

Un índice de precios espacial
para la vivienda urbana en
Colombia: Una aplicación con
métodos de emparejamiento.

Por: Luis Armando Galvis
Bladimir Carrillo

Núm. 173
Septiembre, 2012



Documentos de trabajo sobre
ECONOMÍA REGIONAL



BANCO DE LA REPÚBLICA

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS REGIONALES (CEER) - CARTAGENA

ISSN 1692 - 3715

La serie **Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional** es una publicación del Banco de la República – Sucursal Cartagena. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Un índice de precios espacial para la vivienda urbana en Colombia: Una aplicación con métodos de emparejamiento*

Luis Armando Galvis*

Bladimir Carrillo

Cartagena de Indias, Septiembre 2012

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

* En su orden, los autores son investigador y asistente de investigación del Centro de Estudios Económicos Regionales –CEER–, Banco de la República, sucursal Cartagena. Para comentarios a esta versión del documento favor dirigirse a los correos electrónicos bcarribe@banrep.gov.co , blacaber8@hotmail.com o lgalviap@banrep.gov.co.

Este documento puede ser consultado en la página electrónica del Banco de la República: http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_ec_reg4.htm.

Un índice de precios espacial para la vivienda urbana en Colombia: Una aplicación con métodos de emparejamiento

Luis Armando Galvis

Bladimir Carrillo

Resumen

La formulación de un índice que permita la comparación de precios de vivienda en el espacio es relevante para aspectos económicos tales como la asignación del gasto social habitacional. Desafortunadamente en el contexto colombiano no existe un índice que permita hacer comparaciones sobre los costos de la vivienda entre diferentes regiones geográficas. El presente trabajo se propone llenar vacíos existentes en este respecto. Para este efecto se emplea el método de emparejamiento PSM (por sus siglas en inglés: *Propensity Score Matching*), donde se simulan escenarios contrafactuales en los que se identifican viviendas de una ciudad base, en nuestro caso Bogotá, que son estadísticamente similares a las de otras ciudades. Con dicho método 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; (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.

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. We used the Propensity Score Matching (PSM) method in order to simulate counterfactual scenarios, in which a referential city's houses were identified and compared to their statistical equivalent in other cities. With this procedure 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.

Palabras claves: regresión por cuantiles, Propensity Score Matching, índice de precios hedónicos de Fisher.

Clasificación JEL: C43, O18, R21, C21.

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 toma de decisiones acerca del lugar donde se localizan las familias. Desafortunadamente en el contexto colombiano no existe un índice que permita hacer comparaciones sobre los costos de la vivienda entre diferentes regiones geográficas. El presente trabajo se propone llenar vacíos existentes en este respecto.

La construcción de un índice que permita la comparación de precios de vivienda en el espacio es también de particular interés para la formulación de políticas públicas. 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, esto debe ser un tema pertinente en la agenda política de Colombia, pues se ha planteado, entre otras cosas, el aumento de la cobertura de vivienda digna en las principales ciudades como una estrategia clave para impulsar la economía, como por ejemplo el proyecto que busca construir 100.000 viviendas de interés prioritario gratuitas en su totalidad.¹ Una política como la anterior, debe tener en cuenta que Colombia es un país con amplias desigualdades económicas² y se espera que el precio de una vivienda tipo –definida como aquellas que poseen las características más comunes o estándar- no sea la excepción a dichas circunstancias. Así las cosas, los subsidios a la vivienda no deberían ser homogéneos.

Este documento aporta elementos a la discusión analizando los mercados de la vivienda para las trece principales áreas metropolitanas de Colombia. En particular, el objetivo es cuantificar la diferencia de precios de vivienda entre ciudades o áreas metropolitanas, controlando la influencia de factores como la heterogeneidad en los atributos del inmueble, a través del uso del método de emparejamiento *Propensity Score Matching*. La idea es condensar el diferencial de precios resultante en un número índice con propiedades tipo Fisher, tomando como ciudad de base de comparación a Bogotá. Esta

¹ Véase la Ley 1537 de 2012.

² En temas como movilidad social (Bonilla, 2010) y en la distribución del ingreso (Bonilla, 2012).

última se escoge como como la ciudad base por dos razones: (i) por ser la ciudad más próspera de todas; y (ii) porque aporta mayor riqueza en el análisis, al ser la ciudad con el mayor número de habitantes y la que tiene mayor variabilidad en los precios y tipos de vivienda.

El método empleado permite responder a preguntas como ¿cuál es el nivel de precios de vivienda en Barranquilla si los inmuebles de esta ciudad tienen las mismas características de aquellos ubicados en Bogotá? Metodológicamente, este documento hace aportes a la literatura empírica en Colombia, en al menos dos aspectos: primero, se elaboran los índices por rangos de precios, manteniendo fijas las características asociadas al inmueble; segundo, se explora cómo cambia la diferencia promedio de precios cuando varían los atributos de la unidad habitacional por quintiles del precio.

Entre los principales resultados se encuentra que Bogotá tiene el precio más alto de vivienda estándar, seguida de Cartagena, Villavicencio, Cúcuta y Bucaramanga. Las brechas de precios son económicamente significativas y no son homogéneas entre 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, muestra las estadísticas descriptivas. La quinta presenta los resultados del índice. La sexta concluye con una discusión de los resultados y sus implicaciones.

2. Revisión de la literatura

Cuantificar la diferencia de precios de vivienda a través del espacio no es una tarea sencilla, dada la heterogeneidad que reviste dicho bien. Para poder 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 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, de los atributos que componen al bien heterogéneo. Este último supuesto quiere decir que, por ejemplo, el piso de baldosa en Barranquilla tiene la misma calidad que el de Cartagena. 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:

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

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.

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 pasara de estar ubicado en una ciudad a localizarse en otra. Como es apenas natural, es imposible que se dé una situación como esa³. En respuesta a esta disyuntiva, Paredes y Aroca (2008) proponen hacer simulaciones de 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 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

³ En 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.

calibración en el puntaje es mejor que el algoritmo PSM para identificar viviendas “clones” en Chile.

En economía urbana varios estudios de la literatura internacional han aplicado el algoritmo PSM con diferentes propósitos. A través de este método, Vinha (2005) evalúa el efecto del de la estación de metro sobre algunas variables indicadoras de desarrollo económico, tales como el empleo, la densidad poblacional y el ingreso promedio de hogar. McMillen y McDonald (2002) lo emplean para identificar el efecto de la clasificación de la tierra en sus diferentes usos sobre el precio de esta. Más recientemente, Deng et al. (2012) lo emplean para construir índices temporales de precios de vivienda para el periodo 1995-2010 en Singapur. Según estos últimos autores, el análisis con la técnica de pareo comparada con el procedimiento de ventas repetidas, tiene la ventaja de no necesitar información de las mismas viviendas en el tiempo.

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 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 a los grupos que se deseen comparar. Estudios recientes han elaborado índices de precios de vivienda para diferentes puntos de la distribución condicional del precio, aunque considerando la dimensión temporal y no la geográfica (Coulson y Mcmillen, 2007).

En Colombia han sido pocos los esfuerzos dedicados a la construcción de índices de precios que permitan comparar los precios de vivienda entre áreas geográficas. Ello resulta

desafortunado, pues no contar con información en relación con 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., 2007; 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, Huertas, Mora y Romero (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 capitales⁴, 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 por ejemplo, obtienen índices que comparan los precios entre los estratos uno y tres. Dado que los datos sólo 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 sólo 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

⁴ Armenia, Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pereira.

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 características socio-demográficas tales como el género del cabeza de familia. 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 las trece principales áreas metropolitanas del país⁵, 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, más allá de los simples promedios. 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 la viviendas. El presente 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

⁵ Hay que anotar que la literatura internacional presenta evidencia empírica en relación con las variaciones de precios entre áreas metropolitanas (Malpezzi et al., 1980; Malpezzi et al., 1998; Fontenla y González, 2009), razón por la cual sólo considerar una pequeña muestra de ciudades no da una visión completa del mercado de vivienda urbano.

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 por la heterogeneidad de las viviendas. Para este efecto, en la literatura empírica se han usado básicamente dos técnicas. La primera es el método de las ventas repetidas. Este procedimiento consiste en emplear una muestra de unidades habitacionales que cumplan con dos condiciones básicas: que sus características (calidad) no haya 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 homogeneizar la calidad 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 adelante se denomina “efecto ciudad”. Lógicamente, esto no es factible. Por lo tanto, se construyen escenarios contrafactuales para identificar viviendas de Bogotá estadísticamente similares a las de otras ciudades, para lo cual se sigue el método empleado por Paredes y Aroca (2008) y por Paredes (2011), implementando un algoritmo de emparejamiento tipo PSM (por sus siglas en inglés, *Propensity Score Matching*). La estrategia para construir los índices consiste 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 las variaciones en los atributos de los bienes comparados.

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. 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. A continuación se describe el procedimiento PSM y enseguida se detalla la aplicación del segundo paso de cada ejercicio.

3.1. Método de identificación de viviendas idénticas o “clones”

El algoritmo PSM evalúa el efecto de un suceso sobre un grupo de observaciones, buscando responder a la pregunta de cuál sería la situación actual si dicho evento no hubiera ocurrido (Rosenbaum y Rubin, 1983; Rubin, 1976). Quienes fueron afectados por el evento conforman el grupo de tratamiento, mientras el grupo de control lo constituyen los que no fueron afectados. 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.⁶ 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 (1985). 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:

⁶ Para la estimación de dicha probabilidad se emplea un modelo Logit.

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

Donde $D(\cdot)$ es el contrafactual de la vivienda i en la ciudad r , p el PS , δ 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 sólo 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 basado en promedios

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

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

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

Donde P denota el precio de vivienda, ϵ es un término de error aleatorio y Z_{kr} la k -ésima variable explicativa en la ciudad de referencia r . Finalmente, β y α son parámetros a

estimar usando MCO con errores robustos a la heterocedasticidad según White. 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. El primero estima el cambio en los precios de un periodo a otro, manteniendo fija la canasta de bienes del período inicial. El índice de Paasche evalúa el cambio de precios empleando la canasta de bienes del período corriente. 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. Para enfrentar esta situación se ha planteado, entre otras cosas, usar el índice de Fisher, el cual no es más que un promedio geométrico de los índices de Laspeyres y Paasche. Entre las ventajas del índice de Fisher se encuentra el cumplimiento de 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.⁷ De este modo, el índice de precios de vivienda de la ciudad r con relación a Bogotá se obtiene como:

⁷ Nótese 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 viene dado por la expresión: $IP = (\sum_{i=1}^n P_i^{t+1} Q_i^{t+1}) / (\sum_{i=1}^n P_i^t Q_i^{t+1})$, de tal manera que el índice de Fisher quedaría expresado como $IF = \sqrt{[(\sum_{i=1}^n P_i^{t+1} Q_i^{t+1}) / (\sum_{i=1}^n P_i^t Q_i^{t+1})][(\sum_{i=1}^n P_i^{t+1} Q_i^t) / (\sum_{i=1}^n P_i^t Q_i^t)]}$. 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.

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

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, que sean diferentes a Bogotá, 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

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 las 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:

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

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:

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

En nuestro caso, para obtener parámetros estimados de la ecuación hedónica en el cuantil τ , se resuelve la siguiente expresión para los grupos de tratamiento y de control, respectivamente:

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

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

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:

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

La anterior expresión nos da la brecha por ciudad del precio de la vivienda en el cuantil τ . Si dicha brecha es positiva entonces el valor de una vivienda estándar es mayor en la ciudad de referencia, de lo contrario, el costo es más alto en la ciudad de base, Bogotá. Las ecuaciones (11) y (12) son estimadas para los percentiles 10, 50 y 90 de la distribución del precio. 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 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 trata de 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 :

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

Donde \bar{z}_{kr}^v representa el valor promedio de los atributos calculados en diferentes tipos de vivienda, v . En nuestro caso se han escogido los tipos de cesta, 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 sólo 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. Descripción de los datos

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; y 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 el Cuadro 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 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.

Cuadro 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	Continua	1,84	0,84	1	7
Habitaciones adicionales	Continua	1,01	0,89	0	9
Cocina	Categórica	0,89	0,31	0	1
Al menos un baño por hogar	Categórica	0,83	0,37	0	1
Paredes de ladrillo/bloque	Categórica	0,98	0,12	0	1
Pisos de baldosín/ladrillo/vinisol	Categórica	0,76	0,43	0	1
Apartamento	Categórica	0,68	0,47	0	1
Gas natural	Categórica	0,68	0,47	0	1
Estrato 3 ó 4	Categórica	0,41	0,49	0	1
Estrato 5 ó 6	Categórica	0,04	0,19	0	1
Quinto quintil de ingreso	Categórica	0,16	0,36	0	1
Muestra expandida	2.436.557				

Fuente: Cálculos de los autores con base en 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. Esto con el fin de mostrar que el ejercicio de pareo cumple con el objetivo de homogeneizar las viviendas para hacer la comparación de precios entre unidades similares. El Cuadro 2 presenta la media y el número total de observaciones por ciudad de las variables independientes usadas en los modelos hedónicos y el PSM. De este cuadro salta a la vista 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%, siendo Medellín la capital con el mayor porcentaje. Por otra parte, existe una gran variabilidad en el material de los pisos y paredes de las unidades habitacionales. 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.

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 que se localizan en la Región 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. Con el propósito de llenar este vacío, el Cuadro 3 muestra los p-valores de las diferencias de medias entre la ciudad de referencia y Bogotá. Como se observa en el panel A del Cuadro 3, 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 del Cuadro 3, 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 del Cuadro 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.

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

	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Cartagena	Cúcuta	Ibagué	Manizales	Medellín	Montería	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 baldosín/ 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: Cálculos de los autores con base en la GEIH

Cuadro 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	Cartagena	Cúcuta	Ibagué	Manizales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/vicencio
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

Panel B. Sólo muestra emparejada

	B/quilla	B/manga	Cali	Cartagena	Cúcuta	Ibagué	Manizales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/vicencio
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

Fuente: Cálculos de los autores.

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 el Cuadro 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. Por otro lado, se presenta también en el Cuadro 4 la significancia de la bondad de ajuste, que corresponde al p-valor de la prueba de significancia global de un modelo Logit donde 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.⁸ Para el caso de esta prueba lo que se espera es que la bondad de ajuste no sea significativa, si se incluye el pronóstico de la probabilidad o el PS en la regresión, es decir, que el este puntaje no adicione, significativamente, explicación al modelo una vez se trabaja con la muestra emparejada. En relación a esta prueba, sólo 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 Anexo 1).

⁸ En el Anexo 1 se muestran los resultados del modelo Logit estimado para realizar el emparejamiento.

Cuadro 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

Notas: (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: Cálculos de los autores.

5.2. Diferencia promedio de precios entre las ciudades

El Cuadro 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, de los resultados se puede notar que los signos encontrados corresponden con los esperados. En particular, un mayor número de dormitorios se asocia con aumentos en el arriendo. En magnitud, dicho coeficiente se encuentra entre 0,14 y 0,21 (Cuadro 5, Panel A) para las ciudades de tratamiento y entre 0,19 y 0,25 (Cuadro 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 en nuevamente en Pasto, mientras que el menor en Montería e Ibagué.

Si la vivienda cuenta con una cocina, el precio de arriendo se incrementa. Así por ejemplo, los inmuebles de Barranquilla que no poseen un espacio dedicado exclusivamente para la preparación de los alimentos tienen en promedio un precio de arriendo 6% más bajo en comparación con aquellos que sí poseen este atributo. Cuando se examina el grupo de unidades habitacionales localizadas en Bogotá, pero que son estadísticamente similares a las ubicadas en Barranquilla (Cuadro 5, Panel B), se encuentra que la presencia de una cocina aumenta en 5% el valor del alquiler. De la misma manera, si una vivienda posee al menos un baño por hogar, su precio de arriendo es mayor en relación con aquellas unidades que no lo poseen. En general, esta diferencia de precios tiende a ser más amplia para las unidades en el grupo de tratamiento que para las del grupo de clones. Específicamente, mientras la brecha más alta dentro de las ciudades tratadas es de 33%, en el grupo de clones es de 21%. En materiales de construcción se encuentra que las viviendas con pisos de baldosín, ladrillo o vinisol en todos los casos llevan asociadas un costo de arriendo más alto, comparadas con aquellas que no cuentan con ninguno de estos materiales. Análogamente, 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 son el conjunto de clones de Montería, pues en este caso las viviendas con paredes de ladrillo o bloque cuestan 8% menos.

Cuadro 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	Cartagena	Cúcuta	Ibagué	Manizales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/vicencio
Dormitorios	0,17***	0,20***	0,18***	0,20***	0,21***	0,17***	0,14***	0,16***	0,20***	0,16***	0,16***	0,20***
Habitaciones adicionales	0,13***	0,20***	0,16***	0,16***	0,18***	0,19***	0,12***	0,16***	0,19***	0,22***	0,16***	0,17***
Cocina	0,066***	0,10***	0,13***	0,0073	0,073***	0,13***	0,13***	0,055***	0,11***	0,21***	0,052***	0,12***
Al menos un baño por hogar	0,33***	0,14***	0,26***	0,31***	0,24***	0,15***	0,20***	0,27***	0,27***	0,099***	0,32***	0,29***
Paredes de ladrillo/ bloque	0,23***	0,29***	0,27***	0,48***	0,29***	0,096***	0,058**	0,35***	0,41***	-0,11***	0,27***	0,38***
Pisos de baldosin/ ladrillo/ vinisol	0,26***	0,21***	0,19***	0,32***	0,10***	0,17***	0,21***	0,24***	0,30***	0,12***	0,20***	0,17***
Apartamento	0,091***	0,100***	0,071***	0,10***	0,11***	0,080***	0,075***	-0,0034	0,072***	0,19***	0,089***	0,092***
Gas natural	0,46***	-0,024***	-0,0027	0,28***	0,059***	0,050***	0,093***	0,073***	0,17***	-0,25**	0,032***	-0,0036
Estrato 3 ó 4	0,44***	0,28***	0,29***	0,35***	0,32***	0,32***	0,32***	0,36***	0,39***	0,38***	0,24***	0,24***
Estrato 5 ó 6	0,80***	0,63***	0,84***	1,26***	1,13***	0,75***	0,83***	1,12***	0,89***	0,68***	0,63***	0,86***
Quinto quintil de ingreso	0,16***	0,10***	0,13***	0,16***	0,14***	0,17***	0,21***	0,27***	0,15***	0,17***	0,19***	0,19***
Constante	10,4***	11,1***	10,9***	10,5***	11,0***	11,1***	11,1***	10,9***	10,6***	11,2***	10,9***	10,9***
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
R ²	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	Cartagena	Cúcuta	Ibagué	Manizales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/vicencio
Dormitorios	0,20***	0,22***	0,22***	0,19***	0,22***	0,21***	0,20***	0,21***	0,19***	0,25***	0,21***	0,22***
Habitaciones adicionales	0,20***	0,21***	0,20***	0,21***	0,20***	0,17***	0,20***	0,20***	0,19***	0,23***	0,20***	0,21***
Cocina	0,051***	0,069***	0,048***	0,047***	0,052***	0,090***	0,019*	0,042***	0,11***	0,035***	0,058***	0,065***
Al menos un baño por hogar	0,11***	0,14***	0,16***	0,12***	0,074***	0,13***	0,21***	0,19***	0,089***	0,13***	0,18***	0,14***
Paredes de ladrillo/ bloque	0,27***	0,093***	0,18***	0,15***	0,26***	0,28***	0,33***	0,26***	-0,083***	0,40***	0,082***	0,33***
Pisos de baldosin/ ladrillo/ vinisol	0,22***	0,19***	0,19***	0,22***	0,21***	0,21***	0,18***	0,20***	0,17***	0,15***	0,20***	0,18***
Apartamento	0,078***	0,065***	0,082***	0,077***	0,042***	0,076***	0,042***	0,063***	0,085***	0,099***	0,064***	0,074***
Gas natural	-0,0026	0,030***	0,023***	0,080***	0,0048	0,0028	0,015***	0,014***	-0,037**	0,33***	0,019***	0,0098*
Estrato 3 ó 4	0,34***	0,31***	0,32***	0,35***	0,32***	0,37***	0,35***	0,33***	0,39***	0,29***	0,33***	0,31***
Estrato 5 ó 6	1,46***	1,40***	1,28***	1,35***	1,02***	1,16***	1,36***	1,34***	1,57***	0,71***	1,30***	1,32***
Quinto quintil de ingreso	0,23***	0,24***	0,25***	0,25***	0,31***	0,22***	0,24***	0,28***	0,22***	0,31***	0,25***	0,25***
Constante	11,2***	11,3***	11,2***	11,2***	11,2***	11,1***	11,1***	11,1***	11,6***	11,0***	11,2***	11,0***
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
R ²	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: *, P < 10 %, **, P < 5 %, ***, P < 1 %.

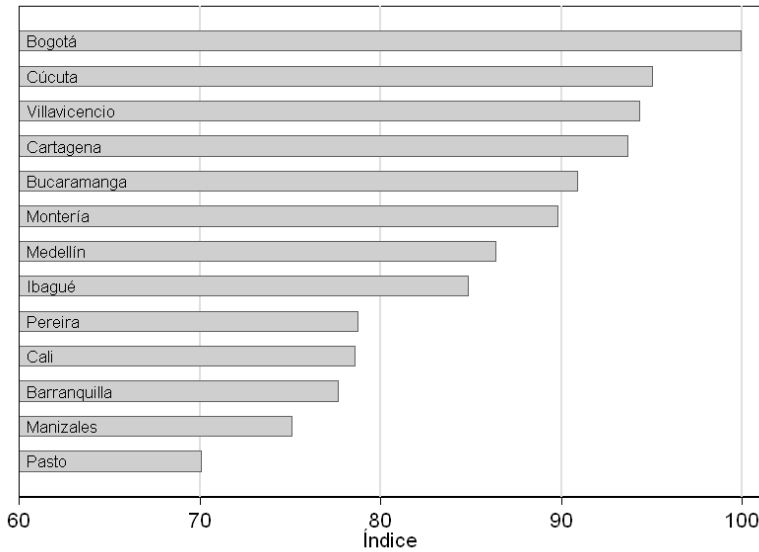
Fuente: Cálculos de los autores.

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, pues es probable que los hogares que pertenecen a un alto estatus económico que no pueden adquirir 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 cómo el estrato es una de las variables más importantes para explicar el valor de la vivienda. En lo que respecta a este documento, los resultados indican que un inmueble categorizado en los estratos 3, 4, 5 ó 6, o con 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 (Cuadro 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% (Cuadro 5, Panel B). Estos resultados sugieren que la estratificación de la vivienda es un elemento que diferencia más el precio en Bogotá que en Medellín.

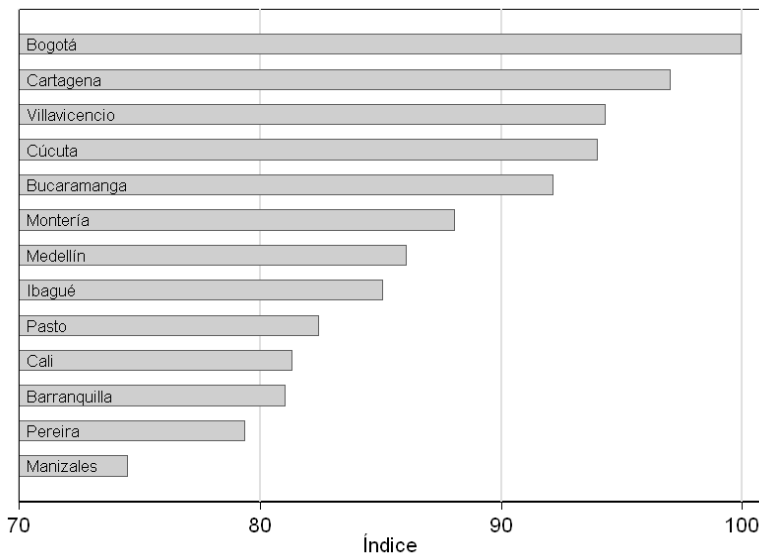
Para comparar el precio de vivienda estándar entre las ciudades bajo estudio inicialmente se presenta el índice calculado a partir de la ecuación (5), el cual se obtendría si se emplearan los modelos hedónicos sin aplicar PSM. El Gráfico 1 (Panel A) muestra el cálculo de dicho índice ordenado de mayor 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 calculados usando viviendas comparables, es decir, sobre inmuebles similares. Es más, en el Cuadro 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.

Gráfico 1. Índice de precios de Fisher

Panel A: Sin *Propensity Score Matching*



Panel B: Con *Propensity Score Matching*



Fuente: Cálculos de los autores.

Estableciendo comparaciones más homogéneas, el Gráfico 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 Manizales. 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.

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

Cuadro 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: Cálculos de los autores

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.

Cuadro 7. Matriz de índices de precios

Base	Referencia											
	B/quilla	B/manga	Cali	Cartagena	Cúcuta	Ibagué	Manizales	Medellín	Montería	Pasto	Pereira	V/vicencio
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: La primera columna y la segunda fila de la matriz representan el índice de precios de Medellín tomando como base a Barranquilla.

Fuente: Cálculos de los autores.

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 el Cuadro 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 primera fila con la segunda columna el índice es igual a 94,3 y quiere decir que el precio de vivienda en Medellín es aproximadamente 6% mayor que el de Barranquilla. Inspeccionado 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%.

5.3. Índices por rangos de precios con una canasta fija de servicios

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. En otras palabras, la idea es ver cómo les va a las viviendas más baratas o más caras de cada ciudad con sus contrapartes en Bogotá. Por restricciones de espacio los resultados de las regresiones solo se presentan para las observaciones correspondientes a Bucaramanga y Bogotá (Cuadro 8).⁹

Las columnas del Cuadro 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 a los niveles habituales de significancia. Como salta a la vista, 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 las observaciones de 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 para 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

⁹ No obstante, los resultados para las demás ciudades se encuentran disponibles si son solicitados a los autores.

correspondientes localizados 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 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 el quintil más alto de ingreso.

Cuadro 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***	0,20***	0,15***
Habitaciones adicionales	0,22***	0,20***	0,16***
Cocina	0,07***	0,09***	0,10***
Al menos un baño por hogar	0,18***	0,17***	0,05***
Paredes de ladrillo/bloque	0,19***	0,21***	0,12***
Pisos de baldosín/ladrillo/vinisol	0,15***	0,26***	0,19***
Apartamento	0,17***	0,08***	0,02***
Gas natural	0,15***	-0,00	-0,06***
Estrato 3 ó 4	0,30***	0,26***	0,33***
Estrato 5 ó 6	0,73***	0,61***	0,75***
Quinto quintil de ingreso	0,13***	0,07***	0,10***
Constante	10,5***	11,1***	11,9***
Panel B: Contrafactuales en Bogotá			
Dormitorios	0,25***	0,23***	0,22***
Habitaciones adicionales	0,18***	0,21***	0,22***
Cocina	0,04***	0,09***	0,03***
Al menos un baño por hogar	0,18***	0,12***	0,15***
Paredes de ladrillo/bloque	0,48***	-0,13***	0,12***
Pisos de baldosín/ladrillo/vinisol	0,21***	0,22***	0,14***
Apartamento	0,15***	0,05***	-0,01***
Gas natural	0,01	-0,00**	-0,01*
Estrato 3 ó 4	0,28***	0,31***	0,37***
Estrato 5 ó 6	1,09***	1,31***	1,65***
Quinto quintil de ingreso	0,19***	0,24***	0,31***
Constante	10,3***	11,5***	11,7***

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

Fuente: Cálculos de los autores.

El Cuadro 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 cuya ciudad el diferencial de precios está entre 1 y 3%. Comparando Medellín y Bogotá se observa una brecha relativamente constante alrededor del 14%. En cambio, la brecha de precios entre

Barranquilla con 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.

Cuadro 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: Cálculos de los autores con base en la GEIH.

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 construidos 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.

5.4. Índices por quintiles del precio cambiando la canasta de servicios

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. La idea de este ejercicio es evaluar el diferencial de precios teniendo en cuenta que no todos los tipos de hogares consumen una canasta fija de servicios de vivienda. De esta manera, este análisis sería comparable a lo que se hace en el caso del Índice de Precios al Consumidor (IPC) por clases de gastos del DANE, en donde varían las ponderaciones de los componentes del gasto, pero se mantiene un mismo precio.

El Cuadro 10 expone los resultados, encontrándose 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 de 12 a 17% para Medellín, mientras que en Barranquilla dicho rango fluctúa entre 12 a 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 del Cuadro 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.

Cuadro 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: Cálculos de los autores.

6. Conclusiones

Este documento sobre los mercados de la vivienda de las trece principales áreas urbanas de Colombia ha tenido por objetivo determinar la importancia de la ubicación de la vivienda en una ciudad dada sobre su precio. Resumiendo los hallazgos del documento lo que se encuentra es que Bogotá es la capital más costosa entre las ciudades analizadas, seguida de Cartagena y Villavicencio. Las diferencias de precios halladas son económicamente significativas y no se distribuyen de manera homogénea a lo largo de la distribución del precio, ni entre diferentes tipos de vivienda. 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. En efecto, se encuentra un patrón claro en el que los diferenciales de precios son más amplios si se comparan las viviendas más costosas de Bogotá con sus contrapartes en cada una de las demás ciudades, que si se comparan las unidades habitacionales más baratas de cada ciudad o aquellas que

hacen parte del centro de la distribución. 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.

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 más costosa en términos de vivienda. 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 prosperas. En futuras investigaciones sería conveniente evaluar empíricamente estos planteamientos.

Bibliografía

- Arbeláez, F., Steiner, R., Becerra, A., & Wills, D. (2011). Housing Tenure and Housing Demand in Colombia. *Working Paper Series, No. 259*. Inter-American Development Bank.
- Bayer, P., McMillan, R., & Rueben, K. (2004). An Equilibrium Model of Sorting in an Urban Housing Market. *Working Papers, No 10865*. National Bureau of Economic Research.
- Bonilla, L. (2010). Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia. *Revista de Economía del Rosario*, 13(2), 191–233.
- Bonilla, L. (2012). Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia. *Sociedad y Economía*, (21), 43–68.
- Case, K., & Shiller, R. (1989). The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *The American Economic Review*, 79, 125–137.
- Coulson, E., & Mcmillen, D. (2007). The Dynamics of Intraurban Quantile House Price Indexes. *Urban Studies*, 44(8), 1517–1537.
- Deng, Y., McMillen, D., & Sing, T. (2012). Private Residential Price Indices in Singapore: A Matching Approach. *Regional Science and Urban Economics*, 42(3), 485–494.
- Diewert, W. (1976). Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2), 115–145.
- Escobar, J., Huertas, C., Mora, D., & Romero, J. (2006). Metodologías de cálculo de un Índice de Precios de Vivienda. *Borradores de economía, No. 368*. Banco de la República.

- Fontenla, M., & Gonzalez, F. (2009). Housing Demand in Mexico. *Journal of Housing Economics*, 18(1), 1–12.
- Glaeser, E., Gyourko, J., & Saks, R. (2005). Urban Growth and Housing Supply. *Working Paper Series, No. 1109*. National Bureau of Economic Research.
- Goodman, A. (1978). Hedonic Prices , Price Indices and Housing Markets. *Journal of Urban Economics*, 5, 471–484.
- Hannah, L., Kim, H., & Mills, E. (1993). Land Use Controls and Housing Prices in Korea. *Urban Studies*, 30, 147–156.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(33), 33–50.
- Lancaster, K. (1966). A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, 74(2), 132–157.
- Malpezzi, S, Ozanne, L., & Thibodeau, T. (1980). Characteristic Prices of Housing in 59 SMSAs. *Washington, DC: The Urban Institute*.
- Malpezzi, Stephen, Chun, G., & Green., R. (1998). New Place-to-Place Housing Price Indexes for U.S. Metropolitan Areas, and Their Determinants: An Application of Housing Indicators. *Real Estate Economics*, 26(2), 235–274.
- McMillen, D., & McDonald, J. (2002). Land Values in a Newly Zoned City. *The Review of Economic and Statistics*, 84(1), 62–72.
- Medina, C., Morales, L., Bernal, R., & Torero, M. (2007). Stratification and Public Utility Services in Colombia: Subsidies to Households or Distortion of Housing Prices? *Economia*, 7(2), 41–99.
- Paredes, D. (2011). A Methodology to Compute Regional Housing Price Index Using Matching Estimator Methods. *The Annals of Regional Science*, 46, 139–157.
- Paredes, D., & Aroca, P. (2008). Metodología para estimar un índice regional de costo de vivienda. *Cuadernos de Economía*, 45, 129–143.
- Perdomo, J. (2011). A Methodological Proposal to Estimate Changes of Residential Property Value: Case Study Developed in Bogotá. *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., & Rubin, D. B. (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Incorporating the Propensity Score. *The American Statistician*, 39, 33–38.
- Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55.
- Rubin, D. (1976). Matching Methods that are Equal Percent Bias Reducing: Some Examples Biometrics. *Biometrics*, 32, 109–120.
- Rubin, D., & Thomas, N. (2000). Combining Propensity Score Matching with Additional Adjustments for Prognostic Covariates. *Journal of the American Statistical Association*, 95(450), 573–585.
- Vinha, K. (2005). *The Impact of the Washington Metro on Development Patterns*. University of Maryland.
- 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. E. (2004). The Demand for Housing Services. *Journal of Housing Economics*, 13(1), 16–35.
- Zabel, J., & Kiel, K. (1998). The Impact of Neighborhood Characteristics on House Prices: What Geographic Area Constitutes a Neighborhood? *Working Papers Series, No 98-08*. Tufts University.
- Zurita, L., & Arbeláez, F. (2005). La calidad de la vivienda en Bogotá: Enfoque de precios hedónicos de hogares y de agregados espaciales. *Sociedad y Economía*, (9), 47–80.

Anexos

Anexo 1. Resultados del modelo logit sobre las muestras emparejadas

	Mede- llín	B/quilla	Carta- gena	Mani- zales	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 Habitaciones adicionales	0,00	-0,167***	0,198***	-0,08	0,04	-0,03	0,203*	-0,04	0,05	-0,03	-0,04	0,02
Cocina	0,11	-0,10	0,07	-0,04	0,00	-0,02	0,255*	-0,03	-0,09	-0,02	0,05	0,02
Al menos un baño por hogar	-0,18	0,04	-0,35	0,420***	0,15	0,00	-0,17	-0,04	-0,15	-0,16	0,432***	0,07
Paredes de ladrillo/bloque	0,01	0,18	-0,08	0,02	-0,20	-0,08	-0,347**	-0,03	-0,02	0,00	-0,08	-0,20
Pisos bald/ladrillo/vinisol	-0,46	-1,00	-0,89	-0,64	-0,17	-0,834**	-1,101*	-0,23	0,04	-0,67	0,14	0,10
Apartamento	-0,15	-0,07	-0,06	-0,05	0,03	0,04	0,05	0,10	0,215***	-0,07	0,14	0,01
Gas natural	0,04	-0,13	0,04	-0,11	0,04	0,15	0,24	0,08	-0,10	0,03	-0,02	0,00
Estrato 3 ó 4	-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 5 ó 6	0,03	0,02	-0,15	0,09	-0,09	0,119*	-0,09	-0,01	-0,113*	-0,244***	-0,08	0,06
Quinto quintil de ingreso	0,373*	0,20	-0,07	-0,27	-0,25	-0,04	-0,39	0,27	-0,31	-0,23	0,05	-0,06
	-0,12	-0,08	-0,03	0,07	0,22	0,172**	0,19	0,03	0,16	0,07	0,06	-0,03

Nota: La variable dependiente es la probabilidad de que una vivienda sea tratada. PS denota el puntaje de pareo o *Propensity Score*. (*), (**) y (***) denotan en su orden significancia estadística al 10, 5 y 1 %.

Fuente: Cálculos de los autores.

ÍNDICE "DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMÍA REGIONAL"

<u>No.</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>	<u>Fecha</u>
1	Joaquín Viloría de la Hoz	Café Caribe: la economía cafetera en la Sierra Nevada de Santa Marta	Noviembre, 1997
2	María M. Aguilera Díaz	Los cultivos de camarones en la costa Caribe colombiana	Abril, 1998
3	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones de algodón del Caribe colombiano	Mayo, 1998
4	Joaquín Viloría de la Hoz	La economía del carbón en el Caribe colombiano	Mayo, 1998
5	Jaime Bonet Morón	El ganado costeño en la feria de Medellín, 1950 – 1997	Octubre, 1998
6	María M. Aguilera Díaz Joaquín Viloría de la Hoz	Radiografía socio-económica del Caribe Colombiano	Octubre, 1998
7	Adolfo Meisel Roca	¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX?	Enero, 1999
8	Jaime Bonet Morón Adolfo Meisel Roca	La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 – 1995	Febrero, 1999
9	Luis Armando Galvis A. María M. Aguilera Díaz	Determinantes de la demanda por turismo hacia Cartagena, 1987-1998	Marzo, 1999
10	Jaime Bonet Morón	El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996: Una aproximación con el método <i>Shift-Share</i>	Junio, 1999
11	Luis Armando Galvis	El empleo industrial urbano en Colombia, 1974-1996	Agosto, 1999
12	Jaime Bonet Morón	La agricultura del Caribe Colombiano, 1990-1998	Diciembre, 1999
13	Luis Armando Galvis.	La demanda de carnes en Colombia: un análisis econométrico	Enero, 2000
14	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones colombianas de banano, 1950 – 1998	Abril, 2000
15	Jaime Bonet Morón	La matriz insumo-producto del Caribe colombiano	Mayo, 2000
16	Joaquín Viloría de la Hoz	De Colpuertos a las sociedades portuarias: los puertos del Caribe colombiano	Octubre, 2000
17	María M. Aguilera Díaz Jorge Luis Alvis Arrieta	Perfil socioeconómico de Barranquilla, Cartagena y Santa Marta (1990-2000)	Noviembre, 2000
18	Luis Armando Galvis Adolfo Meisel Roca	El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998	Noviembre, 2000
19	Luis Armando Galvis	¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia?	Marzo, 2001
20	Joaquín Viloría de la Hoz	Descentralización en el Caribe colombiano: Las finanzas departamentales en los noventas	Abril, 2001
21	María M. Aguilera Díaz	Comercio de Colombia con el Caribe insular, 1990-1999.	Mayo, 2001
22	Luis Armando Galvis	La topografía económica de Colombia	Octubre, 2001
23	Juan David Barón R.	Las regiones económicas de Colombia: Un análisis de <i>clusters</i>	Enero, 2002
24	María M. Aguilera Díaz	Magangué: Puerto fluvial bolivarense	Enero, 2002
25	Igor Esteban Zuccardi H.	Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000	Enero, 2002
26	Joaquín Viloría de la Hoz	Cereté: Municipio agrícola del Sinú	Febrero, 2002
27	Luis Armando Galvis A.	Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000	Febrero, 2002

28	Joaquín Viloría de la Hoz	Riqueza y despilfarro: La paradoja de las regalías en Barrancas y Tolú	Junio, 2002
29	Luis Armando Galvis	Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993	Junio, 2002
30	María M. Aguilera Díaz	Palma africana en la Costa Caribe: Un semillero de empresas solidarias	Julio, 2002
31	Juan David Barón R.	La inflación en las ciudades de Colombia: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo	Julio, 2002
32	Igor Esteban Zuccardi H.	Efectos regionales de la política monetaria	Julio, 2002
33	Joaquín Viloría de la Hoz	Educación primaria en Cartagena: análisis de cobertura, costos y eficiencia	Octubre, 2002
34	Juan David Barón R.	Perfil socioeconómico de Tubará: Población dormitorio y destino turístico del Atlántico	Octubre, 2002
35	María M. Aguilera Díaz	Salinas de Manaure: La tradición wayuu y la modernización	Mayo, 2003
36	Juan David Barón R. Adolfo Meisel Roca	La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990	Julio, 2003
37	Adolfo Meisel Roca	La continentalización de la Isla de San Andrés, Colombia: Panyas, raizales y turismo, 1953 – 2003	Agosto, 2003
38	Juan David Barón R.	¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000?	Septiembre, 2003
39	Gerson Javier Pérez V.	La tasa de cambio real regional y departamental en Colombia, 1980-2002	Septiembre, 2003
40	Joaquín Viloría de la Hoz	Ganadería bovina en las Llanuras del Caribe colombiano	Octubre, 2003
41	Jorge García García	¿Por qué la descentralización fiscal? Mecanismos para hacerla efectiva	Enero, 2004
42	María M. Aguilera Díaz	Aguachica: Centro Agroindustrial del Cesar	Enero, 2004
43	Joaquín Viloría de la Hoz	La economía ganadera en el departamento de Córdoba	Marzo, 2004
44	Jorge García García	El cultivo de algodón en Colombia entre 1953 y 1978: una evaluación de las políticas gubernamentales	Abril, 2004
45	Adolfo Meisel R. Margarita Vega A.	La estatura de los colombianos: un ensayo de antropometría histórica, 1910-2002	Mayo, 2004
46	Gerson Javier Pérez V.	Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950-2001	Junio, 2004
47	Gerson Javier Pérez V. Peter Rowland	Políticas económicas regionales: cuatro estudios de caso	Agosto, 2004
48	María M. Aguilera Díaz	La Mojana: Riqueza natural y potencial económico	Octubre, 2004
49	Jaime Bonet	Descentralización fiscal y disparidades en el ingreso regional: experiencia colombiana	Noviembre, 2004
50	Adolfo Meisel Roca	La economía de Ciénaga después del banano	Noviembre, 2004
51	Joaquín Viloría de la Hoz	La economía del departamento de Córdoba: ganadería y minería como sectores clave	Diciembre, 2004
52	Juan David Barón Gerson Javier Pérez V Peter Rowland.	Consideraciones para una política económica regional en Colombia	Diciembre, 2004
53	José R. Gamarra V.	Eficiencia Técnica Relativa de la ganadería doble propósito en la Costa Caribe	Diciembre, 2004
54	Gerson Javier Pérez V.	Dimensión espacial de la pobreza en Colombia	Enero, 2005
55	José R. Gamarra V.	¿Se comportan igual las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas?	Febrero, 2005

56	Jaime Bonet	Inequidad espacial en la dotación educativa regional en Colombia	Febrero, 2005
57	Julio Romero P.	¿Cuánto cuesta vivir en las principales ciudades colombianas? Índice de Costo de Vida Comparativo	Junio, 2005
58	Gerson Javier Pérez V.	Bolívar: industrial, agropecuario y turístico	Julio, 2005
59	José R. Gamarra V.	La economía del Cesar después del algodón	Julio, 2005
60	Jaime Bonet	Desindustrialización y terciarización espuria en el departamento del Atlántico, 1990 - 2005	Julio, 2005
61	Joaquín Viloría De La Hoz	Sierra Nevada de Santa Marta: Economía de sus recursos naturales	Julio, 2005
62	Jaime Bonet	Cambio estructural regional en Colombia: una aproximación con matrices insumo-producto	Julio, 2005
63	María M. Aguilera Díaz	La economía del Departamento de Sucre: ganadería y sector público	Agosto, 2005
64	Gerson Javier Pérez V.	La infraestructura del transporte vial y la movilización de carga en Colombia	Octubre, 2005
65	Joaquín Viloría De La Hoz	Salud pública y situación hospitalaria en Cartagena	Noviembre, 2005
66	José R. Gamarra V.	Desfalcos y regiones: un análisis de los procesos de responsabilidad fiscal en Colombia	Noviembre, 2005
67	Julio Romero P.	Diferencias sociales y regionales en el ingreso laboral de las principales ciudades colombianas, 2001-2004	Enero, 2006
68	Jaime Bonet	La terciarización de las estructuras económicas regionales en Colombia	Enero, 2006
69	Joaquín Viloría de la Hoz	Educación superior en el Caribe Colombiano: análisis de cobertura y calidad.	Marzo, 2006
70	José R. Gamarra V.	Pobreza, corrupción y participación política: una revisión para el caso colombiano	Marzo, 2006
71	Gerson Javier Pérez V.	Población y ley de Zipf en Colombia y la Costa Caribe, 1912-1993	Abril, 2006
72	María M. Aguilera Díaz	El Canal del Dique y su sub región: una economía basada en su riqueza hídrica	Mayo, 2006
73	Adolfo Meisel R. Gerson Javier Pérez V.	Geografía física y poblamiento en la Costa Caribe colombiana	Junio, 2006
74	Julio Romero P.	Movilidad social, educación y empleo: los retos de la política económica en el departamento del Magdalena	Junio, 2006
75	Jaime Bonet Adolfo Meisel Roca	El legado colonial como determinante del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000	Julio, 2006
76	Jaime Bonet Adolfo Meisel Roca	Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia	Julio, 2006
77	Jaime Bonet	Desequilibrios regionales en la política de descentralización en Colombia	Octubre, 2006
78	Gerson Javier Pérez V.	Dinámica demográfica y desarrollo regional en Colombia	Octubre, 2006
79	María M. Aguilera Díaz Camila Bernal Mattos Paola Quintero Puentes	Turismo y desarrollo en el Caribe colombiano	Noviembre, 2006
80	Joaquín Viloría de la Hoz	Ciudades portuarias del Caribe colombiano: propuestas para competir en una economía globalizada	Noviembre, 2006
81	Joaquín Viloría de la Hoz	Propuestas para transformar el capital humano en el Caribe colombiano	Noviembre, 2006
82	Jose R. Gamarra Vergara	Agenda anticorrupción en Colombia: reformas, logros y recomendaciones	Noviembre, 2006
83	Adolfo Meisel Roca Julio Romero P	Igualdad de oportunidades para todas las regiones	Enero, 2007
84	Centro de Estudios Económicos Regionales CEER	Bases para reducir las disparidades regionales en Colombia Documento para discusión	Enero, 2007

85	Jaime Bonet	Minería y desarrollo económico en El Cesar	Enero, 2007
86	Adolfo Meisel Roca	La Guajira y el mito de las regalías redentoras	Febrero, 2007
87	Joaquín Viloría de la Hoz	Economía del Departamento de Nariño: ruralidad y aislamiento geográfico	Marzo, 2007
88	Gerson Javier Pérez V.	El Caribe antioqueño: entre los retos de la geografía y el espíritu paisa	Abril, 2007
89	Jose R. Gamarra Vergara	Pobreza rural y transferencia de tecnología en la Costa Caribe	Abril, 2007
90	Jaime Bonet	¿Por qué es pobre el Chocó?	Abril, 2007
91	Gerson Javier Pérez V.	Historia, geografía y puerto como determinantes de la situación social de Buenaventura	Abril, 2007
92	Jaime Bonet	Regalías y finanzas públicas en el Departamento del Cesar	Agosto, 2007
93	Joaquín Viloría de la Hoz	Nutrición en el Caribe Colombiano y su relación con el capital humano	Agosto, 2007
94	Gerson Javier Pérez V. Irene Salazar Mejía	La pobreza en Cartagena: Un análisis por barrios	Agosto, 2007
95	Jose R. Gamarra Vergara	La economía del departamento del Cauca: concentración de tierras y pobreza	Octubre, 2007
96	Joaquín Viloría de la Hoz	Educación, nutrición y salud: retos para el Caribe colombiano	Noviembre, 2007
97	Jaime Bonet Jorge Alvis	Bases para un fondo de compensación regional en Colombia	Diciembre, 2007
98	Julio Romero P.	¿Discriminación o capital humano? Determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros	Diciembre, 2007
99	Julio Romero P.	Inflación, costo de vida y las diferencias en el nivel general de precios de las principales ciudades colombianas.	Diciembre, 2007
100	Adolfo Meisel Roca	¿Por qué se necesita una política económica regional en Colombia?	Diciembre, 2007
101	Jaime Bonet	Las finanzas públicas de Cartagena, 2000 – 2007	Junio, 2008
102	Irene Salazar Mejía	Lugar encantados de las aguas: aspectos económicos de la Ciénega Grande del Bajo Sinú	Junio, 2008
103	Joaquín Viloría de la Hoz	Economía extractiva y pobreza en la ciénega de Zapatosa	Junio, 2008
104	Eduardo A. Haddad Jaime Bonet Geofrey J.D. Hewings Fernando Perobelli	Efectos regionales de una mayor liberación comercial en Colombia: Una estimación con el Modelo CEER	Agosto, 2008
105	Joaquín Viloría de la Hoz	Banano y revaluación en el Departamento del Magdalena, 1997-2007	Septiembre, 2008
106	Adolfo Meisel Roca	Albert O. Hirschman y los desequilibrios económicos regionales: De la economía a la política, pasando por la antropología y la historia	Septiembre, 2008
107	Julio Romero P.	Transmisión regional de la política monetaria en Colombia	Octubre, 2008
108	Leonardo Bonilla Mejía	Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia	Diciembre, 2008
109	María Aguilera Díaz Adolfo Meisel Roca	¿La isla que se repite? Cartagena en el censo de población de 2005	Enero, 2009
110	Joaquín Viloría De la Hoz	Economía y conflicto en el Cono Sur del Departamento de Bolívar	Febrero, 2009
111	Leonardo Bonilla Mejía	Causas de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de micro-descomposición	Marzo, 2009
112	María M. Aguilera Díaz	Ciénega de Ayapel: riqueza en biodiversidad y recursos hídricos	Junio, 2009

113	Joaquín Viloría De la Hoz	Geografía económica de la Orinoquia	Junio, 2009
114	Leonardo Bonilla Mejía	Revisión de la literatura económica reciente sobre las causas de la violencia homicida en Colombia	Julio, 2009
115	Juan D. Barón	El homicidio en los tiempos del Plan Colombia	Julio, 2009
116	Julio Romero P.	Geografía económica del Pacífico colombiano	Octubre, 2009
117	Joaquín Viloría De la Hoz	El ferroníquel de Cerro Matoso: aspectos económicos de Montelibano y el Alto San Jorge	Octubre, 2009
118	Leonardo Bonilla Mejía	Demografía, juventud y homicidios en Colombia, 1979-2006	Octubre, 2009
119	Luis Armando Galvis	Geografía económica del Caribe Continental	Diciembre, 2009
120	Luis Armando Galvis Adolfo Meisel Roca	Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: Un análisis espacial	Enero, 2010
121	Irene Salazar Mejía	Geografía económica de la región Andina Oriental	Enero, 2010
122	Luis Armando Galvis Adolfo Meisel Roca	Fondo de Compensación Regional: Igualdad de oportunidades para la periferia colombiana	Enero, 2010
123	Juan D. Barón	Geografía económica de los Andes Occidentales de Colombia	Marzo, 2010
124	Julio Romero	Educación, calidad de vida y otras desventajas económicas de los indígenas en Colombia	Marzo, 2010
125	Laura Cepeda Emiliani	El Caribe chocoano: riqueza ecológica y pobreza de oportunidades	Mayo, 2010
126	Joaquín Viloría de la Hoz	Finanzas y gobierno de las corporaciones autónomas regionales del Caribe colombiano	Mayo, 2010
127	Luis Armando Galvis	Comportamiento de los salarios reales en Colombia: Un análisis de convergencia condicional, 1984-2009	Mayo, 2010
128	Juan D. Barón	La violencia de pareja en Colombia y sus regiones	Junio, 2010
129	Julio Romero	El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano	Agosto, 2010
130	Leonardo Bonilla Mejía	Movilidad inter-generacional en educación en las ciudades y regiones de Colombia	Agosto, 2010
131	Luis Armando Galvis	Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles	Septiembre, 2010
132	Juan David Barón	Primeras experiencias laborales de los profesionales colombianos: Probabilidad de empleo formal y salarios	Octubre, 2010
133	María Aguilera Díaz	Geografía económica del Archipiélago de San Andrés, Providencia y Santa Catalina	Diciembre, 2010
134	Andrea Otero	Superando la crisis: Las finanzas públicas de Barranquilla, 2000-2009	Diciembre, 2010
135	Laura Cepeda Emiliani	¿Por qué le va bien a la economía de Santander?	Diciembre, 2010
136	Leonardo Bonilla Mejía	El sector industrial de Barranquilla en el siglo XXI: ¿Cambian finalmente las tendencias?	Diciembre, 2010
137	Juan David Barón	La brecha de rendimiento académico de Barranquilla	Diciembre, 2010
138	Luis Armando Galvis	Geografía del déficit de vivienda urbano: Los casos de Barranquilla y Soledad	Febrero, 2011
139	Andrea Otero	Combatiendo la mortalidad en la niñez: ¿Son las reformas a los servicios básicos una buena estrategia?	Marzo, 2011
140	Andrés Sánchez Jabba	La economía del mototaxismo: el caso de Sincelejo	Marzo, 2011
141	Andrea Otero	El puerto de Barranquilla: retos y recomendaciones	Abril, 2011

142	Laura Cepeda Emiliani	Los sures de Barranquilla: La distribución espacial de la pobreza	Abril, 2011
143	Leonardo Bonilla Mejía	Doble jornada escolar y la calidad de la educación en Colombia	Abril, 2011
144	María Aguilera Díaz	Habitantes del agua: El complejo lagunar de la Ciénaga Grande de Santa Marta	Mayo, 2011
145	Andrés Sánchez Jabba	El gas de La Guajira y sus efectos económicos sobre el departamento	Mayo, 2011
146	Javier Yabrudy Vega	Raizales y continentales: un análisis del mercado laboral en la isla de San Andrés	Junio, 2011
147	Andrés Sánchez Jabba	Reformas fiscales verdes y la hipótesis del doble dividendo: un ejercicio aplicado a la economía colombiana	Junio, 2011
148	Joaquín Vilorio de la Hoz	La economía anfibia de la isla de Mompo	Julio, 2011
149	Juan David Barón	Sensibilidad de la oferta de migrantes internos a las condiciones del mercado laboral en las principales ciudades de Colombia	Julio, 2011
150	Andrés Sánchez Jabba	Después de la Inundación	Agosto, 2011
151	Luis Armando Galvis Leonardo Bonilla Mejía	Desigualdades en la distribución del nivel educativo de los docentes en Colombia	Agosto, 2011
152	Juan David Barón Leonardo Bonilla Mejía	La calidad de los maestros en Colombia: Desempeño en el examen de Estado del ICFES y la probabilidad de graduarse en el área de educación	Septiembre, 2011
153	Laura Cepeda Emiliani	La economía de Risaralda después del café: ¿Hacia dónde va?	Septiembre, 2011
154	Leonardo Bonilla Mejía Luis Armando Galvis	Profesionalización docente y la calidad de la educación escolar en Colombia	Septiembre, 2011
155	Adolfo Meisel Roca	El sueño de los radicales y las desigualdades regionales en Colombia: La educación de calidad para todos como política de desarrollo territorial	Septiembre, 2011
156	Andrés Sánchez Jabba	Etnia y rendimiento académico en Colombia	Octubre, 2011
157	Andrea Otero	Educación para la primera infancia: Situación en el Caribe Colombiano	Noviembre, 2011
158	María Aguilera Díaz	La yuca en el Caribe colombiano: De cultivo ancestral a agroindustrial	Enero, 2012
159	Andrés Sánchez Jabba	El bilingüismo en los bachilleres colombianos	Enero, 2012
160	Karina Acosta Ordoñez	La desnutrición en los primeros años de vida: Un análisis regional para Colombia	Enero, 2012
161	Javier Yabrudy Vega	Treinta años de finanzas públicas en San Andrés Islas: De la autosuficiencia a la dependencia fiscal.	Enero, 2012
162	Laura Cepeda Emiliani Juan David Barón	Segregación educativa y la brecha salarial por género entre los recién graduados universitarios en Colombia	Febrero, 2012
163	Andrea Otero	La infraestructura aeroportuaria del Caribe colombiano	Febrero, 2012
164	Luis Armando Galvis	Informalidad laboral en las áreas urbanas de Colombia	Febrero, 2012
165	Gerson Javier Pérez	Primera versión de la Política de Seguridad Democrática: ¿Se cumplieron los objetivos?	Febrero, 2012
166	Karina Acosta Adolfo Meisel Roca	Diferencias étnicas en Colombia: una mirada antropométrica	Abril, 2012

167	Laura Cepeda Emiliani	¿Fuga interregional de cerebros? El caso colombiano	Abril, 2012
168	Yuri C. Reina Aranza Andrés Sánchez Jabba Ana María Díaz Alejandro Peláez	El cultivo de ñame en el Caribe colombiano	Junio, 2012
169	Omar Castelblanco Johanna Tautiva Cristina González Laura Ángel	Evolución geográfica del homicidio en Colombia	Junio, 2012
170	Karina Acosta	La obesidad y su concentración según nivel socioeconómico en Colombia	Julio, 2012
171	Javier Yabrudy Vega	El aguacate en Colombia: Estudio de caso de los Montes de María, en el Caribe colombiano	Agosto, 2012
172	Andrea Otero	Cali y las consecuencias económicas del narcotráfico	Agosto, 2012
173	Luis Armando Galvis Bladimir Carrillo	Un índice de precios espacial para la vivienda urbana en Colombia: Una aplicación con métodos de emparejamiento	Septiembre, 2012