar clones para las viviendas en Chile. Sin embargo, Rubin y Thomas (2000) muestran analíticamente cómo en términos generales la técnica PSM arroja mejores resultados cuando el número de variables explicativas es mayor que cinco, razón por la cual en el presente trabajo no se emplea el estimador Mahalanobis.

En este sentido, en nuestro caso una vivienda j de Bogotá será el clon de la vivienda i de la ciudad r si satisface la siguiente relación:

$$D(i) = \{j \in B \mid \|p_i - p_j\| < \delta\} \quad (2)$$

Donde $D(\cdot)$ es el contrafactual de la vivienda i en la ciudad r ; p es el PS ; δ es el parámetro que define la diferencia máxima en los PS , y el término B denota la ciudad de Bogotá. Dado que varios inmuebles en Bogotá pueden ser contrafactuales de una vivienda tratada, el emparejamiento se realiza sin reemplazo, es decir una vivienda en la ciudad r solo puede emparejarse con una vivienda en la ciudad de base. Con el propósito de obtener mejor calidad en el emparejamiento, después de realizar el procedimiento se verifica

que las características de las viviendas en las ciudades a comparar sean estadísticamente iguales en promedio (Rosenbaum y Rubin, 1983).

Antes de proceder con todo lo anterior, se hace la restricción de soporte común la cual establece que, dado un conjunto de variables, deben existir densidades positivas ($PS > 0$) para ambos: tratamientos y controles. Para cumplir esta condición se definen los puntajes mínimos de los grupos de control y tratamiento y se eliminan las observaciones cuyos puntajes estén por debajo del máximo de dichos mínimos. De igual manera, se definen los puntajes máximos en ambos grupos y se eliminan aquellas observaciones cuyo puntaje sea superior al mínimo de los máximos. En otras palabras, se emplean solo las observaciones que pertenecen a la intersección de los conjuntos de puntajes para los grupos de tratamiento y de control. Esta restricción reduce la probabilidad de seleccionar observaciones que no son comparables entre los dos grupos.

3.2 Índice de precios de vivienda a nivel promedio

Dado un conjunto de viviendas similares entre ciudades, el cálculo de los índices se basa en la estimación de ecuaciones hedónicas. La especificación de estas para las observaciones en el grupo de tratamiento y el grupo de control, en su orden, viene dada por:

$$\ln P_{ir} = \beta_{0r} + \sum_k \beta_{kr} Z_{ikr} + \epsilon_{ir} \quad (3)$$

$$\ln P_{jB} = \alpha_{0B} + \sum_k \alpha_{kB} Z_{jkB} + \epsilon_{iB} \quad (4)$$

Donde P denota el precio de vivienda; ϵ es un término de error, y Z_{kr} la k -ésima variable explicativa en la ciudad r . Finalmente, β y α son parámetros a estimar usando MCO con errores robustos a la heterocedasticidad. Vale la pena resaltar que para estimar los modelos hedónicos es fundamental la existencia de equilibrio de mercado, lo cual implica que se deben usar precios de transacción en las variables dependientes de las ecuaciones (3) y (4). En este sentido, emplear precios de oferta, como los listados en los clasificados, resulta inadecuado para el análisis, al igual que usar avalúos catastrales.

Una vez obtenida la información de precios y cantidades, la siguiente cuestión es elegir la formulación del índice. Entre los índices más usados para mirar la evolución de precios en el tiempo están los de Laspeyres, Paasche y Fisher. Uno de los principales inconvenientes de estos dos índices es que asumen que la canasta permanece invariable ante variaciones en los precios relativos de los bienes, con lo cual se ignora el efecto sustitución. Mientras que con el índice de Laspeyres se sobreestima el verdadero cambio de precios, con el de Paasche este se subestima. Una de las soluciones a la situación es, por ejemplo, usar el índice de Fisher, que es un promedio geométrico de los

índices de Laspeyres y Pasche. Entre las ventajas del índice de Fisher se encuentra que cumple con algunas propiedades deseables, tales como la de ser superlativo (Diewert, 1976).

El efecto sustitución entre los atributos de la vivienda implica que al cambiar el precio relativo entre los dormitorios y los baños, por ejemplo, los consumidores pueden decidir consumir más de un atributo y menos del otro. En este caso se asumiría un sesgo al estimar el diferencial de precios por ciudad con el índice de Laspeyres o Paasche. Por este motivo, este artículo emplea el índice de Fisher para obtener una mejor aproximación a los diferenciales por ciudad en el precio de vivienda estándar.⁴ De este modo, el índice de precios de vivienda de la ciudad r con relación a Bogotá se obtiene como:

$$I_{r/B} = \sqrt{\frac{\exp(\beta_{0r} + \sum_k \beta_{kr} \bar{Z}_{kr})}{\exp(\alpha_{0B} + \sum_k \alpha_{kB} \bar{Z}_{kr})} \frac{\exp(\beta_{0r} + \sum_k \beta_{kr} \bar{Z}_{kB})}{\exp(\alpha_{0B} + \sum_k \alpha_{kB} \bar{Z}_{kB})}} \times 100 \quad (5)$$

Entre más bajo sea el valor del índice, más barata es la ciudad de referencia en relación con Bogotá. Gracias a la propiedad de ser un índice superlativo, la diferencia de precios entre las ciudades 1 y 2 se obtiene de la siguiente forma:

$$I_{1/2} = 100 \times \frac{I_{1/B}}{I_{2/B}} \quad (6)$$

Haciendo uso de esta propiedad se puede construir una matriz para comparar todas las ciudades entre sí de la siguiente forma (Paredes, 2011):

$$IP = \begin{bmatrix} 100 & I_{2/1} & \dots & I_{13/1} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ I_{1/13} & I_{2/13} & \dots & 100 \end{bmatrix} \quad (7)$$

La entrada $I_{2/1}$ en dicha matriz representa el índice de precios de la ciudad 2 tomando como base la ciudad 1. Si el índice es mayor que 100 es porque los precios en la ciudad de referencia son más altos que en la que se toma como base.

3.3 Índices para diferentes rangos de precios de vivienda

La construcción de los índices de precios según la distribución del precio de la vivienda se realiza de dos formas diferentes; la primera consiste en estimar

⁴Nótese que el índice de de Laspeyres se calcula como: $IL = (\sum_{i=1}^n P_i^{t+1} Q_i^t) / (\sum_{i=1}^n P_i^t Q_i^t)$ y el índice de Paasche como: $IP = (\sum_{i=1}^n P_i^{t+1} Q_i^{t+1}) / (\sum_{i=1}^n P_i^t Q_i^{t+1})$, de tal manera que el índice de Fisher quedaría expresado como $IF = \left([(\sum_{i=1}^n P_i^{t+1} Q_i^{t+1}) / (\sum_{i=1}^n P_i^t Q_i^{t+1})] [(\sum_{i=1}^n P_i^{t+1} Q_i^t) / (\sum_{i=1}^n P_i^t Q_i^t)] \right)^{0.5}$. El paso al índice espacial consiste básicamente en usar los precios del año $(t+1)$ como los precios de la ciudad de referencia r , y en tomar los precios del año base (t) como los precios de la ciudad base, que en este caso es Bogotá.

precios implícitos de las características de la vivienda en diferentes puntos de la distribución del precio total del inmueble y la segunda es calcular cestas de atributos por quintiles del precio de la vivienda. Esto es especialmente pertinente dado que al cambiar los precios de los atributos, la demanda de estos también se modifica.

3.3.1 *Índices cambiando los precios implícitos de los atributos según la distribución del precio de la vivienda*

Para calcular el índice en distintos puntos de la distribución del precio, los modelos hedónicos son estimados con regresiones por cuantiles. Esta técnica, a diferencia de MCO, busca minimizar la suma de errores absolutos ponderados asimétricamente, usando los cuantiles como estimadores de dichas ponderaciones.

En términos formales, el método inicia fraccionando la muestra en n partes, que vienen dadas por el número de cuantiles a analizar, y entrega resultados que muestran la relación entre la variable dependiente y las variables independientes dentro de cada cuantil. De acuerdo con Koenker y Bassett (1978), si se asume que $p_t (t = 1, \dots, T)$ es una variable aleatoria P con una función de distribución F , entonces el estimador β del τ -ésimo cuantil, con $0 < \tau < 1$, puede ser definido como la solución al problema de optimización presentado en (8). En este caso se considera la suma ponderada del valor absoluto de los residuales de la ecuación de regresión, de la siguiente forma:

$$\beta(\tau) = \arg \min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \left[\sum_{t \in t: p_t \geq x_t \beta} \tau |p_t - x'_t \beta| + \sum_{t \in t: p_t \leq x_t \beta} (1 - \tau) |p_t - x'_t \beta| \right] \quad (8)$$

La ecuación 8 se puede expresar alternativamente como:

$$\min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_\tau(p_t - X'_t \beta) \quad (9)$$

En donde, la expresión en paréntesis corresponde al término de error ϵ , y el término ρ_τ viene dado por:

$$\rho_\tau(\epsilon) = \begin{cases} \tau \epsilon & \text{si } \epsilon \geq 0 \\ (1 - \tau) \epsilon & \text{si } \epsilon \leq 0 \end{cases} \quad (10)$$

Para obtener parámetros estimados de la ecuación hedónica, se resuelve la siguiente expresión para los grupos de tratamiento y de control, respectivamente:

$$\arg \min_{\beta_r, \tau \in R} \sum_i \rho_\tau(\ln p_{ir} - \beta_{0r\tau} - \sum_k \beta_{kr\tau} Z_{ikr}) \quad (11)$$

$$\arg \min_{\alpha_r, \tau \in R} \sum_j \rho_\tau(\ln p_{jB} - \alpha_{0r\tau} - \sum_k \alpha_{kB\tau} Z_{jkB}) \quad (12)$$

En estas ecuaciones, ρ_τ se define de forma similar a (10) y la distribución del error se deja sin especificar. El valor de cada parámetro estimado indica el cambio marginal en el cuantil del logaritmo del precio ante un cambio unitario en una de las variables explicativas. De este modo, el efecto de las variables independientes varía de acuerdo al lugar de la distribución condicional que se examine. En el caso de que $\tau = 0.5$ los residuos son ponderados simétricamente y la estimación se realiza en la mediana de la distribución.

Dada la anterior formulación, el índice de Fisher para la ciudad r y Bogotá en el τ -ésimo cuantil, viene dado por:

$$I_{r/B}^\tau = \sqrt{\frac{\exp(\beta_{0r\tau} + \sum_k \beta_{kr\tau} \bar{Z}_{kr})}{\exp(\alpha_{0B\tau} + \sum_k \alpha_{kB\tau} \bar{Z}_{kr})} \frac{\exp(\beta_{0r\tau} + \sum_k \beta_{kr\tau} \bar{Z}_{kB})}{\exp(\alpha_{0B\tau} + \sum_k \alpha_{kB\tau} \bar{Z}_{kB})}} \times 100 \quad (13)$$

La anterior expresión nos da la brecha por ciudad del precio de la vivienda en el cuantil τ . Si dicha brecha es positiva el valor de una vivienda es mayor en la ciudad de referencia, de lo contrario, el costo es más alto en la ciudad de base, Bogotá. Una de las ventajas de emplear regresiones por cuantiles es que los estimadores son menos sensibles a los puntos atípicos, comparados con los estimadores MCO (Koenker y Bassett, 1978).

3.4 Índices cambiando la cesta de atributos según la distribución del precio de la vivienda

Los índices anteriores se basan en una canasta fija de servicios, la cual es el valor promedio de las características de la vivienda. Sin embargo, dicha canasta no tiene por qué ser igual para las diferentes clases de familias (Bayer et al., 2004; Wilhelmsson, 2002). De hecho, se ha encontrado que las familias de bajo estatus económico escogen viviendas con un menor número de atributos deseables, aun cuando se condiciona por otras características socio-demográficas (Bayer et al., 2004). Teniendo en cuenta lo anterior, en el presente documento se calcula la media de las variables explicativas por diferentes tipos de vivienda y para cada uno de estos se construyen los índices, manteniendo fijos los precios implícitos de las características de los inmuebles mediante las ecuaciones (3) y (4).

Este último ejercicio es útil para hacer comparaciones entre los índices de precios cuando varían las ponderaciones que le corresponden a cada componente, de la manera que se hace en el caso del índice de precios al consumidor, IPC. En este caso se varían los atributos de las viviendas, de tal manera que el índice refleje cambios en la composición de la "canasta" para tipos de vivienda v :

$$I_{r/B}^v = \sqrt{\frac{\exp(\beta_{0r} + \sum_k \beta_{kr} \bar{Z}_{kr}^v)}{\exp(\alpha_{0B} + \sum_k \alpha_{kB} \bar{Z}_{kr}^v)} \frac{\exp(\beta_{0r} + \sum_k \beta_{kr} \bar{Z}_{kB}^v)}{\exp(\alpha_{0B} + \sum_k \alpha_{kB} \bar{Z}_{kB}^v)}} \times 100 \quad (14)$$

Donde \bar{Z}_{kr}^v representa el valor promedio de los atributos calculados en diferentes tipos de vivienda, v . Los tipos de cesta se construyeron obteniendo los atributos promedio de las viviendas en diferentes quintiles del precio. No obstante, el cálculo del índice se lleva a cabo empleando un solo precio implícito para los atributos de las viviendas. Ahora bien, cabe anotar que este es solo un ejemplo de cómo se podría calcular el índice para diferentes tipos de cesta, pero se podrían utilizar otras categorías para definirlos, como por ejemplo, si la vivienda es formal o informal, si la cabeza de hogar es hombre o mujer, entre otros.

4 Estadísticas descriptivas

Este trabajo emplea datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) 2010, del DANE para las trece principales ciudades del país. En la encuesta se encuentra información sobre las características físicas de la vivienda, tales como el número de dormitorios, uso del baño, tipo de material de construcción, clase de unidad habitacional (casa, apartamento, etc.), entre otras. En cuanto a variables relacionadas con el vecindario, en cambio, la GEIH no provee información al respecto, a diferencia de otras encuestas como la ECV. El problema de la ECV es que solamente es representativa a nivel de grandes regiones y dentro de estas hay mucha heterogeneidad como para realizar el análisis con unidades espaciales comparables. Ante esto se optó por emplear las características individuales de los jefes de hogar, reportadas en la GEIH como *proxy* del entorno en el que se encuentra ubicada la vivienda, tal como lo sugieren estudios previos (Zabel y Kiel, 1998; Paredes y Aroca, 2008; Zabel, 2004). Así por ejemplo, se considera que los hogares ubicados en el quintil más alto de ingreso tienen mayor probabilidad de localizarse en “buenos barrios”. Las estadísticas descriptivas se presentan en la tabla 1.

Al igual que en estudios previos, este documento emplea el precio del arriendo para construir los índices. Esta variable puede incluso ser más apropiada que el valor total pagado por el inmueble, en la medida en que brinda información reciente de precios. Otras alternativas que podrían utilizarse son, por ejemplo, el alquiler imputado o la valoración subjetiva del inmueble hecha por los dueños, pero estas variables son inadecuadas en la medida en que no son precios de transacción. De hecho, en el análisis de Arbeláez et al. (2011) es posible ver cuán diferentes son los índices construidos a partir de estas dos últimas variables en relación con los precios de transacción. En este orden de ideas, se puede argüir que el arriendo es la mejor alternativa disponible para comparar precios de vivienda entre las áreas urbanas. Ahora bien, es importante notar que los precios de arrendamiento están estrechamente ligados al precio de la vivienda.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de las variables explicativas incluidas en PSM y los modelos hedónicos

	Tipo de variable	Media	Desv. Est	Mínimo	Máximo
Número de dormitorios	Continúa	1,84	0,84	1	7
Habitaciones adicionales	Continúa	1,01	0,89	0	9
Cocina	Catagórica	0,89	0,31	0	1
Al menos un baño por hogar	Catagórica	0,83	0,37	0	1
Paredes de ladrillo/bloque	Catagórica	0,98	0,12	0	1
Pisos de baldosín/ladrillo/vinisol	Catagórica	0,76	0,43	0	1
Apartamento	Catagórica	0,68	0,47	0	1
Gas natural	Catagórica	0,68	0,47	0	1
Estrato 3 ó 4	Catagórica	0,41	0,49	0	1
Estrato 5 ó 6	Catagórica	0,04	0,19	0	1
Quinto quintil de ingreso	Catagórica	0,16	0,36	0	1
Muestra expandida	2,436,557				

Fuente: Elaborado por los autores a partir de la GEIH.

5 Resultados

5.1 Diferencia en los atributos antes y después del emparejamiento

Antes de discutir los resultados de los índices de precios, en este apartado se evalúan las diferencias en los atributos de las viviendas entre ciudades. Los resultados se muestran en la tabla 2 y la tabla 3, en los cuales se presentan los atributos promedio de cada ciudad y su diferencia en relación con Bogotá, respectivamente.

El objetivo de este ejercicio es mostrar que el método de pareo cumple con el objetivo de extraer viviendas más homogéneas para hacer la comparación de precios. La tabla 2 presenta la media y el número total de observaciones por ciudad de las variables independientes usadas en los modelos hedónicos y el PSM. Se debe resaltar que el número promedio de dormitorios es más alto para ciudades como Manizales, Pereira, Medellín y Cali. Por el contrario, es más bajo para Bogotá, Villavicencio y Pasto. Respecto al número de habitaciones que no son usadas para dormir se encuentra que Bogotá y Villavicencio son las ciudades con los promedios más bajos, 0.84 y 0.88, respectivamente, mientras que los más altos se hallan en Manizales y Medellín. La frecuencia de viviendas que poseen al menos un baño por hogar está en un rango que va de 73% a 95%. Medellín presenta el mayor porcentaje. Por otra parte, existe una gran variabilidad en el material de los pisos y paredes de las viviendas. Por ejemplo, mientras que la fracción de arrendatarios que moran en unidades con pisos de baldosín, ladrillo o vinisol es de 31% en Montería, dicha fracción es de 84% para Bucaramanga.

Tabla 2. Promedio por ciudad de las variables explicativas incluidas en PSM y los modelos hedónicos

	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	C/gena	Cúcuta	Ibagué	M/zales	Medellín	Monteña	Pasto	Pereira	V/cencio
Dormitorios	1.87	1.75	1.86	1.89	1.85	1.79	1.86	2.00	1.99	1.85	1.78	1.99	1.76
Habitaciones adicionales	1.18	0.84	1.14	1.11	1.10	1.13	1.09	1.25	1.23	1.05	0.90	1.18	0.88
Cocina	0.94	0.91	0.85	0.85	0.86	0.84	0.88	0.95	0.89	0.85	0.86	0.92	0.83
Al menos un baño por hogar	0.92	0.78	0.73	0.80	0.95	0.86	0.84	0.93	0.95	0.85	0.75	0.90	0.78
Paredes de ladrillo/ bloque	0.99	0.99	0.98	0.99	0.97	0.96	0.99	0.82	0.99	0.97	0.95	0.97	0.99
Pisos de baldosin/ladrillo/vinisol	0.68	0.79	0.84	0.77	0.72	0.71	0.54	0.69	0.77	0.31	0.69	0.80	0.67
Apartamento	0.58	0.68	0.60	0.71	0.71	0.32	0.58	0.79	0.89	0.44	0.50	0.66	0.34
Gas natural	0.96	0.76	0.91	0.68	0.95	0.29	0.76	0.54	0.40	0.89	0.00	0.52	0.78
Estrato 3 ó 4	0.26	0.43	0.46	0.38	0.30	0.27	0.28	0.56	0.48	0.21	0.27	0.42	0.41
Estrato 5 ó 6	0.05	0.02	0.03	0.08	0.03	0.01	0.01	0.09	0.05	0.04	0.01	0.06	0.01
Quinto quintil de ingreso	0.11	0.18	0.20	0.12	0.15	0.11	0.15	0.14	0.16	0.20	0.08	0.12	0.15
Muestra expandida	110,366	1,037,631	142,111	296,821	66,603	61,646	65,904	50,926	399,161	20,209	44,386	82,834	57,959

Fuente: Elaborado por los autores a partir de la GEIH.

Tabla 3. P-valor de la prueba de diferencias de medias entre la ciudad de referencia y Bogotá

	Panel A. Muestra completa sin emparejamiento											
	B/quilla	B/manga	Cali	C/gena	Cúcuta	Ibagué	M/zales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/cencio
Dormitorios	0.00	0.19	0.78	0.00	0.26	0.96	0.12	0.01	0.60	0.08	0.28	0.70
Habitaciones adicionales	0.02	0.15	0.93	0.54	0.46	0.01	0.32	0.89	0.93	0.00	0.01	0.43
Cocina	0.28	0.12	0.59	0.39	0.48	0.00	0.08	0.08	0.48	0.96	0.10	0.58
Al menos un baño por hogar	0.47	0.38	0.04	0.35	0.63	0.41	0.72	0.09	0.45	0.62	0.27	0.73
Paredes de ladrillo/bloque	0.32	0.09	0.72	0.39	0.59	0.64	0.08	0.19	0.78	0.18	1.00	0.05
Pisos baldosín/ladrillo/vinisol	0.10	0.02	0.72	0.97	0.50	0.14	0.38	0.14	0.93	0.14	0.14	0.24
Apartamento	0.28	0.84	0.71	0.91	0.36	0.69	0.32	0.03	0.96	0.02	0.08	0.68
Gas natural	0.40	0.96	0.15	0.81	0.18	0.46	0.24	0.15	0.87	1.00	0.14	0.56
Estrato 3 ó 4	0.37	0.00	0.32	0.52	0.79	0.63	0.23	0.53	0.85	0.02	0.52	0.01
Estrato 5 ó 6	0.76	0.54	0.51	0.91	0.59	0.49	0.05	0.16	0.79	0.55	0.29	0.88
Quinto quintil de ingreso	0.20	0.59	0.65	0.96	0.95	0.22	1.00	0.80	0.14	0.00	0.57	0.01

Panel B. Solo muestra emparejada

	Panel B. Solo muestra emparejada											
	B/quilla	B/manga	Cali	C/gena	Cúcuta	Ibagué	M/zales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/cencio
Dormitorios	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.15	0.00	0.66
Habitaciones adicionales	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.18
Cocina	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.11	0.00
Al menos un baño por hogar	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.18
Paredes de ladrillo/bloque	0.15	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Pisos baldosín/ladrillo/vinisol	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.21	0.00
Apartamento	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.41	0.00
Gas natural	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
Estrato 3 ó 4	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.22	0.44
Estrato 5 ó 6	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Quinto quintil de ingreso	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00

Fuente: Elaborado por los autores a partir de la GEIH.

El apartamento como unidad habitacional es más común en Medellín que en las demás áreas urbanas, siendo la diferencia más notoria cuando se compara esta capital con ciudades como Cúcuta y Villavicencio. El porcentaje de viviendas que cuentan con servicio de gas natural tiende a ser más alto en las ciudades localizadas en el Caribe. En esencia, mientras que entre 89 y 96 de cada 100 viviendas cuentan con el servicio en Barranquilla, Cartagena y Montería, en otras capitales como Cúcuta y Pasto la cifra está entre 40 y menos de 10. En general, las unidades habitacionales son clasificadas más comúnmente en los estratos 3 ó 4 (entre 21% y 56%) que en los estratos 5 ó 6 (entre 1% y 9%). Por último, existe una mayor tasa de familias ubicadas en el quintil más alto del ingreso en Bogotá.

Vale la pena mencionar que aunque se observan variaciones por ciudad en los atributos de la vivienda, la información del cuadro anterior no permite concluir si estas son estadísticamente significativas. Para suplir esta falencia, la tabla 3 muestra los p-valores de las diferencias de medias entre la ciudad de referencia y Bogotá. Como se observa en el panel A, excepto en contadas excepciones, las diferencias son significativas a los niveles de confianza habituales, lo cual es evidencia de que la vivienda es un bien relativamente heterogéneo entre las áreas urbanas del país. En el panel B, se muestran los mismos cálculos de la diferencia de medias, pero esta vez efectuada sobre las muestras emparejadas. La validez del ejercicio depende de que el método de emparejamiento encuentre observaciones muy parecidas a las de la ciudad de base, esto es, "verdaderos clones". Esto se verifica al examinar el panel B de la tabla 3, en donde se muestra que, nuevamente con contadas excepciones, los p-valores no permiten rechazar la hipótesis nula de que las diferencias en los atributos promedio no son significativas.

De lo anterior se podría concluir que el emparejamiento realizado es de "buena calidad". Existen pruebas alternativas que ayudan a soportar la conclusión anterior. En la tabla 4 se presentan algunas de esas pruebas, que consisten en la mediana del sesgo y la bondad de ajuste. La mediana del sesgo representa una medida global que captura diferencias entre las variables explicativas de cada ciudad con respecto a Bogotá. Entre más diferencias existan, mayor será el tamaño del sesgo. Como puede observarse, el sesgo es bastante amplio antes de realizar el emparejamiento, pero este se reduce a niveles despreciables, una vez se comparan las muestras emparejadas.

La tabla 4 también presenta la significancia de la bondad de ajuste, que corresponde al p-valor de la prueba de significancia global de un modelo Logit. En dicho modelo la variable dependiente es la probabilidad de que una vivienda sea tratada en función de las variables explicativas y el puntaje de pareo o Propensity Score, PS.⁵ Para el caso de esta prueba se espera que la bondad de

⁵En la tabla 11 en el apéndice se muestran los resultados del modelo Logit estimado para realizar el emparejamiento.

Tabla 4. Pruebas de la calidad del emparejamiento

	Mediana del sesgo (a)		Significancia de la bondad de ajuste (b)	
	Muestra no emparejada	Muestra emparejada	Muestra no emparejada	Muestra emparejada
B/quilla	23.18	3.13	0.00	0.05
B/manga	15.39	2.64	0.00	0.00
Cali	13.38	1.06	0.00	0.55
Cartagena	19.30	1.12	0.00	0.10
Cúcuta	22.42	2.46	0.00	0.96
Ibagué	15.42	1.79	0.00	0.02
Manizales	29.81	2.89	0.00	0.05
Medellín	22.34	3.96	0.00	0.09
Montería	23.81	0.84	0.00	0.91
Pasto	23.91	5.03	0.00	0.00
Pereira	21.76	3.02	0.00	0.02
Villavicencio	7.34	1.62	0.00	0.12

Nota: (a) Representa una medida global que captura diferencias entre las variables explicativas de cada ciudad con respecto a Bogotá. Entre más diferencias existan, mayor será el tamaño del sesgo. (b) Es el P-valor de la prueba significancia global de un modelo Logit, donde la variable dependiente es la probabilidad de que una vivienda sea tratada. Dicho modelo incluye las variables explicativas y el puntaje de pareo o Propensity Score.

Fuente: Elaborado por los autores.

ajuste no sea significativa, si se incluye el pronóstico de la probabilidad o el PS en la regresión, es decir, que este puntaje no adicione, significativamente, explicación al modelo una vez se trabaja con la muestra emparejada. En relación a esta prueba, solo en los casos de Pasto y Bucaramanga se encuentra significancia por debajo del 1%. Nótese, sin embargo, que los coeficientes en la variable PS no resultan significativos en ninguna de las especificaciones (ver tabla 11 en el apéndice).

5.2 Diferencia promedio de precios entre las ciudades

La tabla 5 presenta las estimaciones por MCO de las ecuaciones hedónicas para las viviendas del grupo de tratamiento que fueron emparejadas con inmuebles de Bogotá, así como para los contrafactuales ubicados en esta ciudad. En términos generales, las variables son estadísticamente significativas. De los resultados de los modelos hedónicos vale la pena resaltar que el grado de bondad de ajuste es relativamente alto en la mayoría de los casos cercanos al 60%, lo cual sugiere que los modelos estimados están capturando en gran parte la variabilidad en los precios.

Por otro lado, en los resultados se puede notar que los signos encontrados corresponden con los esperados. En particular, un mayor número de dormitorio

rios se asocia con aumentos en el arriendo. En magnitud, dicho coeficiente se encuentra entre 0.14 y 0.21 (tabla 5, panel A) para las ciudades de tratamiento y entre 0.19 y 0.25 (tabla 5, panel B) para las observaciones clones de cada capital en Bogotá. Del mismo modo, entre mayor sea el número de habitaciones adicionales, mayor es el precio del arriendo. Dentro del grupo de tratamiento el coeficiente más alto ligado a esta variable independiente se halla en Pasto y el más pequeño en Manizales. En el grupo de contrafactuales, por su parte, el mayor efecto marginal se observa nuevamente en Pasto, mientras que el menor en Montería e Ibagué.

En materiales de construcción se encuentra que las viviendas con pisos de baldosín, ladrillo o vinisol en todos los casos presentan un precio más alto, comparadas con aquellas que no cuentan con estos materiales. Asimismo, una unidad habitacional con paredes de ladrillo o bloque posee un precio de alquiler más alto, con relación a otra de materiales con menor calidad. La excepción a este hallazgo es el conjunto de clones de Montería, pues en este caso las viviendas con paredes de ladrillo o bloque cuestan 8% menos.

El estrato socioeconómico y el quintil más alto de ingreso son variables que capturan gran parte de la heterogeneidad en los atributos que componen un inmueble. Es probable que los hogares que pertenecen a un alto estatus económico y no acceden a la vivienda que desean, elijan rentar una que tenga la mayor cantidad de atributos deseables. Usando datos para Medellín y Bogotá, Medina et al. (2008) muestran que el estrato es una de las variables más importantes para explicar el valor de la vivienda. En lo que respecta al presente documento, los resultados indican que un inmueble en los estratos 3, 4, 5 ó 6, o un hogar ubicado en el quintil más alto de ingreso, posee un precio de alquiler significativamente mayor. Por ejemplo, una vivienda de estrato 5 ó 6 de Medellín, en promedio, tiene un valor de arriendo 112% más alto que aquellas ubicadas en los estratos inferiores al 3 (tabla 5, Panel A). Cuando se inspecciona ese mismo tipo de inmuebles en Bogotá, la ubicación en los estratos 5 ó 6 se traduce en un aumento del arriendo en cerca de 134% (tabla 5, Panel B). Estos resultados sugieren que la estratificación es un elemento que diferencia más el precio de la vivienda en Bogotá que en Medellín.

Tabla 5. Coeficientes de los modelos hedónicos

Panel A: Empleando el grupo de tratamiento de cada ciudad												
Variable dependiente: Log del precio	B/quilla	B/manga	Cali	C/gena	Cúcuta	Ibagué	M/zales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/cencio
Dormitorios	0.17 ^a	0.20 ^a	0.18 ^a	0.20 ^a	0.21 ^a	0.17 ^a	0.14 ^a	0.16 ^a	0.20 ^a	0.16 ^a	0.16 ^a	0.20 ^a
Habitaciones adicionales	0.13 ^a	0.20 ^a	0.16 ^a	0.16 ^a	0.18 ^a	0.19 ^a	0.12 ^a	0.16 ^a	0.19 ^a	0.22 ^a	0.16 ^a	0.17 ^a
Cocina	0.066 ^a	0.10 ^a	0.13 ^a	0.0073 ^a	0.073 ^a	0.13 ^a	0.13 ^a	0.055 ^a	0.11 ^a	0.21 ^a	0.052 ^a	0.12 ^a
Al menos un baño por hogar	0.33 ^a	0.14 ^a	0.26 ^a	0.31 ^a	0.24 ^a	0.15 ^a	0.20 ^a	0.27 ^a	0.27 ^a	0.099 ^a	0.32 ^a	0.29 ^a
Paredes de ladrillo/ bloque	0.23 ^a	0.29 ^a	0.27 ^a	0.48 ^a	0.29 ^a	0.096 ^a	0.058 ^b	0.35 ^a	0.41 ^a	-0.11 ^a	0.27 ^a	0.38 ^a
Pisos de baldosín/ ladrillo/ vinisol	0.26 ^a	0.21 ^a	0.19 ^a	0.32 ^a	0.10 ^a	0.21 ^a	0.17 ^a	0.24 ^a	0.30 ^a	0.12 ^a	0.20 ^a	0.17 ^a
Apartamento	0.091 ^a	0.100 ^a	0.071 ^a	0.10 ^a	0.11 ^a	0.080 ^a	0.075 ^a	-0.0034	0.072 ^a	0.19 ^a	0.089 ^a	0.092 ^a
Gas natural	0.46 ^a	-0.024 ^a	-0.0027	0.28 ^a	0.059 ^a	0.050 ^a	0.093 ^a	0.073 ^a	0.17 ^a	-0.25 ^b	0.32 ^a	-0.0036
Estrato 3 ó 4	0.44 ^a	0.28 ^a	0.29 ^a	0.35 ^a	0.32 ^a	0.32 ^a	0.32 ^a	0.36 ^a	0.39 ^a	0.38 ^a	0.24 ^a	0.24 ^a
Estrato 5 ó 6	0.80 ^a	0.63 ^a	0.84 ^a	1.26 ^a	1.13 ^a	0.75 ^a	0.83 ^a	1.12 ^a	0.89 ^a	0.68 ^a	0.63 ^a	0.86 ^a
Quinto quintil de ingreso	0.16 ^a	0.10 ^a	0.13 ^a	0.16 ^a	0.14 ^a	0.17 ^a	0.21 ^a	0.27 ^a	0.15 ^a	0.17 ^a	0.19 ^a	0.19 ^a
Constante	10.4 ^a	11.1 ^a	10.9 ^a	10.5 ^a	11.0 ^a	11.1 ^a	11.1 ^a	10.9 ^a	10.6 ^a	11.2 ^a	10.9 ^a	10.9 ^a
Muestra expandida	84,081	105,792	226,816	54,947	33,941	47,911	31,347	211,111	11,846	14,293	55,371	38,474
R2	0.5994	0.6144	0.6538	0.5797	0.6019	0.6298	0.5245	0.6577	0.7511	0.6722	0.6546	0.651

Panel B: Empleando los contrafactuales de cada ciudad en Bogotá												
Variable dependiente: Log del precio	B/quilla	B/manga	Cali	C/gena	Cúcuta	Ibagué	M/zales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/cencio
Dormitorios	0.20 ^a	0.22 ^a	0.22 ^a	0.19 ^a	0.22 ^a	0.21 ^a	0.20 ^a	0.21 ^a	0.19 ^a	0.25 ^a	0.21 ^a	0.22 ^a
Habitaciones adicionales	0.20 ^a	0.21 ^a	0.20 ^a	0.17 ^a	0.20 ^a	0.17 ^a	0.20 ^a	0.20 ^a	0.20 ^a	0.23 ^a	0.20 ^a	0.21 ^a
Cocina	0.051 ^a	0.069 ^a	0.048 ^a	0.047 ^a	0.052 ^a	0.090 ^a	0.019 ^c	0.042 ^a	0.11 ^a	0.035 ^a	0.058 ^a	0.065 ^a
Al menos un baño por hogar	0.11 ^a	0.14 ^a	0.16 ^a	0.12 ^a	0.074 ^a	0.13 ^a	0.21 ^a	0.19 ^a	0.089 ^a	0.13 ^a	0.18 ^a	0.14 ^a
Paredes de ladrillo/ bloque	0.27 ^a	0.093 ^a	0.18 ^a	0.15 ^a	0.26 ^a	0.28 ^a	0.33 ^a	0.26 ^a	-0.083 ^a	0.40 ^a	0.082 ^a	0.33 ^a
Pisos de baldosín/ ladrillo/ vinisol	0.22 ^a	0.19 ^a	0.19 ^a	0.22 ^a	0.21 ^a	0.21 ^a	0.18 ^a	0.20 ^a	0.17 ^a	0.15 ^a	0.20 ^a	0.18 ^a
Apartamento	0.078 ^a	0.065 ^a	0.082 ^a	0.077 ^a	0.042 ^a	0.076 ^a	0.042 ^a	0.063 ^a	0.085 ^a	0.099 ^a	0.064 ^a	0.074 ^a
Gas natural	-0.0026	0.030 ^a	0.023 ^a	0.080 ^a	0.0048	0.0028	0.015 ^a	0.014 ^a	-0.037 ^b	0.33 ^a	0.019 ^a	0.0098 ^c
Estrato 3 ó 4	0.34 ^a	0.31 ^a	0.32 ^a	0.35 ^a	0.37 ^a	0.35 ^a	0.35 ^a	0.33 ^a	0.39 ^a	0.29 ^a	0.33 ^a	0.31 ^a
Estrato 5 ó 6	1.46 ^a	1.40 ^a	1.28 ^a	1.35 ^a	1.02 ^a	1.16 ^a	1.36 ^a	1.34 ^a	1.57 ^a	0.71 ^a	1.30 ^a	1.32 ^a
Quinto quintil de ingreso	0.23 ^a	0.24 ^a	0.25 ^a	0.25 ^a	0.31 ^a	0.22 ^a	0.24 ^a	0.28 ^a	0.22 ^a	0.31 ^a	0.25 ^a	0.25 ^a
Constante	11.2 ^a	11.3 ^a	11.2 ^a	11.2 ^a	11.2 ^a	11.1 ^a	11.1 ^a	11.1 ^a	11.6 ^a	11.0 ^a	11.2 ^a	11.0 ^a
Muestra expandida	84,081	105,792	226,816	54,947	33,941	47,911	31,347	211,111	11,846	14,293	55,371	38,474
R2	0.6423	0.6542	0.6451	0.6104	0.6086	0.6223	0.6269	0.6183	0.6881	0.6454	0.6389	0.6164

Nota: a: P < 1%; b: P < 5%; c: P < 10%.

Fuente: Elaborado por los autores.

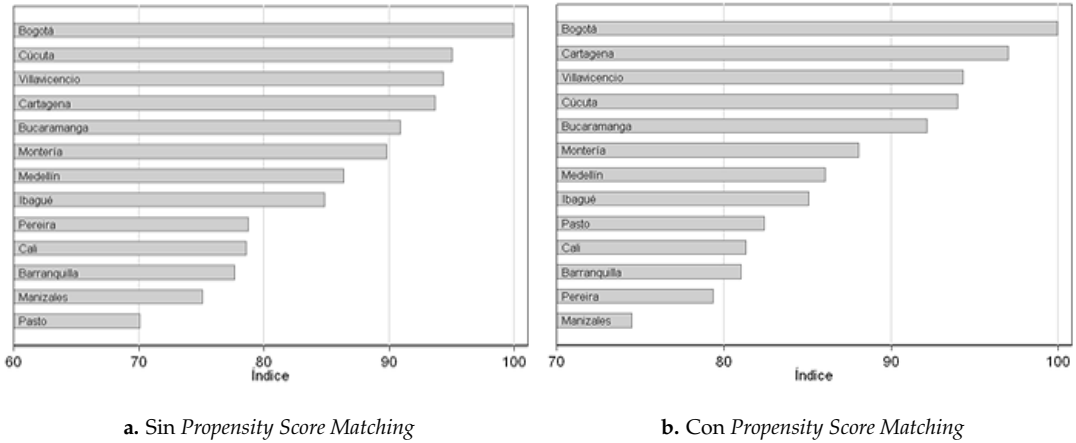


Figura 1. Índice de precios de Fisher
Fuente: Elaborado por los autores.

Para comparar el precio de vivienda estándar entre las ciudades bajo estudio, inicialmente se presenta el índice calculado a partir de la ecuación (5), el cual se obtendría si se emplearan los modelos hedónicos sin aplicar PSM. La figura 1 muestra el cálculo de dicho índice ordenado de mayor a menor, y cuando este es inferior a 100 significa que el precio de vivienda estándar es más bajo en la ciudad de referencia que en Bogotá, tal como se mencionó anteriormente. Los resultados indican que Bogotá es la ciudad con el precio de arriendo más alto, seguida de Cúcuta, Villavicencio y Cartagena. Por el otro lado del ranking se encuentran Pasto, Manizales y Barranquilla, con los precios de alquiler más bajos. De esta forma, la diferencia de precios de Bogotá con Cúcuta es de 5%, mientras que con Bucaramanga, Medellín y Cali es de 10%, 14% y 20%, respectivamente. Estas diferencias de precios, sin embargo, no necesariamente son calculadas usando viviendas comparables, es decir, sobre inmuebles similares. Es más, en la tabla 3 se vio cómo las diferencias en las características de las viviendas de cada ciudad con respecto a la capital son estadísticamente significativas, lo cual sugiere la necesidad de usar métodos como PSM para realizar comparaciones más homogéneas.

Estableciendo comparaciones más homogéneas, la figura 1 (Panel B) presenta el índice obtenido a partir de PSM y los modelos hedónicos. Nuevamente, el índice está ordenado de mayor a menor. Lo primero que se debe resaltar es que hay cambios en este índice con respecto al que no emplea PSM. Bogotá sigue siendo la capital más costosa, pero el diferencial de precios de esta con las demás ciudades ha cambiado. Ahora bien, las ciudades que le siguen a la primera en el ranking son, en su orden, Cartagena y Villavicencio, y las que se encuentran al final con los precios más bajos son Pereira y Mani-

Tabla 6. Índice de cada ciudad con relación a Bogotá

	Índice sin PSM	Índice con PSM
Barranquilla	77.63	82.03
Bucaramanga	90.94	92.52
Cali	80.30	81.05
Cartagena	93.67	96.76
Cúcuta	95.08	94.25
Ibagué	84.92	84.81
Manizales	75.09	74.42
Medellín	86.37	86.90
Montería	89.81	89.86
Pasto	70.29	79.55
Pereira	78.71	79.86
Villavicencio	94.73	94.85

Fuente: Elaborado por los autores.

zales. Las diferencias de precios van de 5% a 29%. Otro cambio notable en la composición del ranking es el hecho de que Cúcuta pasa a ocupar el cuarto puesto.

La tabla 6 presenta los resultados del índice calculado con y sin PSM, con el propósito de establecer una comparación más detallada entre ambos cálculos. La primera columna del cuadro muestra el índice basado solo en regresiones hedónicas y la segunda hace lo propio con el índice que resulta de implementar regresiones hedónicas y PSM.

Lo que se puede apreciar es que en algunos casos el índice es subvalorado cuando no se realiza la técnica de emparejamiento, mientras que en otros ocurre lo contrario. La diferencia más notable entre los índices se observa en Pasto, pues es de casi 9 pp. Otro cambio notable se observa en el índice de Barranquilla, pues pasa de 77 cuando no se aplica el método de pareo a 82 cuando se confrontan viviendas comparables. Los cambios menos notables en los índices de precios se observan en Montería e Ibagué. Las diferencias encontradas entre ambos índices puede que se deban a que cuando se comparan viviendas más homogéneas en sus características se descuenta el efecto que pueden causar otros factores no observados. En este sentido, el índice basado en PSM puede interpretarse como una mejor aproximación del efecto neto del evento ciudad sobre el precio de la vivienda.

Para finalizar esta sección se presenta la matriz de índices que compara el precio de vivienda estándar entre cada una de las ciudades. Dicha matriz se obtiene a partir de los índices calculados con regresiones hedónicas y PSM. Los resultados se muestran en la tabla 7 y se omiten las comparaciones de Bogotá con las demás ciudades porque estos son iguales a los ya expuestos. Las columnas representan las ciudades de referencia y las filas las

ciudades base. Así, en la intersección de la primera columna con la octava fila el índice es igual a 94.3, lo cual quiere decir que el precio de vivienda en Medellín es mayor que el de Barranquilla en un 6%. Al inspeccionar los índices, considerando a Bucaramanga como base, se encuentra que en esta ciudad el precio del arriendo alcanza a ser casi 4% más bajo cuando se le compara con Cartagena y hasta 20% más alto comparado con el valor del alquiler correspondiente para la vivienda estándar en Manizales. Tomando a Cartagena como la capital base de comparación se hallan diferencias que van de 2% a 24%, indicando que esta es más costosa que el resto de ciudades (excepto Bogotá). A su vez, la variación de precios entre Manizales y cada una de las demás ciudades está en un rango de 6% y 30%, siendo el precio de alquiler más bajo en dicha ciudad. Otros resultados del cuadro que ilustran amplias diferencias en el precio del alquiler son las comparaciones entre Pasto y Cartagena, y Pereira y Villavicencio, cercanas al 20%.

Tabla 7. Matriz de índices de precios

Base	Referencia											
	B/quilla	B/manga	Cali	C/gena	Cúcuta	Ibagué	M/zales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/cencio
B/quilla	100.00	112.79	98.81	117.96	114.90	103.39	90.72	105.95	109.55	96.98	97.36	115.63
B/manga	88.66	100.00	87.60	104.58	101.86	91.66	80.43	93.93	97.13	85.98	86.32	102.51
Cali	101.21	114.15	100.00	119.38	116.28	104.64	91.82	107.22	110.87	98.15	98.54	117.02
Cartagena	84.78	95.62	83.77	100.00	97.41	87.65	76.91	89.82	92.88	82.22	82.54	98.03
Cúcuta	87.03	98.17	86.00	102.66	100.00	89.98	78.96	92.21	95.35	84.41	84.74	100.64
Ibagué	96.72	109.10	95.57	114.09	111.13	100.00	87.75	102.47	105.96	93.80	94.17	111.84
Manizales	110.22	124.33	108.91	130.02	126.64	113.96	100.00	116.78	120.75	106.90	107.32	127.45
Medellín	94.39	106.46	93.26	111.34	108.45	97.59	85.63	100.00	103.40	91.54	91.90	109.14
Montería	91.28	102.96	90.19	107.67	104.88	94.37	82.81	96.71	100.00	88.53	88.87	105.55
Pasto	103.11	116.30	101.88	121.63	118.47	106.61	93.55	109.24	112.96	100.00	100.39	119.23
Pereira	102.71	115.85	101.49	121.15	118.01	106.19	93.18	108.82	112.52	99.61	100.00	118.76
V/vicencio	86.48	97.55	85.45	102.01	99.37	89.42	78.46	91.63	94.75	83.87	84.20	100.00

Nota: Para la lectura de la tabla, la primera columna y la segunda fila de la matriz representan el índice de precios de Barranquilla tomando como base a Bucaramanga.

Fuente: Elaborado por los autores.

5.3 *Índices variando los rangos de precios y la canasta de servicios de la vivienda*

5.3.1 *Índices cambiando los precios implícitos según la distribución del precio de la vivienda*

Para construir los índices por “estratos” de precios se emplean regresiones hedónicas por cuantiles. Esta técnica permite establecer cómo el precio de una canasta determinada de servicios de vivienda cambia a lo largo de la distribución, a diferencia del método MCO que asume que dicha canasta recibe igual valoración en todos los cuantiles. La evidencia empírica internacional sugiere que este supuesto no es necesariamente razonable. Por tal motivo, este documento busca comparar el precio de una vivienda estándar entre ciudades en la parte baja, media y alta de la distribución. Por simplicidad los resultados solo se presentan para los ejemplos de Bucaramanga y Bogotá (tabla 8).

Las columnas de la tabla 8 indican los cuantiles para los que se realizan las regresiones hedónicas, mientras que los paneles A y B, en su orden, ilustran los grupos de tratamiento y de clones. En la mayoría de los casos las variables son estadísticamente significativas. Como se observa, el incremento del precio por cada dormitorio adicional es más bajo a medida que se avanza en la parte superior de la distribución, patrón que se observa tanto para Bucaramanga como para los inmuebles clones de esta ciudad en Bogotá. En el primer grupo de observaciones dicho incremento fluctúa entre 15% y 22% y en el segundo, entre 22% y 25%. El coeficiente asociado al número de habitaciones extras se encuentra entre 0.16 y 0.22 para las viviendas de Bucaramanga y entre 0.18 y 0.22, para sus contrafactuales en Bogotá. El hecho de que una vivienda tenga cocina tiene mayor relevancia en la parte más alta de la distribución de la variable dependiente en la capital de referencia, pues el coeficiente aumenta con el cuantil analizado. En el caso de la ciudad base, la mayor diferencia en el precio entre los inmuebles que poseen una cocina y los que no, se da en la parte media de la distribución, alcanzando una brecha de precios entre estas unidades habitacionales cercanas al 9%.

Si la unidad habitacional cuenta con al menos un baño por hogar el logaritmo del precio es más alto y, en mayor medida, si el inmueble se encuentra en la parte baja de la distribución. Las viviendas hechas con pisos de ladrillo, baldosín o vinisol tienen un valor de alquiler entre 14% y 26% más alto. Los inmuebles tipo apartamento tienen diferencias con aquellos clasificados como casas u otro tipo de residencia, que varían según la ciudad y la parte de la distribución condicional del precio que se examine. Así por ejemplo, en Bucaramanga un apartamento tiene un precio de alquiler entre 2% y 17% superior. Otra variable que lleva asociada un coeficiente que cambia con los cuantiles es el servicio de gas natural, pasando de positivo a negativo en algunos casos. Por ejemplo, mientras una unidad habitacional en Bucaramanga con dicho servicio tiene un valor de alquiler 6% inferior en el cuantil 0.9, esta se asocia

Tabla 8. Regresiones por cuantiles para Bucaramanga y sus contrafactuales en Bogotá

	Cuantil 0.1	Cuantil 0.5	Cuantil 0.9
Panel A: Bucaramanga			
Dormitorios	0.22 ^a	0.20 ^a	0.15 ^a
Habitaciones adicionales	0.22 ^a	0.20 ^a	0.16 ^a
Cocina	0.07 ^a	0.09 ^a	0.10 ^a
Al menos un baño por hogar	0.18 ^a	0.17 ^a	0.05 ^a
Paredes de ladrillo/bloque	0.19 ^a	0.21 ^a	0.12 ^a
Pisos de baldosín/ladrillo/vinisol	0.15 ^a	0.26 ^a	0.19 ^a
Apartamento	0.17 ^a	0.08 ^a	0.02 ^a
Gas natural	0.15 ^a	-0.00	-0.06 ^a
Estrato 3 ó 4	0.30 ^a	0.26 ^a	0.33 ^a
Estrato 5 ó 6	0.73 ^a	0.61 ^a	0.75 ^a
Quinto quintil de ingreso	0.13 ^a	0.07 ^a	0.10 ^a
Constante	10.5 ^a	11.1 ^a	11.9 ^a
Panel B: Contrafactuales en Bogotá			
Dormitorios	0.25 ^a	0.23 ^a	0.22 ^a
Habitaciones adicionales	0.18 ^a	0.21 ^a	0.22 ^a
Cocina	0.04 ^a	0.09 ^a	0.03 ^a
Al menos un baño por hogar	0.18 ^a	0.12 ^a	0.15 ^a
Paredes de ladrillo/bloque	0.48 ^a	-0.13 ^a	0.12 ^a
Pisos de baldosín/ladrillo/vinisol	0.21 ^a	0.22 ^a	0.14 ^a
Apartamento	0.15 ^a	0.05 ^a	-0.01 ^a
Gas natural	0.01	-0.00 ^b	-0.01 ^c
Estrato 3 ó 4	0.28 ^a	0.31 ^a	0.37 ^a
Estrato 5 ó 6	1.09 ^a	1.31 ^a	1.65 ^a
Quinto quintil de ingreso	0.19 ^a	0.24 ^a	0.31 ^a
Constante	10.3 ^a	11.5 ^a	11.7 ^a

Nota: a: $P < 1\%$, b: $P < 5\%$, c: $P < 10\%$. Se tomaron arbitrariamente los percentiles 10, 50 y 90, pero el ejercicio se puede generalizar para considerar una distribución más exhaustiva.

Fuente: Elaborado por los autores.

con un precio de arriendo 15% superior en el cuantil 0.1. Por último, las variables de quintil de ingreso y estrato también reflejan coeficientes que varían considerablemente en la distribución condicional de la variable dependiente, pero en todos los casos el precio del alquiler es mayor en la medida que la vivienda haga parte de los estratos más altos del quintil más alto de ingreso.

La tabla 9 presenta el resultado de los índices calculados para los cuantiles mencionados. Lo que se puede observar es que en general Bogotá sigue teniendo el precio de vivienda más alto, seguido de cerca por Cartagena, con la que el diferencial de precios está entre 1% y 3%. Comparando Medellín y

Tabla 9. Índice calculado para diferentes puntos de la distribución condicional del precio

	Cuantil 0.1	Cuantil 0.5	Cuantil 0.9
Barranquilla	82.91	81.56	78.67
Bucaramanga	95.88	91.37	93.80
Cali	84.87	81.54	79.08
Cartagena	97.38	98.94	100.86
Cúcuta	95.94	96.25	93.73
Ibagué	89.09	83.72	81.28
Manizales	78.62	75.01	69.59
Medellín	87.01	86.90	86.25
Montería	89.51	89.82	82.12
Pasto	81.83	81.88	77.07
Pereira	84.99	80.91	73.00
Villavicencio	99.79	96.68	89.44

Nota: La ciudad base de comparación es Bogotá. Se tomaron arbitrariamente los percentiles 10, 50 y 90, pero el ejercicio se puede generalizar para considerar una distribución más exhaustiva.

Fuente: Elaborado por los autores.

Bogotá se observa una brecha relativamente constante alrededor del 14%. En cambio, la brecha de precios entre Barranquilla y Bogotá va de 18% a 22%. En las demás ciudades, con excepción de Cúcuta, se observa un patrón claro en el que la brecha de precios de cada una con su contraparte se hace más amplia a medida que se avanza en la parte alta de la distribución, llegando a superar ligeramente el 30% en el caso de Manizales.

De este análisis se puede concluir que la heterogeneidad en los precios de las viviendas es también capturada a través de las diferentes valoraciones que los hogares dan a los atributos de esta. Dichas diferencias se reflejan en los precios de mercado de las viviendas y por ende, en los índices de precios contruidos para comparar los costos relativos de las soluciones habitacionales en las ciudades de Colombia. El siguiente ejercicio calcula las diferencias en los índices de precios, teniendo en cuenta diferentes tipos de “canasta” de atributos de las viviendas.

5.3.2 Índices cambiando la cesta de atributos según la distribución del precio de la vivienda

El último ejercicio de este documento busca evaluar cómo cambia el efecto promedio del evento ciudad sobre el precio del arriendo, manteniendo los precios fijos. De esta manera se evalúa el diferencial de precios, teniendo en cuenta que no todos los tipos de hogares consumen una canasta fija de servicios de vivienda. Por ello, este análisis sería comparable a lo que se hace en el caso del Índice de Precios al Consumidor (IPC) por clases de gastos del

Tabla 10. Índice con diferentes tipos de cesta

Ciudad	Tipo 1	Tipo 2	Tipo 3	Tipo 4	Tipo 5
Barranquilla	76.13	83.06	85.52	87.76	80.82
Bucaramanga	96.69	96.30	95.67	94.35	83.93
Cali	82.83	84.10	84.32	81.83	73.51
Cartagena	87.34	97.35	99.56	100.42	96.14
Cúcuta	94.45	96.23	96.32	94.21	89.16
Ibagué	86.92	87.33	86.84	84.79	80.63
Manizales	80.50	78.90	77.33	74.14	64.11
Medellín	87.56	87.39	87.29	86.76	83.47
Montería	80.82	88.45	93.89	97.94	90.60
Pasto	78.78	80.99	82.22	80.59	77.08
Pereira	82.54	83.47	83.15	79.33	69.26
Villavicencio	94.14	97.01	99.70	96.36	88.33

Nota: La ciudad base de comparación es Bogotá.

Fuente: Elaborado por los autores.

DANE, en donde varían las ponderaciones de los componentes del gasto, pero se mantiene un mismo precio.

La tabla 10 expone los resultados que refuerzan análisis previos. Específicamente, Bogotá se mantiene con el nivel de precios más altos entre las capitales analizadas, seguida de Cartagena y Villavicencio. En general se puede resaltar que el impacto que tiene la ubicación de la vivienda no se distribuye de manera uniforme entre los tipos de vivienda y puede alcanzar cifras cercanas al 36%.

Si se comparan los diferentes tipos de vivienda, se puede encontrar que el “efecto ciudad” exhibe una magnitud que va del 12% al 17% para Medellín, mientras que en Barranquilla dicho rango fluctúa entre 12% y 24%. En Cartagena, por su parte, los resultados indican que la diferencia de precios es menos amplia si se comparan viviendas en las últimas columnas de la tabla 10. En efecto, la brecha de precios de esta ciudad con Bogotá puede ser de 13% en el primer grupo y de apenas de 0.4% en el cuarto tipo de vivienda. Por otra parte, la brecha en el valor de arriendo entre Pasto y Bogotá es más pronunciada en el último grupo de viviendas (23%) que en el resto de grupos. Esto también es cierto para Manizales, Cúcuta, Pereira, Bucaramanga, Ibagué y Cali.

Los resultados de este último ejercicio son consistentes con algunas de las conclusiones previas respecto a la jerarquía que ocupa Bogotá como la capital donde la vivienda es más costosa. También se mantiene la jerarquía de ciudades como Manizales, en donde la vivienda tiene menores precios promedio.

Finalmente, vale la pena resaltar que los diferenciales de precios encontrados son robustos a la estrategia de comparación empleada: basada en promedios, por rangos de precios o por tipos de vivienda. Una pregunta que surge

es ¿por qué en Colombia el precio de una vivienda estándar cambia entre ciudades? Este estudio no tiene como objetivo responder esta pregunta, pero vale sugerir algunas hipótesis, que bien pueden ser objeto de investigaciones futuras. De acuerdo con la evidencia de Bayer et al. (2004) que muestra que la demanda de atributos deseables de la vivienda aumenta con el ingreso, es posible establecer que las diferencias de precios son atribuibles en parte a las condiciones de demanda propias de cada área urbana. Esto coincide con el hecho de que Bogotá sea la ciudad más próspera de todas y al mismo tiempo la del mayor precio de la vivienda estándar. Además, en esta capital están presentes algunos factores que son inexistentes en la mayor parte de las demás áreas urbanas y que contribuyen a la valorización de la vivienda. Tal es el caso de la aglomeración de individuos con alto capital humano, empresas que generan productos de alto valor agregado, mayores oportunidades de empleo, dada la alta concentración de firmas del sector manufacturero, financiero y comercial, entre otras.

Variaciones en las condiciones de oferta también pueden originar diferenciales de precios entre las áreas urbanas. Por ejemplo, la respuesta de la oferta a los cambios en la demanda podría presentar diferencias, lo cual se vería reflejado en los parámetros de la elasticidad precio, tal como lo sugieren Glaeser et al. (2005). De hecho, algunos autores en la literatura internacional muestran que la oferta de vivienda puede ser inelástica debido a factores como las restricciones impuestas por reglamentaciones y a la existencia de barreras naturales (Hannah et al., 1993). Estos dos últimos argumentos pueden explicar por qué ciudades relativamente pobres enfrentan precios de vivienda comparativamente más altos que otras urbes más prósperas. En futuras investigaciones sería conveniente evaluar empíricamente estos planteamientos.

6 Conclusiones

Este documento ha tenido por objetivo cuantificar las diferencias espaciales en los precios de la vivienda, tanto a nivel promedio como por rangos de precios y de tipos de viviendas. Resumiendo los hallazgos del documento, lo que se encuentra es que Bogotá es la capital con los mayores precios de vivienda entre las trece ciudades analizadas, seguida por Cartagena y Villavicencio. Las diferencias de precios halladas son relativamente amplias y no se distribuyen de manera homogénea a lo largo de la distribución del precio. La brecha en el arriendo de una vivienda, originada por el hecho de ubicarse en Bogotá, puede alcanzar cifras de más del 30%.

La evidencia encontrada en este documento es una muestra de que existen ganancias importantes al cotejar diferentes tipos de vivienda y niveles de precios de estas, al momento de evaluar diferenciales de precios entre las áreas urbanas del país. Efectivamente, se encuentra un efecto de sesgo de susti-

tución que no es tan fuerte entre viviendas que pertenecen a la parte baja de la distribución del precio, a diferencia de los que pertenecen a la parte central o alta. La excepción a este hallazgo es Cartagena, pues los precios de vivienda estándar entre esta ciudad y Bogotá se parecen más en la parte más alta que en la parte baja de la distribución.

Este trabajo permite a los encargados de la política económica realizar asignaciones del gasto habitacional más eficientes en comparación a las que se realizarían si se tomaran promedios como indicadores de las diferencias de precios. Este tema es especialmente importante para ciudades que presentan una incidencia del déficit habitacional relativamente alta y al mismo tiempo los precios más altos de vivienda entre las ciudades analizadas, como es el caso de Cartagena. Por otro lado, la asignación de subsidios para la compra de vivienda puede no ser tan efectiva como la asignación de la solución habitacional propiamente dicha. Esto porque los diferenciales de precios podrían ser limitantes para que se logre dar solución a la necesidad de una vivienda para hogares de bajos recursos. De esta manera, las viviendas que se entregan a los beneficiarios de los programas de viviendas de interés social, pueden ser adecuadas más fácilmente en lugares donde los materiales de construcción son más baratos.

Los hallazgos también indican que las diferencias espaciales de precios de vivienda cambian conforme se modifican la composición de los atributos de la vivienda. Una vez se tienen en cuenta las variaciones en las características de la vivienda, en el cálculo de los índices se encuentran diferencias de precios entre ciudades cercanas al 36%. Este resultado debe tenerse en cuenta en el diseño de la política pública. Asumir una cesta de atributos promedio puede sesgar los índices de precios, lo cual puede resultar en una mala focalización de recursos.

Apéndice

Tabla 11. Resultados del modelo Logit sobre las muestras emparejadas

	Medellín	B/quilla	Cartagena	Manizales	Montería	V/vicencio	Pasto	Cúcuta	Pereira	B/manga	Ibagué	Cali
Propensity Score	-0.83	-0.40	-2.05	-0.27	0.39	1.16	-1.42	0.04	0.19	-0.13	0.35	0.07
Dormitorios	0.00	-0.167 ^a	0.198 ^a	-0.08	0.04	-0.03	0.203 ^c	-0.04	0.05	-0.03	-0.04	0.02
Habitaciones adicionales	0.11	-0.10	0.07	-0.04	0.00	-0.02	0.255 ^c	-0.03	-0.09	-0.02	0.05	0.02
Cocina	-0.18	0.04	-0.35	0.420 ^a	0.15	0.00	-0.17	-0.04	-0.15	-0.16	0.432 ^a	0.07
Al menos un baño por hogar	0.01	0.18	-0.08	0.02	-0.20	-0.08	-0.347 ^b	-0.03	-0.02	0.00	-0.08	-0.20
Paredes de ladrillo/bloque	-0.46	-1.00	-0.89	-0.64	-0.17	-0.834 ^b	-1.101 ^c	-0.23	0.04	-0.67	0.14	0.10
Pisos baldosa/ladrillo/vinisol	-0.15	-0.07	-0.06	-0.05	0.03	0.04	0.05	0.10	0.215 ^a	-0.07	0.14	0.01
Apartamento	0.04	-0.13	0.04	-0.11	0.04	0.15	0.24	0.08	-0.10	0.03	-0.02	0.00
Gas natural	-0.32	0.04	0.18	-0.07	-0.11	0.04	-0.04	-0.05	-0.07	0.13	-0.05	0.09
Estrato 3 ó 4	0.03	0.02	-0.15	0.09	-0.09	0.119 ^c	-0.09	-0.01	-0.113 ^c	-0.244 ^a	-0.08	0.06
Estrato 5 ó 6	0.373 ^c	0.20	-0.07	-0.27	-0.25	-0.04	-0.39	0.27	-0.31	-0.23	0.05	-0.06
Quinto quintil de ingreso	-0.12	-0.08	-0.03	0.07	0.22	0.172 ^b	0.19	0.03	0.16	0.07	0.06	-0.03

Nota: a: P < 1%, b: P < 5%, c: P < 10%. La variable dependiente es la probabilidad de que una vivienda sea tratada. PS denota el puntaje de pareo o Propensity Score.

Fuente: Elaborado por los autores.

Referencias

- Arbeláez, M., R. Steiner, A. Becerra, y D. Wills (2011). Housing tenure and housing demand in colombia. Research Department Publications 4736, Inter-American Development Bank.
- Bayer, P., R. McMillan, y K. Rueben (2004). An equilibrium model of sorting in an urban housing market. NBER Working Papers 10865, National Bureau of Economic Research.
- Bonilla, L. (2011). Diferencias regionales en la distribución del ingreso en colombia. *Revista sociedad y economía* 21(1), 43–68.
- Case, K. E. y R. J. Shiller (1989). The efficiency of the market for single-family homes. *American Economic Review* 79(1), 125–37.
- Coulson, N. E. y D. P. McMillen (2007). The dynamics of intraurban quantile house price indexes. *Urban Studies* 44(8), 1517–1537.
- Diewert, W. (1976). Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics* 4(2), 115–145.
- Escobar, J., C. Huertas, D. A. Mora, y J. V. Romero (2005). Índice de precios de la vivienda usada en colombia. Borradores de Economía 368, Banco de la Republica de Colombia.
- Fontenla, M. y F. Gonzalez (2009). Housing demand in mexico. *Journal of Housing Economics* 18(1), 1–12.
- Glaeser, E. L., J. Gyourko, y R. E. Saks (2005). Urban growth and housing supply. NBER Working Papers 11097, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Goodman, A. C. (1978). Hedonic prices, price indices and housing markets. *Journal of Urban Economics* 5(4), 471–484.
- Hannah, L., K.-H. Kim, y E. S. Mills (1993). Land use controls and housing prices in korea. *Urban Studies* 30(1), 147–156.
- Koenker, R. y G. Bassett (1978). Regression quantiles. *Econometrica* 46(1), 33–50.
- Lancaster, K. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy* 74(2), 132–157.
- Malpezzi, S. (2008). Hedonic pricing models: A selective and applied review. In O. A. y K. Gibb (Eds.), *Housing Economics and Public Policy*, pp. 67–89. Blackwell Science.

- Malpezzi, S., G. H. Chun, y R. K. Green (1998). New place-to-place housing price indexes for u.s. metropolitan areas, and their determinants. *Real Estate Economics* 26(2), 235–274.
- Malpezzi, S., L. Ozanne, y T. Thibodeau (1980). Characteristic prices of housing in 59 smsas. Working paper, The Urban Institute.
- Medina, C., L. Morales, y J. Nuñez (2008). Quality of life in urban neighborhoods in colombia: The cases of bogotá and medellín. Borradores de Economía 536, Banco de la Republica de Colombia.
- Paredes, D. (2011). A methodology to compute regional housing price index using matching estimator methods. *The Annals of Regional Science* 46(1), 139–157.
- Paredes, D. y P. Aroca (2008). Metodología para estimar un índice regional de costo de vivienda en chile. *Latin American Journal of Economics - formerly Cuadernos de Economía* 45(131), 129–143.
- Perdomo, J. (2011). A methodological proposal to estimate changes of residential property value: case study developed in bogota. *Applied Economics Letters* 18(16), 1577–1581.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy* 82(1), 34–55.
- Rosenbaum, P. R. y D. B. Rubin (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70(1), 41–55.
- Rubin, D. B. (1976). Multivariate matching methods that are equal percent bias reducing, i: Some examples. *Biometrics* 32, 109–120.
- Rubin, D. B. y N. Thomas (2000). Combining propensity score matching with additional adjustments for prognostic covariates. *Journal of the American Statistical Association* 95(450), 573–585.
- Wilhelmsson, M. (2002). Household expenditure patterns for housing attributes: A linear expenditure system with hedonic prices. *Journal of Housing Economics* 11(1), 75–93.
- Zabel, J. y K. Kiel (1998). The impact of neighborhood characteristics on house prices: What geographic area constitutes a neighborhood? Working papers series 98-08, Tufts University.
- Zabel, J. E. (2004). The demand for housing services. *Journal of Housing Economics* 13(1), 16–35.

Zurita, L. M. y F. A. A. Arbeláez (2005). La calidad de la vivienda en bogotá: Enfoque de precios hedónicos de hogares y de agregados espaciales. *Revista sociedad y economía* 9(1), 47-80.