

**PRESIÓN URBANIZADORA SOBRE LA SABANA DE BOGOTÁ: UNA
COMPARACIÓN DEL IMPACTO SOBRE EL PRECIO DE LOS PREDIOS
ENTRE EL AÑO 2009 Y EL AÑO 2015**

Por: Anamaría Rodríguez Mora

Directora: Dr. Sc. Irma Baquero Haeberlin

Economía Urbana

Clasificación JEL: R10, R14, R23, R31, R52

Facultad de Economía

ESCUELA COLOMBIANA DE INGENIERÍA JULIO GARAVITO

Bogotá D.C., mayo de 2016

RESUMEN

La Sabana de Bogotá es considerada como una de las tierras más aptas para agricultura en el país, sin embargo, debido a diferentes factores se han empezado a urbanizar, cambiando su tipo de uso de suelo. El presente trabajo tiene como objetivo central medir el impacto del cambio de uso del suelo en la región sobre el precio de los predios para 2009 y para 2015, de forma que se pueda realizar una comparación de los resultados y verificar si el impacto sobre el precio aumentó para este periodo de tiempo; para esto se estimaron dos modelos de precios hedónicos, uno lineal y otro logarítmico, a partir de un sistema de panel de datos estimado por efectos fijos para el primer modelo y efectos aleatorios para el segundo, con datos recolectados para 11 municipios de la región a partir de avisos clasificados publicados en los años de estudio. Para la estimación de los modelos econométricos se tomó como variable dependiente el precio por metro cuadrado y para la medición del impacto del cambio de uso del suelo se incorporó la variable independiente *cambio* que representa el hecho de que un predio sea una construcción nueva o tenga un proyecto urbanizador aprobado. Las estimaciones econométricas arrojaron como resultado que efectivamente el impacto del cambio del uso del suelo sobre el precio de este fue mayor en 2015 que en 2009, adicionalmente se confirma la teoría de que la localización juegan un papel importante a la hora de la determinación del precio.

Palabras Claves: urbanización, precio comercial de la tierra, uso del suelo JEL: R10, R14, R23, R31, R52

ABSTRACT

Bogota's Sabana is considered one of the most suitable lands for agriculture in the country, however, due to different factors it has been being urbanized, changing their type of land use. This investigation has the objective to measure the impact of the change of use on the price of land in the region for 2009 and 2015, so you can make a comparison of the results and verify the impact of this change on the price. Two hedonic price models are estimated, one lineal and one logarithmical, using panel systems estimated by fixed effects in the first model and random effects in the second, the data sample collected for 11 municipalities in the region is taken from advertisements for sale of property posted on the years of study. For the estimation of econometric models was taken as dependent variable the price per square meter and for measuring the impact of changing land use the independent variable *change* was incorporated, it represents the fact that a property is a new construction or have sat up urban project approved. The econometric results show that impact of changing land use on soil's price actually was higher in 2015 than in 2009, additionally confirms the theory that the location plays an important role in the price determination.

INDICE

- 1. INTRODUCCIÓN**
- 2. PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN**
- 3. HIPÓTESIS**
- 4. OBJETIVOS**
- 5. EL CAMBIO DE USO DEL SUELO Y SU EFECTO SOBRE EL PRECIO DE LA TIERRA**
- 6. LOS DETERMINANTES DEL PRECIO DE LA TIERRA CON CAMBIO DE USO**
- 7. REVISIÓN DE LITERATURA**
- 8. EL MÉTODO DE PRECIOS HEDÓNICOS**
- 9. LA PRESIÓN URBANIZADORA**
 - 9.1 El crecimiento de la población en la subregión (1993-2015)
 - 9.2 La construcción en la subregión (2009 vs 2015)
 - 9.3 La expansión urbana en los municipios de estudio (2009 vs 2015)
 - 9.4 El impuesto predial
- 10. EL PRECIO DE LOS PREDIOS DE LOS MUNICIPIOS DE ESTUDIO EN 2009 Y 2015**
 - 10.1 Descripción de la muestra
 - 10.2 Descripción del precio de los predios a partir de la muestra recolectada (2009-2015)
- 11. EL MODELO ECONOMETRICO**
 - 11.1 Descripción del modelo
 - 11.2 Resultados del modelo lineal y logarítmico
 - 11.2.1 Modelo lineal
 - 11.2.2 Modelo logarítmico
- 12. CONCLUSIONES**
- 13. BIBLIOGRAFIA**
- 14. ANEXOS**

1. INTRODUCCION

La sabana de Bogotá está constituida por 32 municipios¹ con diferentes niveles de urbanización y suburbanización. La reciente publicación realizada por el IGAC en junio de 2015 afirma que a pesar de que las tierras de estos municipios son consideradas como unas de las más aptas para la agricultura, el 63% de estos suelos ya no se cultivan sino son utilizados para la construcción urbana o en ciertos casos, son considerados como lotes de engorde.

¿Pero a qué se debe este cambio en el uso de suelo de la región? dentro de las principales causas podrían encontrarse las siguientes: la presión urbanizadora de Bogotá sobre los municipios aledaños, los cambios en la productividad y rentabilidad de las diferentes actividades en la región, la amplia brecha de las legislaciones sobre uso y/o propiedad del suelo entre la ciudad y los municipios, entre otras. En cuanto a la primera causa mencionada, se tiene que entre 1993 y 2005 la migración de Bogotá hacia la sabana casi se duplicó, pasando de 139.377 a 316.921 según estadísticas poblacionales del DANE. Los municipios con uso del suelo más inadecuado según el IGAC para el año 2015 fueron Funza con un 90% de sus hectáreas, Tenjo con un 80% y Madrid con un 75%.

Este cambio de tipo de uso de suelo puede generar diferentes efectos a nivel región como lo son el desplazamiento de los campesinos, el que los municipios dejen de estar en la capacidad de producir lo que consumen, frecuentes inundaciones, cambios en los ecosistemas, un fuerte incremento de la demanda por redes viales y vehículos, la suburbanización en zonas rurales y finalmente un impacto significativo sobre los precios de las tierras. El desarrollo de este estudio se centra en analizar como esa presión urbanizadora que genera el cambio en el uso del suelo de los diferentes municipios afecta el precio de las tierras y si este impacto se incrementó entre el año 2009 y 2015.

Para llevar a cabo este objetivo se utiliza la metodología de precios hedónicos que es la más utilizada en la literatura con objetivos similares dado que esta metodología permite

¹ Definición del IGAC

determinar el precio implícito de características de los bienes que no tienen un mercado definido, como lo es en este caso el cambio en el uso del suelo.

Inicialmente se realiza una breve justificación del problema, el marco teórico sobre el cual está basada la investigación y el marco metodológico. Posteriormente se desarrolla una descripción de la presión urbanizadora sobre los municipios de la región, a partir del comportamiento del crecimiento de la población, la dinámica constructora, la expansión del área urbana y el impuesto predial unificado que grava la propiedad del inmueble.

La siguiente parte del trabajo describe el desarrollo de los modelos econométricos, para la recolección de la muestra de datos se utilizó información de clasificados inmobiliario de revistas y periódicos para 11 municipios de la sabana dentro del primer anillo de influencia para Bogotá: Cajicá, Cota, Chía, Facatativá, Mosquera, Madrid, Funza, Fusagasugá, La Calera, Sopó y Zipaquirá; a partir de esta información y la normatividad de cada concejo municipal se planteó la función hedónica que fue estimada con un sistema de panel de datos con efectos aleatorios. Dentro del modelo se introduce la variable independiente *cambio* que representa el hecho de que un predio haya sido urbanizado o esté próximo a serlo, esta es la variable que permite validar la hipótesis nula del presente estudio, pues permite cuantificar el impacto del cambio del uso del suelo sobre el precio de los precios.

Por último, se describen los resultados obtenidos en la aplicación de los modelos a los datos recolectados y se sacan las respectivas conclusiones del estudio.

2. PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN

¿Ha aumentado el impacto que tiene el cambio del uso del suelo en el precio de los predios de los municipios de la sabana de Bogotá?

3. HIPOTESIS

El cambio de uso del suelo en la sabana de Bogotá tuvo mayor impacto en el precio de los predios en el año 2015 que en el 2009.

4. OBJETIVOS

Objetivo general

Comparar el efecto que tuvo el cambio de uso del suelo en la sabana de Bogotá en el precio de los predios entre el año 2009 y el año 2015.

Objetivos específicos

- Estudiar el incremento de la presión urbanizadora de la región a través de un análisis de la dinámica poblacional de la región y el cambio en la proporción del área urbana de los municipios.
- Describir las diferencias entre la actividad constructora de los municipios de estudio y las legislaciones dirigidas a gravar la propiedad de los tipos de predios entre los dos años de estudio.
- Describir el cambio del precio de los predios en la región entre el 2009 y el 2015.
- Analizar el impacto del cambio de uso del suelo en el precio de los predios a partir del modelo de precios hedónicos, usando la metodología de panel de datos.

5. EL CAMBIO DE USO DEL SUELO Y SU EFECTO SOBRE EL PRECIO DE LA TIERRA

Primero que todo, es necesario comprender por qué el cambio de uso del suelo puede afectar el precio de los predios, para esto Barlowe et al (2013) desarrolla un modelo teórico sobre el uso de recursos ambientales en el cual la interacción de la oferta y la demanda por determinado factor bajo condiciones de libre mercado determinan el precio de estos bienes. El concepto económico de renta es importante en el desarrollo de este modelo y aunque existen diferentes exponentes Barlowe se basa principalmente en dos: David Ricardo y Von Thünen.

David Ricardo (1959) define la renta como “aquella parte del producto de la tierra que se paga al terrateniente por el uso de las energías originarias e indestructibles del suelo”, en su teoría, la renta corresponde siempre a la diferencia existente entre el producto obtenido mediante el empleo de dos cantidades iguales de capital y trabajo en tierras con diferentes cualidades: “si toda la tierra tuviera las mismas propiedades, si fuera ilimitada en cantidad y uniforme en calidad, no sería posible hacer algún cargo por su uso. Pero dado que la tierra no es ilimitada ni uniforme en calidad, o tiene menos ventajas por donde se encuentre situada, se llaman a cultivar otras tierras, la renta es el pago por su uso y la diferencia existente entre el producto obtenido mediante el empleo de cantidades iguales de cantidad y trabajo” Ricardo (1959). En su teoría deja claro que la renta incrementa por que los precios de los bienes producidos incrementan, la renta no es la causa de los altos precios.

Von Thünen realiza otro aporte importante al concepto de renta de la tierra para la teoría clásica, este autor introduce las ventajas de la localización cercana a mercados y ciudades en la de formación de la renta, este autor define la renta como “el ingreso excedente que se obtiene por la utilización de una unidad adicional de tierra y mide básicamente las ventajas que una porción de tierra tiene sobre otra” (Duch; 2009). Thünen desarrolla un modelo para explicar la determinación de la curva de renta agrícola y plantea la siguiente formula:

$$LR = Y(m - c) - Ytd \quad (1)$$

Donde LR corresponde a la renta por unidad de tierra; Y al producto por unidad de tierra, m es el precio de mercado del bien, c es el precio por unidad producida, t es el costo de

transporte por unidad de distancia y d es la distancia del mercado. De acuerdo con la explicación de Duch (2009), en este modelo la localización óptima de las actividades agrícolas es una función de la renta de la tierra, la cual se busca maximizar. Para Thünen la renta está en función de la distancia del lugar de producción al mercado (ya que costos mayores reducirían el excedente obtenido). Adicionalmente explica como menores costos de transporte y rendimientos decrecientes tienden a incrementar con la distancia de la ciudad a los centros de producción.

Barlowe fusiona el impacto de estos dos anteriores factores (calidad de la tierra y localización) en un concepto que denomina *uso-capacidad* y lo ilustra de la siguiente forma junto con la formación de la renta:

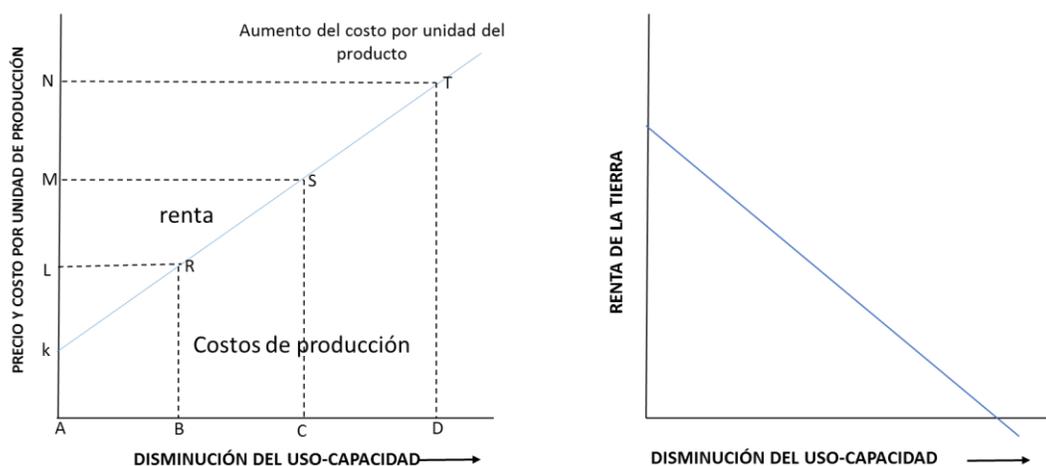


Gráfico 1: uso-capacidad. Tomado de Barlowe, 2013.

Este concepto provee una importante comparación del potencial de generación de ingreso de diferentes tierras, áreas con mayor uso-capacidad tienen los mayores ingresos potenciales por producción y generan la mayor renta, a medida que tierras de menor uso-capacidad empiezan a ser utilizadas (menos productivas y con menos ventajas en su localización) la unidad de costos de producción gradualmente se incrementa, y el precio neto por unidad de producción incrementa lo suficiente para dominar cualquier incremento de producción necesario. Cuando solo se usan las tierras A-B, los precios están anclados a la renta de la

tierra y el excedente sobre los costos de producción es pequeño, cuando el margen extensivo de uso de tierra cambia de B a D, los precios incrementan a NT y el volumen total de renta de la tierra incrementa del área dentro del triángulo KLR hacia el triángulo KNT.

Posteriormente Barlowe incorpora otro concepto de renta, esta vez desde el punto de vista de un inversionista; “la mayoría de inversores, dueños y terratenientes ven la renta de la tierra como un retorno a su inversión inmobiliaria. La relación del concepto de renta con el valor de la tierra es de vital importancia; los recursos inmobiliarios tienen un valor corriente de mercado igual al valor presente de todas sus rentas futuras esperadas; los inversores mostraran un interés claro por aquel bien que le promete flujos de renta satisfactorios; esto va a estar claramente afectado por la localización y afectará el tipo de uso del predio por parte del inversor” (Barlowe, Adelaja, & Babladelis, 2013).

Barlowe afirma que la mayoría de los inversionistas van a concentrarse en esos usos que les permiten maximizar sus retornos dada una localización y factores productivos particulares; para explicar cómo en un momento del tiempo un comprador toma una decisión particular entre dos tipos de usos y una localización, Barlowe introduce el concepto de “overlapping rent triangles”².

Con base en estos conceptos, el autor concluye que la relación existente entre el tipo de uso que el dueño decida darle a la tierra (buscando maximizar sus beneficios) y el precio de dicha tierra está en que dependiendo de los retornos esperados con cierto tipo de uso dada una calidad de tierra x, una localización y otros factores del predio, al traer dichos retornos a valor presente se encontrará el precio de dicha tierra; si la rentabilidad de cierto tipo de uso cambia para un predio, el precio actual de esta tierra se verá afectado igualmente pues su valor presente cambiará ante estas variaciones .

6. LOS DETERMINANTES DEL PRECIO DE LA TIERRA CON CAMBIO DE USO

² Triángulos que muestran por cada tipo de uso de tierra la relación con el monto de renta de esta y su uso-capacidad. Además, incorpora el concepto de margen de transferencia donde muestra en qué punto el dueño de cierta tierra decide cambiar el tipo de uso de tu propiedad.

Una vez se tiene claro como el cambio de uso de la tierra puede afectar el precio comercial de esta, la presente sección analiza qué factores determinan el precio de este tipo de predios con cambio en su uso, para esto el estudio se centra en el modelo teórico de Soto (2005) quien define la tierra como un factor productivo inmóvil, durable y no reproducible y por lo cual, dadas estas características, su precio reacciona como el de un activo (pues permite la reserva de valor); este autor desarrolló un modelo teórico que describe el precio de transferencia de tierras cuando hay cambio de destino en el uso de dichas tierras. Se basa en que los propietarios de la tierra se enfrentan ante dos posibilidades: continuar con la explotación agrícola de la tierra o venderla para que se desarrolle un proyecto inmobiliario u otro proyecto no rural. Se hace el supuesto de que el precio de la tierra sube si aumentan los ingresos netos derivados de su explotación y el tenedor de los derechos de propiedad puede apropiarse de ellos, considerando que el precio de la tierra queda determinado por el valor esperado del flujo de beneficios futuros derivado de cualquier modalidad de explotación. Como primera medida plantea la siguiente ecuación para el precio por hectárea:

$$PT_t(t^*, d, z) = E_t \left[\int_t^{t^*} \pi^1(d, z) e^{-r(s-t)} ds + \int_t^{\infty} \pi^2(d, z) e^{-r(s-t)} ds - C e^{-r(t^*-t)} \right] \quad (2)$$

Donde d es un indicador de ubicación, z representa los insumos de producción y E_t es la esperanza condicional en la información al comienzo del instante t . El primer término es la suma de los beneficios π^1 de continuar operando la tierra como explotación agrícola, descontada por la tasa de interés r , hasta el instante t^* en el que esta es vendida para un desarrollo alternativo. El siguiente término de la ecuación corresponde al beneficio π^2 de explotar la tierra en el proyecto alternativo para siempre, descontando r y los costos c incurridos en el instante t^* para realizar el cambio de uso de la tierra.

La función de beneficios netos por hectárea de explotación agrícolas π^1 tiene la siguiente especificación:

$$\pi^1(d, z) = \frac{PmAk^\alpha l^{\beta(1-\alpha)}}{[1+ct(d)](1+\tau_\alpha)} - wL - p_k k \quad (3)$$

Se puede ver que estos dependen de la función de producción agrícola homogénea de grado uno³, los costos de producción de L y K y del precio del productor⁴ (Pp) el cual a su vez depende del precio de mercado de los bienes producidos Pm, del costo de transporte de estos que a su vez dependen de la distancia a centros urbanos y de τ que son los impuestos y distorsiones del precio.

A partir de la derivada parcial de los beneficios π^1 con respecto a las variables independientes que lo determinan, Soto encuentra que en un aumento de los precios de los bienes (Pm) aumenta la rentabilidad de la tierra y por tanto su precio, predios a mayor distancia de los centros urbanos tiene mayor costo de transporte y por consiguiente menores beneficios netos lo que hace que esta tierras sea menos valorada por los demandantes, un impuesto (positivo) reduce la rentabilidad de la tierra y por ende su precio mientras que un subsidio (-) genera lo opuesto, esto se resume en el término τ , finalmente, un aumento del precio de los insumos (w,k) reduce la rentabilidad del sector agrícola y por ende el precio de la tierra.

Los beneficios del proyecto alternativo π^2 se explican en la ecuación 4, estos dependen positivamente del crecimiento del PIB (por cuestiones de demanda) el cual crece a una tasa estocástica g cada periodo y negativamente de la distancia d. B(s) es un proceso Browniano⁵ con media cero y varianza 1 y el parámetro γ refleja la des utilidad asociada la distancia (costos de transporte, la congestión, la seguridad de acceso, los niveles de contaminación, etc.).

$$\pi^2 = -\gamma d + g\Delta t + \sigma B(s) \quad (4)$$

La solución del modelo planteado por Soto se da en el instante t^* en que se maximiza el valor presente de la tierra para el individuo, es decir, cuando se encuentra el precio de reserva R^* mínimo del individuo para vender la tierra, como se observa en la gráfica 2 este se halla al

³ La función de producción por hectárea es homogénea de primer grado y se representa de la siguiente forma: $ya(z) = Ak^\alpha l^{\beta(1-\alpha)}$

⁴ El precio del producto en el modelo del soto está definido de la siguiente forma: $Pp = \frac{Pm}{[1+ct(d)](1+\tau)}$

⁵ Un proceso Browniano es un proceso estocástico $\{B(t), t \geq 0\}$ con varianza σ^2 que cumple las siguientes condiciones: $B(0) = 0$, Tiene incrementos independientes, Para todo $s < t$, $B(t) - B(s) \sim N(0, \sigma^2(t-s))$ y Las trayectorias del proceso $t \rightarrow B_t$ son funciones continuas.

igualar las especificaciones de la función de los beneficios agrícolas con la de los beneficios alternativos reemplazándolas en la ecuación 2 , el autor llega a la siguiente ecuación⁶:

$$R^* = \pi^1 + r c + \frac{1}{\delta} - \frac{g}{r} \quad (5)$$

A partir de la derivación parcial de R^* con respecto a cada uno de sus determinantes expuestos en la ecuación 5, el autor concluye que un aumento de π^1 (por aumentos de P_m o disminución de c_t y τ) lleva a un aumento del precio de reserva para el propietario y por tanto incrementa el precio de mercado, un incremento de la tasa de interés (r) reduce ambos tipos de beneficios, lo que reduce el precio de reserva pero dado que también se reduce el valor presente del costo de vender, el precio de reserva aumenta lo que hace que la decisión del propietario sea ambigua. Los costos de transacción c aumentan el precio de reserva y una mayor tasa de crecimiento de los beneficios del proyecto g disminuyen el valor de reserva de la tierra por que adelantan la decisión de venta. Finalmente, un aumento en la volatilidad de los beneficios no agrícolas σ^2 aumenta el precio de reserva de la tierra pues un retorno no agrícola equivalente a continuar con la producción agrícola tiene menos probabilidad de ocurrencia.

El modelo muestra cómo se forma el precio de la tierra a partir de los beneficios esperados de un uso agrícola frente a un uso urbano alternativo, este precio se encuentra cuando el valor presente de la tierra para el individuo se maximiza, lo que equivale a encontrar su precio de reserva R^* , como se observa en la gráfica 2.

⁶ Donde $\delta = \frac{[\sqrt{g^2+2\sigma^2r-g}]}{\sigma^2}$

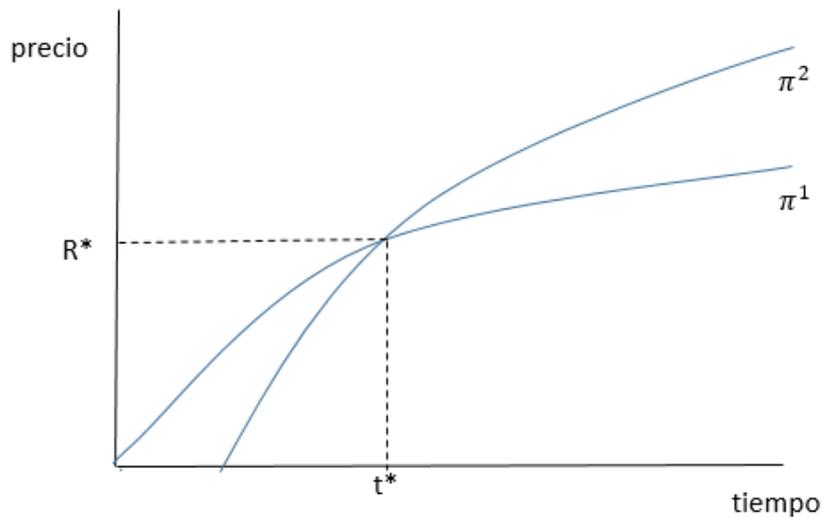


Gráfico 2: Precio de reserva. Tomado de Soto, 2005.

7. REVISION DE LITERATURA

Los trabajos empíricos que han realizado estudios del impacto del tipo de uso de la tierra sobre su precio varían en su metodología, resultados y lugar de aplicación. El informe realizado por la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias de Chile, ODEPA (2009) y el estudio realizado por Donoso et al (2013) afirman que la mayor parte de investigaciones enfocadas a encontrar el impacto de las variables determinantes del precio de la tierra agrícola, utilizan la metodología de precios hedónicos.

Las variables utilizadas para medir estos impactos, varían de estudio a estudio. Así, el estudio desarrollado por Decimavilla, San Juan, & Sperlich(2008) que tiene como objetivo central encontrar las variables que determinan el precio de la tierra con presión urbana en España, utilizó dos tipos de variables: las fundamentales, que están formadas por la evolución de los ingresos esperados por los agricultores y las no fundamentales o especulativas que son la presión urbanizadora, la localización, la presión demográfica, etc. Como variable relacionada con el cambio del uso del suelo se incluyó la tasa de variación de la superficie agraria útil (TSUP), como medida de la pérdida de tierras por cambio de uso o abandono. Donoso et al (2009) introduce como variables de estudio tanto los factores productivos y no productivos para determinar la formación del precio de la tierra agrícola en Chile, siendo su objetivo

central el comparar los factores determinantes del valor de la tierra en dos periodos. Por otro lado, Buitrago (2007) realiza un estudio que busca determinar la distribución espacial de los precios comerciales de la tierra rural en los municipios contiguos a Bogotá, su relación con el uso actual del suelo y determinar los factores que lo definen, para esto utiliza las siguientes variables relacionadas al tipo de suelo: el potencial agrícola del suelo y el tipo de uso de suelo. Otro estudio que incluye el tipo de uso del suelo como variable importante en la determinación del precio de la tierra es el realizado por Zhuang & Zhao (2014) en el cual evalúan el efecto del uso de la tierra y la construcción sobre polución y precio de la tierra, ellos a diferencia de los dos anteriores estudios evalúan el cambio en precio de la tierra con presión de obras públicas (ferrocarriles y metro) y no con presión urbana, pero de igual forma evalúa el impacto de un cambio en el uso de un predio sobre el precio de las tierras. En su estudio dividen en dos grupos las variables: entre factores de uso de tierra (agrícola, forestal, gubernamental, etc.) y factores de uso en construcción (entretenimiento, condominio, negocios y hoteles, transporte, etc.). El informe de la ODEPA (2009) incluye las siguientes variables asociadas al uso del suelo y el cambio en su uso: Superficie plantada con frutales y viñas, construcciones, aptitud del predio, distancia de la capital regional a la capital nacional y tasa de crecimiento urbano. Se puede ver, por tanto, que en todos los estudios las variables que buscan determinar el impacto del cambio del uso del suelo y/o la presión urbana sobre el precio de este son diferentes.

Los resultados de los estudios varían igualmente entre ellos debido al lugar de aplicación, al método utilizado y al tipo de variables que se incorporaron en sus modelos, algunos de los resultados más destacados son: los del estudio aplicado a España realizado por Decimavilla, San Juan, & Sperlich (2008) el cual mostró una no significancia en la variable TSUA. Esto lo explica por dos efectos que se anularían entre sí: el efecto negativo sobre el precio que ocurre porque en muchas zonas se pierde SUA (superficie agraria útil) por abandono de actividad y el efecto positivo de pérdida de SUA por transformación del suelo en urbano o industrial. El estudio de la ODEPA para Chile concluye que la presencia de construcciones tienen un impacto positivo en el valor de la tierra, y el tipo de aptitud influye significativamente en el precio, siendo la aptitud ganadera la que ha incrementado el valor a través del tiempo, la distancia a centros urbanos tiene un efecto negativo sobre el valor de la

tierra y la tasa de cambio de densidad comunal (variable poblacional) tiene un impacto positivo sobre el valor de la tierra agrícola.

8. EL MÉTODO DE PRECIOS HEDÓNICOS

En cuanto a la metodología para el análisis de los datos, la mayoría de los estudios empíricos en primera medida realizan un análisis estadístico descriptivo y posteriormente estiman modelos uni o multivariados⁷. En el presente estudio la hipótesis se valida por medio de un modelo de precios hedónicos estimado a partir de un panel de datos diferenciado por años de interés (2009 y 2015); este tipo de metodología permite estimar el valor de aquellos atributos de un bien que carecen de mercado con base en los datos de mercado de otros bienes con los que están claramente relacionados.

El método de precios hedónicos es aplicable a bienes no homogéneos con características propias o diferentes atributos y lo que pretende precisamente es encontrar el precio implícito de cada uno de estos atributos, es decir, se utiliza para aquellos bienes cuyo precio está determinado por diferentes características que un demandante a la hora de tomar la decisión de compra tiene en cuenta, pues representan para él diferentes valores de uso (Azqueta, 1994). El método es comúnmente utilizado para hallar precios implícitos en el mercado inmobiliario. En economía ambiental, se aplica para valorar variables ambientales como por ejemplo el nivel de contaminación atmosférica o auditiva y hace parte de los métodos de estimación por preferencias reveladas que se basan en las relaciones que se establecen entre los bienes o características objeto de valoración y los bienes o servicios que se adquieren en el mercado. “Las personas revelan en su comportamiento con respecto al bien privado el valor que implícitamente le otorgan al bien ambiental” (Mogas, 2004); la aplicación de este método está sujeta a diferentes supuestos⁸.

⁷el informe de la ODEPA (2009) plantea seis diferentes modelos, todos realizados por MCO para determinar la influencia de las variables sobre el precio. Decimavilla, San Juan, & Sperlich(2008) realizaron dos modelos de datos de panel en el cual la variable endógena es el precio medio de mercado observado de la tierra en cada región. Donoso et al plantea una función de precios hedónicos mientras que Buitrago (2007) y Zhuang & Zhao (2014) plantean un modelo de regresión múltiple de la forma: $Y_i = b_0 + b_1X_{i1} + b_2X_{i2} + b_3X_{i3} + \dots + b_kX_{ik} + e_i$.

⁸ Calderón (2012) recopila los supuestos expuestos por diferentes autores y los enumera de la siguiente forma:

- El consumidor maximiza su función de utilidad sujeto a la restricción presupuestaria y el productor maximiza su función de beneficios.

El método se divide en dos partes que Freeman (1979) describe de la siguiente forma: en el primero se utiliza la ecuación de precios hedónicos para estimar los precios marginales implícitos de las características y el segundo en el que se utilizan estos precios para estimar la función de demanda inversa o la función de disposición marginal a pagar por un grupo de hogares; siguiendo la explicación de Rebollo (2009) junto con la de Calderón (2012) y Vásquez (2007), para el primer paso se comienza planteando un precio de mercado tal que

$$P = f(Z) \quad (6)$$

Donde Z es un vector de atributos (z_1, z_2, \dots, z_i) del bien que refleja las características estructurales (atributos físicos propios del inmueble como lo son el área construida, el área del lote, los materiales de construcción etc.) y no estructurales (atributos que influyen sobre el inmueble, pero no que no son propios de este como lo son la calidad del aire, la localización, el paisaje, centros recreativos, vecindario, etc.) del predio (Amézquita y Sánchez, 2012). El comprador presenta una función de utilidad en función del vector Z , del bien compuesto (X) y de un vector de características socioeconómicas (A); la maximización de esta función de utilidad está sujeta a su restricción presupuestaria:

$$\text{MAX}_{Z,X} U(Z; X; A) \quad \text{S. A. } P(Z) + X = Y \quad (7)$$

Cuando se despeja X de la restricción presupuestaria y se reemplaza en la ecuación de utilidad se obtiene la función de pago $\phi = (Z, A, y, u)$ que representa la DAP del consumidor por la característica z . Al aplicar las condiciones de primer orden⁹ a la ecuación (7) se llega a la

-
- Existe un mercado competitivo que viene a ser el escenario donde demandantes y oferentes se ponen de acuerdo para transar los bienes. Eso implica que hay perfecta información.
 - El precio del bien en el mercado mostrará los atributos del mismo y será una relación constante, que dependerá de quienes demandan y ofrecen, además de sus características.
 - Hay movilidad de los agentes en el mercado del bien negociado.
 - Hay complementariedad débil entre el bien privado y sus atributos.
 - Los consumidores están dispuestos a cambiar su DAP por un bien, según los atributos de este.

⁹ Se plantea la función lagrangiana $\text{MAX}_{Z,X} L = U(Z; X; A) \quad \text{S. A. } \lambda(Y - X - P(Z))$ y se aplican las condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial L}{\partial X} = \frac{\partial U}{\partial X} - \lambda = 0 \rightarrow \frac{\partial U}{\partial X} = \lambda$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_i} = \frac{\partial U}{\partial Z_i} - \lambda \frac{\partial P(z)}{\partial Z_i} = 0 \rightarrow \frac{\partial U}{\partial Z_i} = \frac{\partial P(z)}{\partial Z_i}$$

Reescribiendo las dos ecuaciones obtenidas:

ecuación (8) que muestra que la tasa marginal de sustitución entre cualquiera de las características y el bien compuesto debe ser igual al precio marginal de la característica.

$$\frac{U_Z(Z, X, A)}{U_X(Z, X, A)} = P_Z(Z, A) = \frac{\partial \varphi(Z, A, y, u)}{\partial Z} \quad \text{con } i = 1, 2, 3 \dots n \quad (8)$$

Por otro lado, el productor u oferente busca maximizar su función de beneficios como se muestra en la ecuación (9):

$$\max_{z, A, N} \pi = Q(\mu)^K - C(Q, \beta^K, Z) \quad (9)$$

Donde Q es la cantidad de unidades producidas y β es un vector de tecnología específica utilizados en la firma k ; dado que el productor toma el precio como dado, $P(Z^K) = \mu^K$. A partir de esta maximización se obtiene la función de oferta $\rho(z, A, N, \beta)$.

En el equilibrio del mercado se requiere que el precio marginal de cada atributo sea igual al costo marginal de dicho atributo, al aplicar las condiciones de primer orden se obtiene

$$\frac{\partial P(Z)}{\partial z_i} = \frac{\partial c / \partial C}{\partial z_i} \quad (10)$$

El precio implícito de los atributos se halla a partir de la interacción entre oferentes y demandantes pues los consumidores desean pagar el menor precio para maximizar su utilidad mientras que los oferentes preferirían el mayor precio para maximizar sus beneficios, “De esta manera se llega al equilibrio en el mercado cuando las funciones de oferta y demanda son tangentes, a partir de los diferentes equilibrios entre oferentes y demandantes se forma la función de precios hedónicos” (Revollo; 2009) ;

Hasta ahora se ha explicado el primer paso del método de precios hedónicos en el que se especifica y se estima la función de precios hedónicos $P(z)$ y a partir de la derivada parcial de este con respecto a las características, por ejemplo, el área, se encuentran los precios implícitos de las características. En el segundo paso se procede a estimar la función de precios

$$\frac{\frac{\partial U}{\partial Z_i}}{\frac{\partial U}{\partial X}} = \frac{\partial P(z)}{\partial Z_i} \rightarrow \frac{U_{z_i}}{U_X} = \frac{\partial P(z)}{\partial Z_i}$$

hedónicos, la literatura resalta el problema de identificación como la mayor limitante a la hora de intentar encontrar la función de demanda inversa. Para el presente estudio se desarrolla el método de precios hedónicos hasta el primer paso.

De esta manera, en este estudio se procederá a estimar la función del precio de la tierra en términos de sus diferentes características y se procederá a encontrar la derivada de la función con respecto al cambio del uso del suelo, la cual es el precio implícito del cambio de uso o, dicho de otra forma, la importancia cualitativa de este factor dentro del precio de la tierra.

9. LA PRESION URBANIZADORA

La Secretaría de Planeación de Cundinamarca sostiene que de los municipios que componen la región de la Sabana de Bogotá han tenido un desarrollo desequilibrado; hay una subregión central en donde se concentra el mayor número de funciones económicas y de población lo que influye en el comportamiento urbano-funcional, ambiental y socioeconómico del departamento. La Secretaría define esta subregión como el primer anillo de influencia para Bogotá y está constituido por 26 municipios (Chía, Cajicá, Cota, Cogua, Gachancipá, Nemocón, Sopó, Tocancipá, Tabio, Tenjo, Zipaquirá, Funza, Madrid, Mosquera, Facatativá, Subachoque, El Rosal, Bojacá, Zipacón, Soacha, Sibaté, Fusagasugá, Silvania, Granada, la Calera y Cáqueza) ubicados en un radio de no más de 64 km de Bogotá.

9.1 El crecimiento de la población en la subregión (2009 vs 2015)

El incremento de la población para esta subregión no ha sido uniforme; la población municipal en 2005 y las proyecciones DANE para los años 2009 y 2015 se observan en la gráfica número 3. Se puede ver una amplia brecha de crecimiento entre los municipios; los que tenían mayor número de habitantes para 2015 eran Soacha, Fusagasugá, Facatativá y Chía, y los que presentaron una mayor tasa de crecimiento anual entre 2009-2015 fueron Gachancipá, Tocancipá y Mosquera con un 3.36%, 3.29%, 3.17% respectivamente; el crecimiento anual promedio de estos 26 municipios entre 2005-2009 fue de 1.41% y para 2009-2015 fue de 2.35%.

Población por municipio

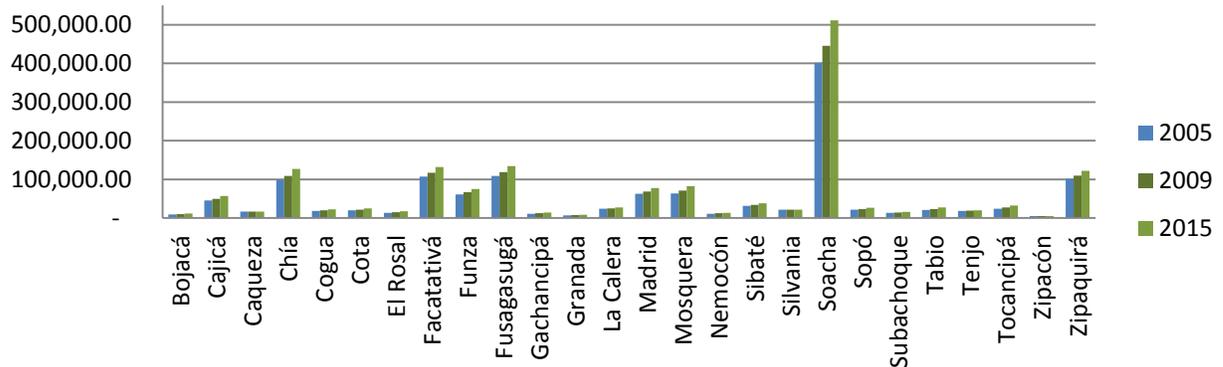


Grafico 3: Población por municipio (2005,2009 y 2015). Creación propia; datos tomados del DANE proyecciones 2005-2015.

La tasa de crecimiento intercensal total (1993-2005) de la población urbana y rural de cada municipio se puede observar en la gráfica 4, en promedio el crecimiento de la población de todos los municipios en la zona urbana fue de 4,44% y para la zona rural fue de 1,3%. En cuanto a la población urbana los municipios con mayor tasa de crecimiento intercensal fueron Tenjo, Tabio y Mosquera con un crecimiento de 10.79%, 9.34% y 8.83% mientras que para la población rural fueron Chia, Tocancipá y Facatativá; de los 26 municipios, Chía y Facatativá fueron los únicos que presentaron un crecimiento de la población de la zona rural por encima del crecimiento de la zona urbana para el periodo intercensal.

Crecimiento absoluto de la población urbana y rural entre 1993 y 2005

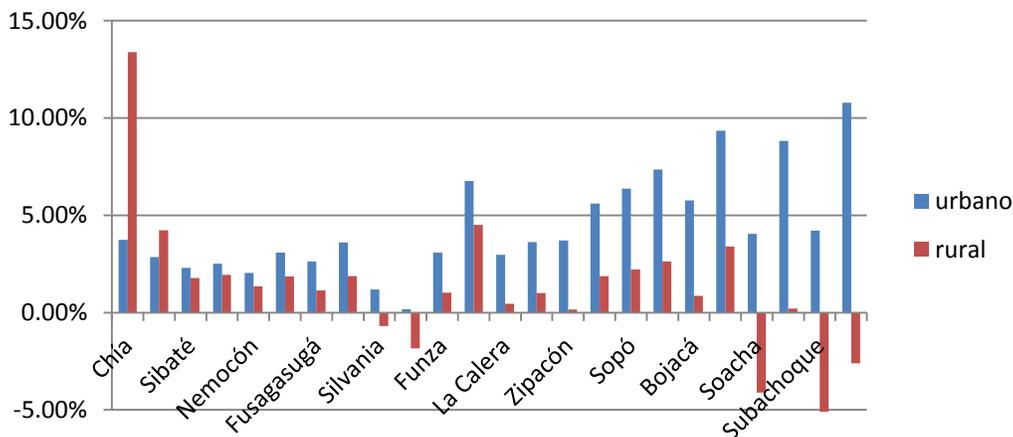


Grafico 4: Crecimiento absoluto de la población urbana y rural por municipio (1993-2005). Creación propia; datos tomados de la Secretaría de Planeación de Cundinamarca

Finalmente, con base en las proyecciones del DANE, la gráfica 5 muestra la tasa de crecimiento anual de la población en las zonas rurales y urbanas de los 26 municipios para el periodo 2009-2015, se observa que el crecimiento de la población urbana se mantiene por encima del rural en la mayoría de los municipios y para este periodo los únicos dos municipios con un comportamiento opuesto fueron Nemocón y Subachoque. El promedio de crecimiento de la población entre 2009 y 2015 para la zona urbana y rural fue de 2.74% y 1,57% respectivamente, se dio un incremento en la población total durante este periodo con un incremento paulatino en las zonas urbanas, el municipio con la brecha más grande entre crecimiento de la población rural y urbano fue Mosquera, con un crecimiento anual urbano de 3.31% y uno rural de 0.21%.

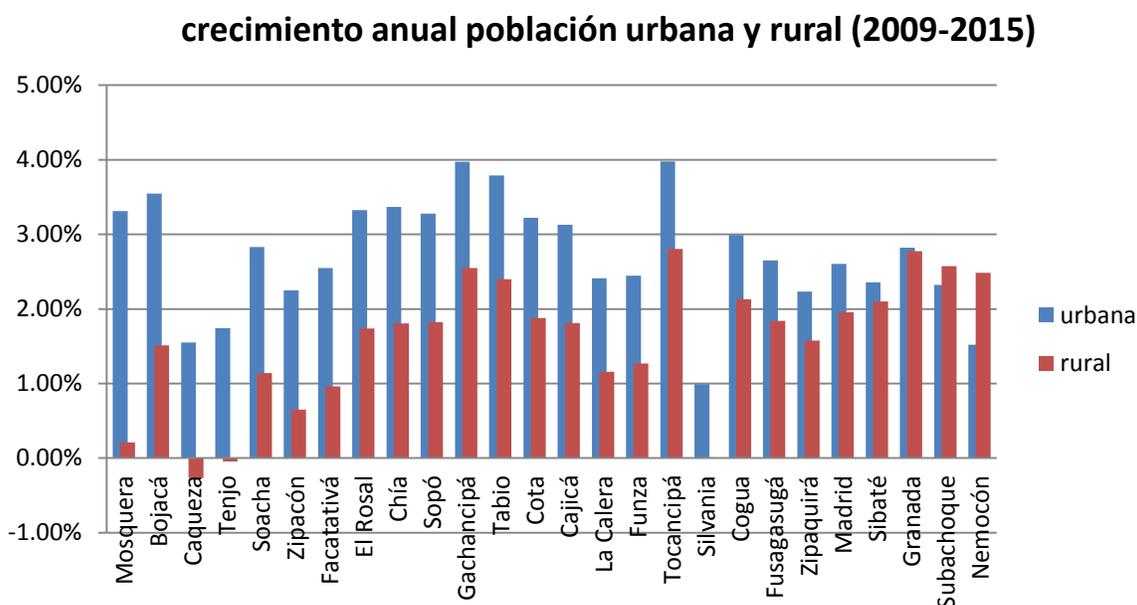


Grafico 5: Crecimiento anual de la población urbana y rural por municipio (2009-2015).
Creación propia; datos tomados del DANE proyecciones 2005-2015.

Para el presente estudio se tuvieron en cuenta 11 municipios de la subregión del primer anillo de influencia para Bogotá: Cajicá, Chía, Cota, Facatativá, Fusagasugá, Funza, Mosquera, Madrid, La Calera, Sopó y Zipaquirá; la selección de estos municipios se realizó a partir de la disponibilidad de información de avisos clasificados para predios nuevos, usados y

proyectos inmobiliarios y el alto grado de presión urbanizadora sobre estos, característica que se verá a lo largo del documento.

La expansión del área urbana por municipio se observa en la tabla 2, esta tabla muestra el área urbana en km² para 2009 y 2015 para cada uno de los municipios, para obtener los datos se utilizaron imágenes satelitales y fotografías aéreas con el software gratuito google earth (ver anexo 1) para cada uno de los años y a partir de estas se realizó un polígono que delimita el área urbana (no se tuvo en cuenta el área suburbana) de cada municipio.

Tabla 1. Área (Km²) de zona urbana por municipio					
Municipio	Extensión total (km²)	Área urbana 2009	Área urbana 2015	proporción área urbana 2009	proporción área urbana 2015
Cajicá	53	1,084	2,339	2,045%	4,41%
La Calera	340	0,537	0,744	0,158%	0,22%
Chía	76	3,52	5,206	4,632%	6,85%
Cota	52	0,49	0,831	0,942%	1,60%
Facatativá	160	3,979	4,517	2,487%	2,82%
Funza	71	3,373	4,215	4,751%	5,94%
Fusagasugá	206	3,881	4,124	1,884%	2,00%
Madrid	120	2,461	3,693	2,051%	3,08%
Mosquera	107	3,303	4,335	3,087%	4,05%
Sopó	113	0,389	0,463	0,344%	0,41%
Zipaquirá	194	3,024	3,995	1,559%	2,06%
Total	1492	26,041	34,462	1,745%	2,31%

Tabla 1: Área en Km² de la zona urbana por municipio (2009-2015). Creación propia, fuente Google Earth.

Los municipios con una proporción de área urbana mayor con relación a su área total en 2009 eran Funza, Chía y Cajicá con un 4.75%, 4.63% y 3,09% de zona urbana respectivamente, mientras que los municipios con menor proporción de área urbana para este mismo año eran Cota, Sopó y La Calera con un 0.94%,0.34% y 0.16% respectivamente para cada municipio. Dentro del área total general de los 11 municipios la proporción de zona urbana era de 1,745% para 2009. Para el año 2015 el ranqueo de municipios con mayor y menor zona urbana se mantuvo, pero con diferentes proporciones de área urbana respectiva dentro del

total, dentro de los municipios con mayor proporción Chía encabezó la lista con un 6,85% de zona urbana para este año, seguido por Funza con un 5,64% y Cajicá con un 4,41%; Cota, Sopó y La Calera presentaron una proporción de zona urbana de 1.60%, 0.41% y 0.22% respectivamente siendo de nuevo los de menor proporción. El área total de los 11 municipios de estudio mostro para 2015 una proporción de área urbana de 2.31%, un incremento de 8.421 km² de zona urbana frente al 2009.

Los municipios que incrementaron en mayor proporción su zona urbana entre 2009 y 2015 fueron Cajicá, Cota y Madrid, esto tres municipios entre los dos años de análisis incrementaron la zona urbana un 76.9%, 52.82% y 40.59% respectivamente, los municipios con menos expansión urbana fueron Sopo (17,41%), Facatativá (12,68%) y Fusagasugá (6,07%). Se observa por tanto que en general los 11 municipios de estudio presentaron una expansión de la zona urbana, con un incremento general de 28% entre los dos años de análisis.

9.2 La construcción en la subregión (2009-2015)

Para el primer anillo de influencia, el número total de predios tanto urbanos como rurales incrementaron 21,64% para toda la subregión entre el año 2009 y 2015, el número de predios urbanos incrementó en 57.898 y el de rurales en 44.100. La tabla 2 muestra los municipios con mayor incremento en el número de predios entre estos dos años separado por predios rurales y urbanos. Soacha encabeza la lista con el mayor incremento en predios urbanos, con 12.067 predios urbanos más en 2015 que en 2009, mientras que Chía tuvo el mayor incremento de predios clasificados como rurales con 7.095 predios rurales más en 2015 que en 2009, en esta tabla se puede ver que de los 26 municipios del anillo de influencia, 9 de los 10 municipios que más incrementaron su número de predios urbanos hacen parte de los 11 municipios de estudio.

Predios urbanos			Predios rurales		
Municipio	2009	2015	Municipio	2009	2015
Soacha	112.532	124.599	Chía	11.769	18.864
Fusagasugá	37.464	47.634	Mosquera	1.386	6.882
Funza	12.975	22.159	Granada	1.996	6.310

Mosquera	20.656	26.759	Cajicá	6.758	10.742
Cajicá	4.730	10.773	Tocancipá	3.223	6.748
Madrid	12.168	17.292	Silvania	7.527	10.019
Zipaquirá	20.704	25.641	Madrid	1.939	4.331
Chía	18.551	20.676	Cota	4.563	6.531
Facatativá	22.539	23.883	Soacha	1.780	3.425
Cota	2.131	2.907	Funza	1.163	2.787

Tabla 2: Número de predios urbanos y rurales por municipio (2009-2015). Datos tomados de la Secretaria de Planeación Departamental de Cundinamarca.

En cuanto a el área aprobada de licencias de construcción, para 2009 en el todo el grupo de municipios había un total de área aprobada para construcción de vivienda de 606.444 m², área que para 2015 pasó a ser de 1.873.157 m². Zipaquirá, Mosquera y Facatativá fueron los municipios que incrementaron en mayor cantidad el número de metros cuadrados aprobados para construcción de este tipo, incrementando en 348.108, 244.301 y 171.312 m² respectivamente. El área de construcción aprobada total por municipio incluye además construcción para vivienda, la construcción para industria, oficina, bodega, comercio, hoteles, educación, hospitales, administración pública, iglesias, pedios de tipo social-recreacional y otros. El área total de construcción aprobada en los 11 municipios en 2009 fue de 876.961 m² y para 2015 de 2.564.682 m², como se puede observar en los dos años cerca del 70% del área de las licencias aprobadas fueron de construcción de vivienda, el área incrementó en 10 de los 11 municipios, siendo Funza la excepción. La grafica 6 muestra el número de metros cuadrados aprobados para construcción por municipio para cada uno de los años, el municipio que incremento en mayor número de metros cuadrados su área aprobada para construcción fue Zipaquirá, con un incremento de 371.890 m² entre 2009 y 2015, seguido por Mosquera y Cota. Donde menos se incrementó el área aprobada fue en Sopó con un incremento de 28.899 m² entre los dos años, esto seguido por La Calera y Fusagasugá.

Área m2 probada para construcción (2009-2015)

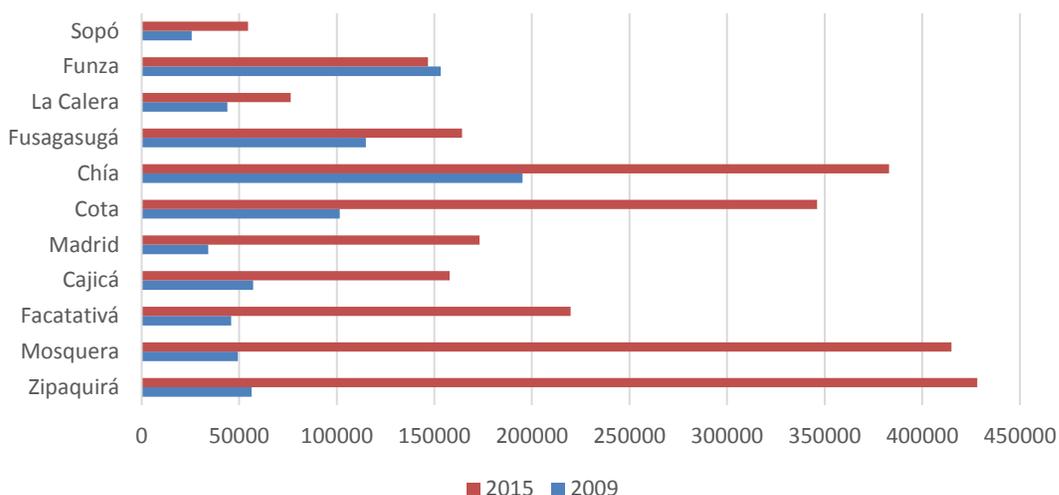


Grafico 6: Área de metros cuadrados aprobados para construcción por municipio (2009-2015). Creación propia; datos tomados del DANE .

9.4 El impuesto predial

El impuesto predial grava a los inmuebles ubicados en cada uno de los municipios y es una de las fuentes de ingreso más importantes para estos, actualmente se tiene implementado el IPU (impuesto predial unificado) en los municipios de la región, el IPU “fue establecido en Colombia por la Ley 44 de 1990 mediante la fusión del impuesto predial, el de parques y arborización, el de estratificación socioeconómica y la sobretasa al levantamiento catastral. Así mismo, definió que la base del impuesto sería el avalúo catastral o el autoavalúo, una vez establecido el mecanismo de la declaración anual del impuesto. También se modificó el rango de tarifas para situarlo entre el 1 y el 16 por mil, dejando la posibilidad de gravar con una tarifa de hasta el 33 por mil los lotes urbanizables no urbanizados. Para la definición de estas tarifas los Concejos municipales, siguiendo principios de progresividad, deberían tener en cuenta los siguientes criterios: i) el estrato socioeconómico; ii) el uso del suelo en el sector urbano; y iii) la antigüedad de la formación o actualización del catastro”. (Iregui, Melo y Ramos, 2004)

En general, los ingresos del IPU en general incrementaron entre los años 2009 y 2014, este incremento se puede observar en la gráfica 7 que muestra que el incremento se dio en diferente magnitud para cada municipio. Los municipios con un mayor incremento en sus

ingresos provenientes del IPU entre el año 2009 y 2014 fueron Cota, Fusagasugá y Cajicá con un incremento de 132%, 111% y 98% respectivamente en sus ingresos; los municipios con menor incremento fueron Funza, Sopó y Facatativá con un incremento de 56%, 54% y 15% respectivamente. El incremento en los ingresos municipales provenientes del IPU depende de tres factores fundamentalmente: la gestión de los entes encargados en el recaudo del impuesto, las variaciones en las tarifas del impuesto o en la base gravable y el cambio de tipo de uso de los predios.

Evolución ingresos municipales por IPU

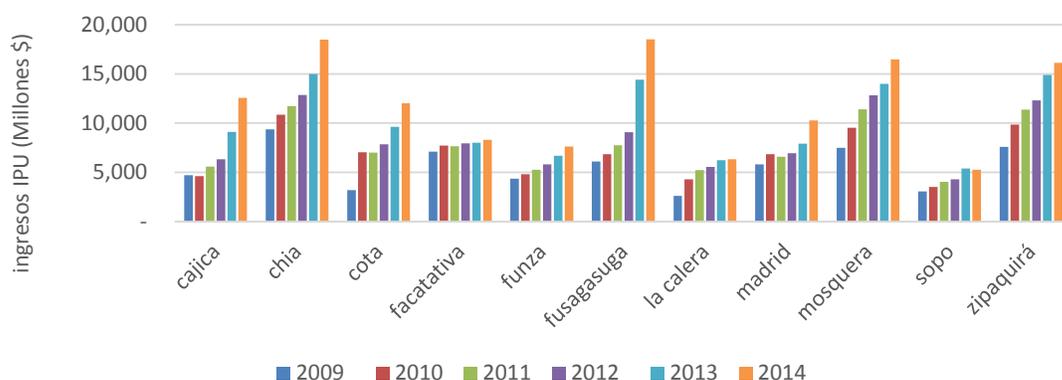


Grafico 7: Ingresos municipales provenientes del IPU (2009, 2010, 2011, 2012, 2013 Y 2014). Creación propia, datos tomados de la secretaria nacional de planeación de Cundinamarca.

La base del IPU¹⁰ de los municipios de estudio varía entre cada municipio y en ciertos casos entre el mismo municipio para cada uno de los años de comparación; las diferentes formas de cobro se muestran en la tabla 3, allí se ve para cada año que el tipo de base que se empleó en el cobro del IPU para los diferentes municipios. Para el año 2015 la base de este impuesto

¹⁰ Acuerdo Municipal No. 20 de 2008, Cajicá. Acuerdo Municipal No. 15 de 2014, Cajicá. Acuerdo Municipal No. 17 de 2009, La Calera. Acuerdo Municipal No. 11 de 2010, La Calera. Acuerdo Municipal No. 39 de 2005, Chía. Acuerdo Municipal No. 71 de 2015, Chía. Acuerdo Municipal No. 11 de 2007, Cota. Acuerdo Municipal No. 50 de 2014, Cota. Acuerdo Municipal No. 22 de 2007, Facatativá. Acuerdo Municipal No. 52 de 2013, Facatativá. Acuerdo Municipal No. 002 de 2008, Funza. Acuerdo Municipal No. 15 de 2012, Funza. Acuerdo Municipal No. 16 de 2008, Fusagasugá. Acuerdo Municipal No. 78 de 2013, Fusagasugá. Acuerdo Municipal No. 08 de 2013, Madrid. Acuerdo Municipal No. 25 de 2008, Mosquera. Acuerdo Municipal No. 31 de 2013, Mosquera. Acuerdo Municipal No. 26 de 2006, Sopo. Acuerdo Municipal No. 24 de 2012, Sopo. Acuerdo Municipal No. 23 de 2004, Zipaquirá. Acuerdo Municipal No. 28 de 2013, Zipaquirá.

se empezó a volver más uniforme con la adopción de la forma basada según el tipo de predio, el uso de este y su avalúo en 5 de los 11 municipios.

Tabla 3. Tipo de base gravable del IPU para los 11 municipios		
Base	2009	2015
Según monto del avalúo catastral del predio	La Calera, Chía	La Calera
Según el área (m ²), el tipo de uso y el avalúo del predio		Madrid
según el tipo uso (vivienda, comercio, industria, floricultura, etc.) y el estrato	Fusagasugá	
Según el tipo de predio (rural o urbano) y el avalúo	Sopó	
Según el Tipo de predio, el estrato y el avalúo		Chía, Sopó
Según el uso del predio y el tipo (rural o urbano)	Madrid	
Según el uso del predio y el avalúo	Facativá, Zipaquirá	Facativá
Según el tipo de uso, el área en metros cuadrados y el tipo de predio	Funza	
Según la ubicación, el tipo de uso y el avalúo	Cajicá	Cajicá
Según el tipo de predio, el uso y el avalúo	Mosquera	Mosquera, Funza, Zipaquirá, Fusagasugá, Cota
Según la ubicación, el tipo de uso del predio y el estrato	Cota	

Tabla 3: Bases del IPU por municipio (2009-2015). Creación propia, fuente acuerdos de los consejos municipales vigentes para cada año.

Adicionalmente, ciertos municipios cuentan con descuentos por pronto pago del impuesto, que es un porcentaje del IPU dependiendo la fecha en que se realice el pago. Además, existen ciertas exenciones del 100% en todos los acuerdos de los IPU aplicados a ciertos tipos de

predios como lo son reservas naturales, predios de administración del municipio, cementerios, ancianatos, iglesias reconocidas por el estado, etc., los predios exentos son definidos por cada concejo municipal. Dada la no uniformidad en el cobro del IPU entre los municipios y entre los años de estudio, la comparación de cada uno de estos se vuelve infructuosa.

10. EL PRECIO DE LOS PREDIOS DE LOS MUNICIPIOS DE ESTUDIO EN 2009 Y 2015

10.1 Descripción de la muestra

La muestra de datos utilizada en este estudio es una muestra de tipo corte transversal con información por predio para cada año, la recopilación de la información se realizó a partir de clasificados inmobiliarios¹¹ publicados en 2009 y 2015 para 11 municipios: Cajicá, Chía, Cota, Facatativá, Fusagasugá, Funza, Mosquera, Madrid, La Calera, Sopó y Zipaquirá; para cada uno de los predios se tuvieron en cuenta las siguientes características: el precio comercial, el área en metros cuadrados, el municipio al que pertenecía, el tipo de predio (se recopiló información para predios tipo casa, casa-lote, fincas, lotes, locales, bodegas y apartamentos), si el inmueble era nuevo o usado (para el caso de los predios tipo vivienda), si contaba con un proyecto de construcción o licencia urbanizadora para los predios tipo lote y finalmente si estaban ubicados sobre una vía principal.

En cuanto a la información relacionada con precios, esta fue deflactada con base en el índice de precios al consumidor (IPC) del DANE; para 2009 la base de datos tuvo un número de observaciones igual a 471 y para el año 2015 la muestra fue de 345 observaciones con el mismo tipo de predios para una muestra total de 817 predios entre los dos años.

10.2 Descripción del precio de los predios a partir de la muestra recolectada (2009-2015)

Para el año 2009 el precio real promedio por metro cuadrado de todos los tipos de predios y para todos los 11 municipios fue de \$1.090.201 pesos, para el 2015 fue de \$1.276.457 pesos,

¹¹ Se tomó información de la revista Metro cuadrado, la guía Finca raíz, el periódico EL Tiempo, y páginas de inmuebles tales como www.casamutilla.com y www.trovit.com

lo que se resume en un incremento de \$186.256 pesos por metro cuadrado entre los dos años de estudio.

La gráfica 8 muestra el promedio del precio real por metro cuadrado de la vivienda (casas, apartamentos y casa-lotes) por municipio y el total de la subregión para los años 2009 y 2015 a partir de la muestra obtenida, el mayor incremento entre 2009 y 2015 se presentó en los precios de la vivienda de Cajicá, municipio en el cual el promedio por metro cuadrado en 2009 era de \$1.591.468 pesos y en 2015 pasó a ser \$ 2.341.731, un incremento del 38,6%. El municipio con el menor incremento en el precio real promedio por metro cuadrado entre estos dos años fue La Calera. En cuanto a la región en general, en 2009 el precio real de la vivienda de la muestra de datos era de \$1.400.720 pesos en promedio por metro cuadrado y en 2015 pasó a ser \$1.712.940, lo que equivale a un incremento de 20,1% entre 2009 y 2015.

Precio real promedio por metro cuadrado 2009-2015

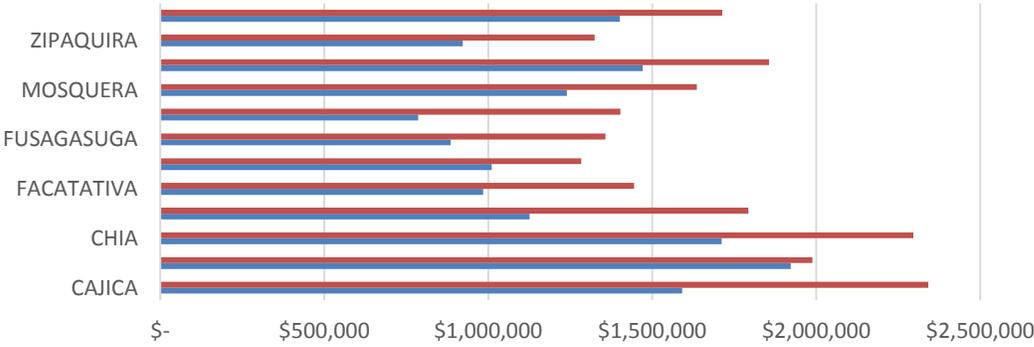
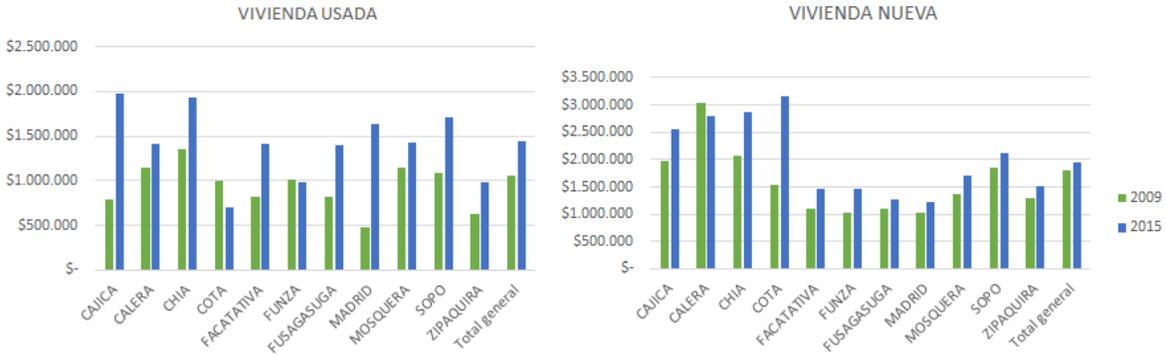


Gráfico 8: Precio real promedio por metro cuadrado para cada municipio (2009-2015). Creación propia

El precio promedio de la vivienda en cada municipio varía dependiendo si se trata de vivienda nueva o vivienda usada, esta diferencia se puede observar en la gráfica 9; en todos los municipios el precio de vivienda nueva fue mayor que el de la usada. Las mayores fluctuaciones entre un año y otro se ven en el precio de la vivienda usada, para la cual el promedio por metro cuadrado de la subregión dentro de la muestra recolectada en 2009 era de \$1.056.585 y para 2015 pasó a ser \$ 1.439.323; en 2009 el municipio con la mayor brecha entre estos dos tipos de vivienda fue el municipio de La Calera en el cual en promedio un metro cuadrado promedio de vivienda usada valía \$1.146.401 y uno de vivienda nueva \$ 3.049.592, este fue el único municipio en presentar una variación negativa en los precios

de vivienda nueva entre 2009 y 2015 con una disminución de -\$ 249.449 en el precio promedio por metro cuadrado para los datos obtenidos; el municipio con la menor brecha fue Funza. En el año 2015, la mayor brecha entre los precios de la vivienda nueva y la vivienda usada se presentó en el municipio de Cota, siendo el único municipio con variación negativa de precios de vivienda usada, en términos reales el precio de vivienda usada disminuyó entre 2009 y 2015 en \$296.227 pesos.

Precio/m² promedio de vivienda nueva y usada



En cuanto a los precios por metro cuadrado promedio reales de los predios no urbanos (fincas y lotes que no están en proyectos de urbanización y/o no cuentan con licencias urbanizadoras) el resultado es ambiguo, Facatativá, Cota, La Calera y Mosquera fueron los municipios que dentro de la muestra presentaron una variación real pequeña pero negativa del promedio de estos precios entre 2009 y 2015, los otros 7 municipios presentaron una variación positiva, siendo Zipaquirá el de mayor incremento, pasando de \$ 11.643 pesos por metro cuadrado a \$ 187.033 pesos en 2015. En la subregión en general se incrementó el precio real promedio en \$ 60.147 pesos, pasando de \$ 106.220 en 2009 a \$166.367 por metro cuadrado en 2015.

Precio/m² promedio predios no urbanos 2009-2015

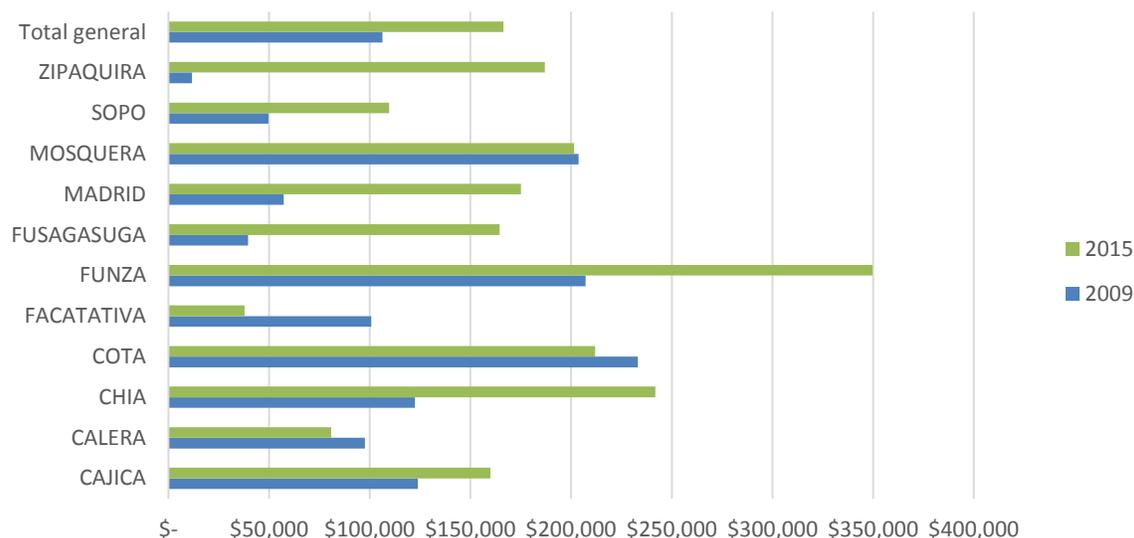


Grafico 10: Precio real promedio predios no urbanos (2009-2015).

11. MODELO ECONOMETRICO

La metodología a utilizar es un modelo de precios hedónicos a partir de datos panel, se utilizó la metodología de datos panel ya que “tiene la capacidad de capturar la heterogeneidad no observable, ya sea entre agentes económicos o de estudio así como también en el tiempo, dado que esta heterogeneidad no se puede detectar ni con estudios de series de tiempo ni de corte transversal, esta modelación tiene la ventaja de capturar efectos dinámicos entre las unidades de análisis transversal (municipios)” Payares(2011).

Existen diferentes tipos de estimaciones a la hora de modelar un panel de datos, el primer tipo es por MCO agrupados, el cual será la mejor opción si el modelo cumple con todos los supuestos para que el estimador sea consistente, en caso de que esto no se cumpla se debe utilizar el método de efectos fijos o efectos aleatorios para la estimación, como explica Mayorga (2000), el primero de estos tipos el Efecto Fijo (FE) considera que existe un término constante diferente para cada individuo (en este caso los municipios) y supone que los efectos individuales son independientes entre sí, mientras que la estimación de Efectos Aleatorios (RE) se basa en que los efectos individuales no son independientes entre sí, sino que están distribuidos aleatoriamente alrededor de un valor dado, es decir, considera que

tanto el impacto de las variables explicativas como las características propias de cada grupo son diferentes. A la hora de la estimación del modelo, la diferencia principal entre la FE y RE es que en el primero “un parámetro estimado de una variable dummy es parte del intercepto y en el segundo esta variable dummy es un componente del error” Park (2011) como se ve en la ecuación 12 y 13.

Las formas funcionales de estos tres tipos de estimaciones son:

$$\text{MCO agrupados} \quad y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (u_{it} = 0) \quad (11)$$

$$\text{Efectos fijos} \quad y_{it} = (\alpha + u_{it}) + X'_{it}\beta + v_{it} \quad (12)$$

$$\text{Efectos variables} \quad y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + (v_{it} + u_{it}) \quad (13)$$

El sistema de precios hedónicos con panel de datos estimado se planteó de la siguiente forma:

$$p_{j,t} = \alpha_j + \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 x_{j,t} \dots + \varepsilon_{j,1} \quad (14)$$

Donde j es el predio ubicado en el municipio k (con k = 1...11) y t es el año (2009-2015) en el que el predio estaba a la venta.

En cuanto a la decisión de la forma funcional correcta para la estimación del modelo se probaron diferentes tipos y a partir del criterio AKAIKE se decidió utilizar el modelo lineal y logarítmico pues sus criterios de información fueron muy similares. Se realizaron las diferentes estimaciones de panel de datos por MCO, efectos fijos y efectos aleatorios para los dos modelos (ver anexos 14.1 y 14.2) junto con las pruebas correspondientes, los resultados se explicarán junto con el resultado de la estimación de cada modelo.

11.1 Descripción del modelo

A partir de la muestra recolectada de los avisos clasificados para 2009 y 2015 y la normatividad municipal que dictamina las tarifas prediales de cada inmueble, se plantearon las siguientes funciones hedónicas con estructura de panel para el modelo lineal y el logarítmico:

$$\mathbf{Precio}_{j,t} = \alpha_j + \beta_1 \mathbf{area}_{j,t} + \beta_2 \mathbf{cambio}_{j,t} + \beta_3 \mathbf{viaprincipal}_{j,t} + \beta_4 \mathbf{impuesto}_{j,t} + \beta_5 \mathbf{casa}_{j,t} + \beta_6 \mathbf{finca}_{j,t} + \beta_7 \mathbf{byl}_{j,t} + \varepsilon_{j,1} \quad (15)$$

$$\ln(\mathbf{Precio})_{j,t} = \alpha_j + \beta_1 \ln(\mathbf{area})_{j,t} + \beta_2 \ln(\mathbf{cambio})_{j,t} + \beta_3 \ln(\mathbf{viaprincipal})_{j,t} + \beta_4 \ln(\mathbf{impuesto})_{j,t} + \beta_5 \ln(\mathbf{casa})_{j,t} + \beta_6 \ln(\mathbf{finca})_{j,t} + \beta_7 \ln(\mathbf{byl})_{j,t} + \varepsilon_{j,1} \quad (16)$$

Donde cada variable representa lo siguiente:

- Precio: variable cuantitativa dependiente que muestra el precio por metro cuadrado del predio en el municipio j para el año t.
- Área: variable cuantitativa que muestra el área en metros cuadrados del predio ubicado en el municipio j para el año t.
- Cambio: variable cualitativa dicotómica que toma el valor de 1 si el predio es una vivienda nueva (casas, casa-lotes y apartamentos nuevos) o es un lote con proyectos inmobiliarios futuros o licencias urbanizadoras aprobadas y cero en otro caso. Es la variable que recoge el efecto del cambio del uso del suelo por presión urbanizadora.
- Viaprincipal: variable cualitativa dicotómica que toma el valor de 1 para predios ubicados sobre una vía principal y 0 en el caso contrario.
- Impuestos: variable cualitativa que muestra el promedio de la tarifa (por mil) del IPU correspondiente al tipo de predio según la constitución vigente en el municipio j para el año t.
- Casa: variable cualitativa dicotómica que toma el valor de 1 si el predio en venta es una casa.
- Finca: variable cualitativa dicotómica que toma el valor de 1 si el predio en venta es una finca.
- Byl: variable cualitativa dicotómica que toma el valor de 1 si el predio en venta es una Bodega o un local.

Las estimaciones a partir de panel de datos en cada caso se realizaron con el programa econométrico Stata, para esto se declaró como grupo del panel la variable municipio (variable cualitativa que toma cierto valor dependiendo el municipio al que pertenece el predio), lo que

arrojó paneles desbalanceados pues se tienen diferentes tamaños de muestras para los dos años y para cada municipio, no se tuvieron en cuenta todos los tipos de predios por el gran número de dummies incluidas en los modelos. Inicialmente se realizó el panel con una regresión por cada municipio y cada año lo que arrojó 22 regresiones con significancias y signos diferentes para cada variable entre los diferentes municipios y años lo que resultaba en una interpretación extensa e inconclusa; debido a esto se decidió estimar un panel general para todos los grupos que arrojara una regresión por cada año.

11.2 Resultados del modelo lineal y logarítmico

11.2.1 El modelo lineal

Para la estimación del modelo se probaron los tres tipos de estimación para panel (MCO agrupados, EF y RE) (anexos 14.1), para la estimación por EF se realizó la prueba F en la cual la hipótesis nula es que a excepción de una todas las dummies del modelo correspondientes a cada municipio son iguales a cero, dado que se rechazó la hipótesis nula se puede concluir que en este modelo existe un efecto fijo significativo y por tanto es adecuado utilizar EF en la estimación. En cuando a la estimación por RE, se aplicó la prueba de Breush Pagan en la cual la hipótesis nula es que la varianza de los errores U_i es cero y por tanto la ecuación 11 y 13 son iguales por lo que la estimación por MCO agrupados sería mejor, esta hipótesis fue rechazada lo que permite concluir que la estimación por RE también es preferida para este modelo.

Dado que tanto la estimación por RE como FE resultaron ser adecuadas en la estimación del modelo lineal, se debe realizar la prueba de Hausman que permite tomar una decisión sobre qué tipo de estimación utilizar, esta prueba es un test de consistencia en el cual si se tienen dos estimadores, como lo explica Montero (2005), el test calcula la diferencia en las estimaciones comunes a ambos modelos y si las diferencias no son sistemáticas (no tienen un sesgo definido), los dos estimadores son consistentes y se elegirá el más eficiente, por otro lado, si las diferencias son sistemáticas nos quedaremos con el estimador más consistente. Para este modelo la hipótesis nula de que “el error específico de grupo no está correlacionado con alguna variable X'_{it} ” fue rechazada por lo que se determina que el método de estimación en este modelo es el de FE (el estimador considerado más consistente).

Finalmente se realizó la prueba de agrupabilidad de Chow para determinar si las pendientes son las mismas a través de los grupos o del tiempo. Bajo la hipótesis nula se tiene que “la pendiente de un regresor es la misma independientemente del individuo (grupo) para todos los k regresores, es decir, $\beta_k = \beta$ ” Park (2012). Dado que el F calculado fue menor al F en tabla se acepta la hipótesis nula y se concluye que es adecuado utilizar un panel de datos para la estimación de este modelo.

La interpretación del nivel de ajuste del modelo de efectos fijos se debe realizar a partir del R^2 within pues el modelo estimado por el programa econométrico STATA asume que cada variable explicativa tiene un solo coeficiente, es decir, tiene el mismo impacto sobre la variable dependiente pero cada individuo tiene distinta constante; el valor del R^2 within fue de 0.4933 para 2009 lo que quiere decir que un 49,3% de la variación del precio de los predios de la muestra de la región para este año es explicada por el modelo . Para el año 2015 el R^2 within 0.4144 lo que indica que el modelo explica en un 41,4% las variaciones de los precios de los predios del año 2015.

El resultado de la estimación de la función hedónica lineal a partir del panel de datos estimado con FE para cada uno de los años es el siguiente:

$$\mathbf{Precio}_{2009} = 838421 - 0.2001\mathit{area} + 509712\mathit{cambio} + 394688\mathit{viaprincipal} - 60188\mathit{impuesto} + 744693\mathit{casa} - 260361\mathit{finca} + 984416\mathit{byl} + \varepsilon_{j,1} \quad (17)$$

$$\mathbf{Precio}_{2015} = 961576 - 0.976\mathit{area} + 746621\mathit{cambio} + 581934\mathit{viaprincipal} - 38211\mathit{impuesto} + 644330\mathit{casa} - 599324\mathit{finca} + 1043664\mathit{byl} + \varepsilon_{j,1} \quad (18)$$

Los resultados del panel de datos para cada año se resumen en la tabla 4; como se puede ver, las variables del modelo presentaron resultados estadísticamente significativos a excepción de la variable área en los dos años de estudio.

Tabla 4. Resultados modelo de panel de datos FE – modelo lineal				
	2009		2015	
Variable	Coeficiente	significancia	Coeficiente	Significancia

Área	-0.2001		-0.9763	
Cambio	509712	***	746621	***
Viaprincipal	394688	***	581934	***
Impuesto	-60188	**	-38211	**
Casa	744693	***	644330	***
Finca	-260361	**	-599324	***
Bodega	984416	***	1043664	***
Constante	838421	***	961576	***
Significancia al 10%(*), al 5%(**) y al 1%(***)				

Tabla 4. Resultados modelo lineal

A partir de los resultados obtenidos con modelo econométrico, se puede concluir que la variable cambio resultó ser estadísticamente significativa tanto en 2009 como en 2015 por lo que se puede ver que en los dos años de estudio el impacto de la presión urbanizadora jugó un papel importante sobre la formación del precio de los predios de la muestra de los municipios región, para los dos años el cambio del uso del predio hacia urbano resultó tener un impacto positivo sobre el precio por metro cuadrado de la muestra, de igual forma, para la variable viaprincipal se obtuvieron coeficientes que resultaron ser estadísticamente significativos y positivos para los dos años. Por otro lado, el modelo mostró un coeficiente estimado negativo y estadísticamente significativo los dos años para la variable Impuesto, tal como se espera a la luz de la teoría revisada, mostrando que incrementos en el impuesto predial IPU de un predio disminuyen su precio comercial. Finalmente, los tipos de predios resultaron ser estadísticamente significativos en la determinación del precio de los inmuebles según el modelo lineal, el hecho de que un predio fuera una casa, bodega o local tanto en 2009 como en 2015 incrementaba el precio por metro cuadrado, caso contrario para un predio tipo finca. La variable Área presentó un coeficiente negativo, sin embargo, resultó no ser estadísticamente significativa indicando que el tamaño del predio no juega un papel fundamental en la determinación del precio, sino que este está determinado en mayor medida por otras variables.

Para este modelo, la constante encontrada debe asemejarse a el promedio del precio de la vivienda por metro cuadrado para cada uno de los años, si se tiene en cuenta que para 2009 fue de \$838421 y para 2015 de \$961576, cuando el área de un predio es igual a 50 m², el precio del predio disminuye en -\$10.005 y -\$48.815 para 2009 y 2015 respectivamente, por lo que manteniendo todas las demás variables constantes cuando la variable área es igual a 50 el precio del predio por metro cuadrado pasaría a ser de \$828.416 en 2009 y \$913.161 en 2015. En cuanto a la variable cambio, si se mantienen todas las variables constantes en los dos años, cuando un predio tiene cambio en su uso de suelo, su precio por metro cuadrado incrementa a \$1.348.133 para 2009 y a \$1.708.197 para 2015.

Dado que la forma funcional hedónica en este caso es lineal, al derivar con respecto a cada una de las variables el resultado es una constante que corresponde al coeficiente estimado, esta constante corresponde al precio implícito de cada uno de los atributos del precio del metro cuadrado de la tierra obtenido a partir del modelo lineal:

$$\frac{\partial \text{Precio}(Z)}{\partial z_i} = \beta_i \quad (19)$$

La derivada parcial de la variable dependiente con respecto a la variable cambio muestra que en 2009 el precio implícito del cambio fue de \$509.712 pesos por metro cuadrado y para 2015 el incremento fue de \$746.621 pesos por metro cuadrado, es decir, entre 2009 y 2015 el impacto del cambio de uso de los predios de la muestra en la región hacia un uso urbano incrementó en \$236.909 pesos, un incremento de 38,17% por metro cuadrado entre los dos años.

Por otro lado, la derivada parcial del precio del predio con respecto a la variable viaprincipal permite concluir que para 2009 el hecho de que un predio estuviera localizado sobre una vía principal valía \$394.688 pesos por metro cuadrado, en 2015 este precio pasó a ser \$581.934 pesos, los resultados del modelo lineal indican que la importancia de esta variable dentro del precio de la tierra incrementó entre los dos años.

En cuanto a la derivada parcial del precio con respecto a la variable Impuesto, se concluye que para 2009 el hecho de que la tarifa del IPU promedio fuera de uno (por mil) el precio implícito de este era de \$60.188 pesos, en 2015 se redujo a \$38.211 pesos.

Por último, al derivar la variable precio con respecto a las variable casa, se concluye que el hecho de que un inmueble fuera una casa tenía valía \$744.693 pesos para 2009 y \$644.330 pesos para 2015, si se trataba de una finca en venta en 2009 su precio implícito era negativo e igual a -\$260.361 pesos en 2009 y para el 2015 igual a -\$599.344 pesos.

11.2.2 Modelo logarítmico

Para este modelo, al igual que en el anterior se realizaron las diferentes estimaciones y pruebas para determinar el mejor método de estimación (anexos 14.2), en cuanto al modelo estimado por FE, al aplicar la prueba F para comprobar la existencia de un efecto fijo en el modelo, la hipótesis nula al igual que en el modelo anterior fue rechazada por lo que para este modelo la estimación por FE es aceptada. Posteriormente se aplicó la prueba de Breush Pagan para RE en la cual se logró rechazar la hipótesis nula de que la varianza de los errores U_i es cero, por tanto la estimación por RE en el modelo logarítmico también es aceptada.

Dado que la estimación por RE y FE resultaron ser aceptadas de acuerdo con las pruebas F y Breush Pagan, se procedió a realizar la prueba de consistencia de Hausman, en este caso, la hipótesis nula de que el error específico de grupo no está correlacionado con alguna variable X'_{it} fue aceptada, por lo que se concluye que para el modelo de la forma funcional logarítmica la estimación por RF es la preferida pues existen efectos individuales que hacen parte del error (se elige el estimador más eficiente). Finalmente se aplicó la prueba de agrupabilidad de Chow que nuevamente permitió aceptar la hipótesis nula de que es correcto utilizar panel de datos en esta estimación.

El nivel de ajuste de la estimación por RE fue igual a 0.786 para 2009 y 0.777 para 2015, esto quiere decir que el modelo logarítmico permite explicar la variación del precio por metro cuadrado de los precios de 2009 en un 78,6% y el de los precios de 2015 en un 77,7% .

El resultado de la estimación de la función hedónica logarítmica a partir del panel de datos estimado con RF para cada uno de los años es el siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Precio})_{2009} &= 16.158 - 0.484 \ln(\text{area}) + 0.2023 \ln(\text{cambio}) + \\ &0.6401 \ln(\text{viaprincipal}) - 0.2824 \ln(\text{impusto}) + 0.9419 \ln(\text{casa}) - \\ &1.288 \ln(\text{finca}) + 1.659 \ln(\text{byl})_{j,t} + \varepsilon_{j,1} \end{aligned} \quad (20)$$

$$\ln(\text{Precio})_{2015} = 14.514 - 0.3963 \ln(\text{area}) + 0.2925 \ln(\text{cambio}) + 0.7389 \ln(\text{viaprincipal}) - 0.5451 \ln(\text{impusto}) + 0.7440 \ln(\text{casa}) - 1.177 \ln(\text{finca}) + 0.856 \ln(\text{bvl})_{j,t} + \varepsilon_{j,1} \quad (21)$$

El resumen de los coeficientes obtenidos a partir de la regresión LOG-LOG estimada con un panel de datos de RE y sus respectivos niveles de significancia estadística se encuentran en la tabla 5, en este caso la única variable que resulto no ser estadísticamente significativa fue el impuesto en el año 2009.

Tabla 5. Resultados modelo de panel de datos RE – modelo logarítmico				
	2009		2015	
Variable	Coeficiente	significancia	Coeficiente	Significancia
Área	-0.484	***	-0.3963	***
Cambio	0.2023	*	0.2925	**
Viaprincipal	0.6401	***	0.7389	***
Impuesto	-0.2824		0.5451	***
Casa	0.9419	***	0.7040	***
Finca	-1.288	***	-1.177	***
Bodega	1.659	***	0.856	**
Constante	16.1589	***	14.514	***
Significativo al 10%(*), al 5%(**) y al 1%(***)				

Tabla 5. Resultados modelo logarítmico

A partir de los resultados obtenidos de la estimación del modelo logarítmico, se puede observar que el coeficiente de la variable cambio fue nuevamente positiva y estadísticamente significativa, el hecho de que un predio tenga cambio de uso incrementaba su precio en 20.2% para 2009 y 29.2% para 2015, dado que en los dos modelos la variable cambio que refleja el impacto de la urbanización sobre el precio de los predios de la región fue estadísticamente significativa se puede afirmar que el cambio de uso del suelo ha tenido un

impacto importante en la determinación de los precio de los predios de la región en los dos años de estudio.

Para el caso de la variable viaprincipal, el modelo logarítmico también arrojó un coeficiente positivo y estadísticamente significativo, lo que indica que el hecho de que un predio se encuentre ubicado sobre una vía principal incrementa el precio por metro cuadrado en 64% para 2009 y 73.8% para 2015, este resultado confirma la hipótesis planteada por la teoría revisada de que la localización tiene una influencia significativa a la hora de la determinación del precio de un predio. El impuesto resultó ser no significativo en este modelo para la determinación del precio en 2009 y con signo contrario para 2015, lo que no permite dar una conclusión del efecto que tiene esta variable sobre el precio de los predios en la región. La variable área al igual que en el modelo lineal presentó coeficientes negativos (-0.484 para 2009 y -0.396 para 2015), pero esta vez fueron estadísticamente significativos, por lo que se puede concluir que el incremento del tamaño del predio disminuye el precio por metro cuadrado de este, sin embargo, su significancia dentro del precio no se puede concluir. Finalmente, los tipos de predios también fueron significativos en este modelo y mantuvieron sus signos con respecto al modelo lineal, el hecho de que un predio fuera una casa, bodega o local tenía un impacto positivo sobre el precio de los predios de los dos años, caso contrario para los predios tipo fincas.

Al aplicar antilogaritmo a los dos lados de las ecuaciones 20 y 21 y derivarlas parcialmente con respecto a la variable cambio con el fin de encontrar su precio implícito se obtiene la siguiente función:

$$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{cambio}} = (1014282,59)(0,202)\text{cambio}^{-0.7977} \quad (22)$$

$$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{cambio}} = (1176529,97)(0,292)\text{cambio}^{-0.7075} \quad (23)$$

El mismo procedimiento es aplicado para todas las otras características determinantes del precio, los resultados de las funciones obtenidas al derivar parcialmente son resumidos en la tabla 6 para cada año.

Tabla 6. Derivadas parciales de la función de precios hedónicos	

$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{area}} = (74985634)(-0.484)\text{area}^{-1.484}$	$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{area}} = (48653812)(-0.396)\text{area}^{-1.396}$
$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{impuesto}} = (1945842)(-0.282)\text{impu}^{-1.282}$	$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{impuesto}} = (423539)(0.545)\text{impu}^{-0.455}$
$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{viapincipal}} = (965059)(0.64)\text{viapri}^{-0.36}$	$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{viapincipal}} = (1119131)(0.738)\text{viapri}^{-0.262}$
$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{cambio}} = (1014282)(0,202)\text{cambio}^{-0.798}$	$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{cambio}} = (1176529)(0,292)\text{cambio}^{-0.7075}$
$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{casa}} = (735228)(0.941)\text{casa}^{-0.059}$	$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{casa}} = (1113106)(0.704)\text{casa}^{-0.296}$
$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{finca}} = (1203889)(-1.28)\text{finca}^{-2.28}$	$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{finca}} = (1472626)(-1.177)\text{finca}^{-2.177}$
$\frac{\partial \text{Precio}_{2009}}{\partial \text{byl}} = (7498563)(1.659)\text{byl}^{-1.484}$	$\frac{\partial \text{Precio}_{2015}}{\partial \text{byl}} = (1272896)(0.856)\text{byl}^{-0.144}$

Tabla 6. Derivadas parciales de las funciones de precios hedónicos para los años 2009 y 2015

Al reemplazar el valor correspondiente para cada una de las variables que indican los atributos de un predio en las diferentes ecuaciones de sus respectivas derivadas parciales expuestas en la tabla anterior (en el caso de las variables dummy los posibles valores son uno o cero), se encuentra el precio implícito de dicha característica. Al estimar la derivada parcial de la función de precios hedónica de cada año con respecto a la variable cambio se halla la ecuación que permite encontrar el precio implícito del cambio de uso del suelo para los dos años, cuando la variable cambio es igual a uno (es decir, es un predio con cambio de uso en su suelo) en las funciones estimadas por las ecuaciones 22 y 23 que corresponden a las derivadas parciales para cada año, se encuentra que para el año 2009 este precio implícito es \$204.885 pesos y para el año 2015 este precio implícito es de \$343.547 pesos lo que equivale a un incremento en el precio de \$138.661 pesos entre los dos años, este resultado corresponde a un incremento de 51,6% en el precio implícito del cambio de uso del suelo

para la muestra obtenida en la región, esto quiere decir que, según este modelo, la importancia cuantitativa del cambio de uso del suelo dentro del precio de la tierra se duplicó, permitiendo aceptar la hipótesis central de que el cambio de uso del suelo en la sabana de Bogotá tuvo mayor impacto en el precio de los predios en el año 2015 que en el 2009, esto a partir de la muestra de datos recopilada.

En cuanto a la ecuación que corresponde a la derivada parcial del precio con respecto a la variable viaprincipal, cuando esta variable es igual a uno en la ecuación, es decir el predio está ubicado sobre una vía principal, se observa que el precio implícito de esta característica para 2009 es de \$617.639 pesos y para 2015 es de \$825.918 pesos, es decir el hecho de que un predio estuviera localizado sobre una vía principal tenía un mayor valor en 2015 que en 2009, la localización del predio también incrementó su importancia en la determinación del precio de la tierra para la muestra de la región entre los dos años.

La ecuación de la derivada parcial del precio con respecto a la variable impuesto para cada año no arroja ninguna conclusión, pues mientras que para el año 2009 el precio implícito del impuesto (un mal) cuando la tarifa corresponde a un 1 por mil fue de -\$548.727 pesos como es de esperarse según la teoría, en 2015 fue de \$230.828 lo que no permite dar una conclusión clara del impacto de esta variable sobre el precio de la tierra en la región.

La ecuación de la derivada parcial con respecto a la variable área es negativo para los dos años, a medida que aumenta el número de metros cuadrado del predio el precio que una persona está dispuesta a pagar por un metro disminuye, por ejemplo cuando el área es 50m^2 el precio implícito de la variable área es de -\$109.282 pesos para 2009 y para el año 2015 de -\$81.855 pesos, cuando el área incrementa a 51m^2 la disposición a pagar por el metro cuadrado incrementa a -\$106.118 pesos para 2009 y de -\$79.628 pesos para 2015, si el área incrementa a 52m^2 este resultado para ser para 2009 de -\$103.104 pesos y para 2015 de -\$77.494; lo anterior muestra que de 50 a 51m^2 el precio implícito que una persona estaría dispuesta a pagar por un metro aumenta en \$3.164 y \$2.231 pesos para 2009 y 2015 respectivamente, cuando el área cambia de 51 a 52m^2 se puede ver que el precio implícito de un metro cuadrado aumenta en \$3.014 para 2009 y \$2.129 para 2015, lo anterior permite

concluir que a medida que el tamaño del precio incrementa, el precio de un metro cuadrado adicional es menor.

Por último las ecuaciones de las derivadas parciales con respecto a las variables que indican el tipo de predio arrojaron los siguientes resultados al reemplazar la variable con un uno que implica la existencia de esa característica: Sí un predio es tipo casa el precio implícito de esta característica para 2009 es de \$691.849 pesos y para 2015 de \$783.629 pesos, Sí un predio es tipo finca el precio implícito de esta característica para 2009 es de -\$1.555.610 pesos y para 2015 de -\$1.036.729 pesos y si un predio es tipo bodega o local el precio implícito de esta característica para 2009 es de \$1.694.825 y para 2015 de \$1.089.599 pesos .

12. Conclusiones

Se describió la presión urbanizadora entre 2009 y 2015 a partir de la dinámica del crecimiento poblacional del primer anillo de influencia para Bogotá y el cambio en su dinámica constructora, la expansión del área urbana de los 11 municipios de estudio, y las diferencias en el impuesto que grava la propiedad (IPU).

En cuanto a la dinámica poblacional, las cifras mostraron un crecimiento en la población urbana superior a la rural tanto en el periodo intercensal como en el periodo de estudio en la mayoría de los municipios y en la subregión en general. En cuanto a la dinámica constructora, de los 26 municipios que constituyen el primera anillo de influencia para Bogotá sólo La Calera y Sopó (de los 11 municipios de estudio) no hicieron parte de los 10 municipios con mayor incremento en los predios urbanos. En lo que corresponde a las licencias de construcción otorgadas por cada municipio, se observó un claro incremento en el número de metros cuadrados aprobados entre 2009 y 2015 , sin embargo, la proporción de licencias para vivienda sigue representando el 70% del total de las licencias en 2015.

En el comportamiento del área urbana, se observó un evidente crecimiento de esta entre los dos años, aunque en proporciones diferentes para cada municipio, sin embargo, los municipios con mayor y menor proporción urbana para 2015 fueron los mismos que para 2009. Finalmente, en relación con el impuesto que grava la propiedad en los municipios, el IPU, se vio un fuerte incremento en los ingresos de la región provenientes de este, pero la no uniformidad entre las bases gravables entre las tarifas de los municipios impidió un análisis

más a fondo del comportamiento de este impuesto, a pesar de que en 2015 era un poco más uniforme que en 2009.

El precio real por metro cuadrado de los predios de la región en la muestra de datos se incrementó en promedio \$186.256 pesos comparando 2009 frente a 2015 para todos los tipos de predios, para el caso de la vivienda este precio incremento en promedio \$312.220 pesos; para los dos años el precio de la vivienda nueva resultó ser mayor que el de la vivienda usada, sin embargo, el mayor incremento se dió en el precio de la vivienda usada con algunas excepciones. Para los predios no urbanos el resultado no fue tan general, en algunos casos la variación fue negativa y en otros positiva, aun así, en el análisis regional, el precio de estos predios también incrementó, pero en \$60.147 pesos, lo que lleva a concluir que el incremento en el precio de la región se dio principalmente por incrementos en los precios de la vivienda.

La prueba de Chow para verificar la posibilidad de uso de un panel de datos confirmó que efectivamente es posible agrupar los municipios en una estimación de panel ya que la pendiente de un regresor β es la misma independientemente del municipio. Gracias a esto fue posible realizar la estimación de los modelos de precios hedónicos a partir de sistemas de panel de datos, se concluyó que el tipo de estimación preferible para la muestra obtenida es el de RE en el caso del modelo logarítmico y FE para el modelo lineal

Los resultados de los dos modelos muestran que el impacto del cambio de uso del suelo a uso urbano tiene un impacto significativo y positivo en los dos años de estudio, el precio implícito resultó ser mayor en 2015 en los resultados arrojados por los dos modelos, sin embargo la proporción del incremento no fue la misma, para el modelo lineal la importancia cualitativa del precio implícito del cambio de uso del suelo incrementó \$236.909 entre los dos años, mientras que en el modelo logarítmico este incremento fue de \$138.661.

Los resultados de las estimaciones permiten aceptar la hipótesis central del estudio para los datos de la muestra recopilada en la que se afirmaba que el cambio de uso del suelo en la sabana de Bogotá tuvo mayor impacto en el precio de los predios en el año 2015 que en el 2009.

Por último, la variable que recogía la característica de que un predio estuviera sobre una vía principal resultó ser estadísticamente significativa y positiva en los dos modelos para los dos años, concluyendo que efectivamente la localización del predio es importante a la hora de determinar su precio y dado que el precio implícito de este atributo del predio incrementó entre los dos años de estudio, se puede concluir que el impacto de esta variable sobre el precio de la tierra también ha incrementado. La variable impuesto resultó ser estadísticamente significativa y negativa en el modelo lineal como era de esperarse acorde con la teoría (por disminuciones en la rentabilidad esperada), sin embargo en el modelo logarítmico los resultados se contradicen lo que no permite dar una conclusión precisa, los tipos de predios también resultaron ser estadísticamente significativos en la determinación del precio en la región (a excepción de las bodegas y locales en 2015), para los dos años, el hecho de que un predio fuera tipo casa, bodega o local tenía un impacto positivo sobre el precio del predio, caso contrario para los predios tipo finca.

13. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Amézquita, L. L., & Sánchez, P. (2012). Determinantes del precio de la vivienda en Bogotá 2012. Bogotá. Tomado de <http://www.lasalle.edu.co/wps/wcm/connect/61bbb411-9d41-44e5-97bf-8a52cc1a5c6f/Sanchez+-mezquita.pdf?MOD=AJPERES&download>
- Azquéta, D.O (1994). *Valoración económica de la calidad ambiental*. Edit. Mc Graw Hill, 1994.
- Barlowe, R., Adelaja, S., & Babladelis, P. (2013). *Land Resource Management : Economic Foundations and New Directions*. (Michigan State University, Ed.).
- Buitrago,O,B.(2007). Factores determinantes de los precios de la tierra rural en los municipios contiguos a Bogotá D.C. Cali, Colombia. Programa Editorial Universidad del Valle.
- Calderón, G. (2012). *Precios hedónicos para vivienda nueva en la ciudad de Tunja*. Universidad Nacional de Colombia. Retrieved from <http://www.bdigital.unal.edu.co/9893/>
- Decimavilla, E., San Juan,C., Sperlich, S. (2008). Precio de la tierra con presion urbana: Un modelo para Espana. *Economia Agraria Y Recursos Naturales*, 8(1), 3–20. Retrieved from <http://archive-ouverte.unige.ch/unige:36593>
- Donoso, G., Cancino, J., Olguin, R., & Schonhaut, D. (2013). A comparison of farmland value determinants in Chile between 1978-1998 and 1999-2008. *Ciencia E Investigacion Agraria*, 40(1), 85–96.
- Duch, N. (2009). La teoría de la localización, 1–73. Retrieved from http://www.eco.ub.es/~nduch/postgrau_archivos/Duch_localizacion.pdf

Freeman, A. (1979). Hedonic prices, property values and measuring environmental benefits. *Scandinavian Journal of Economics* 89: 470-473.

Informe final «Valor de la tierra agrícola y sus factores determinantes» Consultoría encargada por la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias -ODEPA. (2009).

IREGUI, A. M., MELO, L., & RAMOS, J. (2004). *El Impuesto Predial En Colombia: Evolución Reciente, Comportamiento De Las Tarifas Y Potencial De Recaudo*. Bogotá. Tomado de <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra274.pdf>

Mayorga, M.M., Evelyn, M. (2000). *La técnica de datos de panel. Una guía para su uso e interpretación*. Banco Central de Costa Rica, Departamento de investigaciones económicas. Tomado de <http://www.seti.chubut.gov.ar/Publico/PDF/Mayorga y Muñoz Técnica de datos de panel.pdf>

Mogas, J. A. (2004). *Métodos de referencias reveladas y declaradas en la valoración de impactos ambientales*. *Revista vasca de economía*. Tomado de <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=1373268>

Montero, R.G. (2005). Test de Hausman. Granada, España.

Park, H.M. (2011). *Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step by Step. Public Management and Public Analysis Program*.

Payares, D. A. (2011). Estimación del potencial de valorización del suelo en barranquilla en el periodo 2001-2011: Estimación de efectos fijos en datos de panel. *Revista Economía Del Caribe*, 10(2011-2006), 65'83.

Ricardo, D. (1817). *Principios de economía política y tributación*. Edit. Fondo de Cultura Económica, 1959.

Revollo, D., & Daniel, a. (2009). Calidad de la vivienda a partir de la metodología de precios hedónicos para la ciudad de Bogotá-Colombia. *Revista Digital Universitaria*, 10(7), 1–17.

- Secretaría distrital de planeación. (2010). *Diagnostico de la región capital*. Bogotá.
- Secretaría de Planeación de Cundinamarca. (2010). *Catastro y estructura de la propiedad de la tierra*. Cundinamarca.
- Soto, R. (2005). *El precio de mercado de la tierra desde las perspectiva economica*. cepal. Santiago de Chile.
- Utría,G, R. (1998). Metropolizacion de la sabana de Bogotá. En *Metropolización, planeación y ordenamiento territorial* (p. 25). Bogotá: sociedad geográfica de Colombia.
- Vázquez,F.L.,Cerde,A.U.,Orrego,S.S.(2007). *Valoración Económica del ambiente*. Thomson, 2007.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. *booksgooglecom* (Vol. 58). MIT Press. <http://doi.org/10.1515/humr.2003.021>
- Zhuang, X., & Zhao, S. (2014). Effects of land and building usage on population, land price and passengers in station areas: A case study in Fukuoka, Japan. *Frontiers of Architectural Research*, 3(2), 199–212. <http://doi.org/10.1016/j.foar.2014.01.004>

14. ANEXOS

14.1 MODELO NIVEL-NIVEL

14.1.1 Estimación del panel de datos por MCO agrupados

2009

-> ao = 2009

Source	SS	df	MS			
Model	1.7114e+14	7	2.4449e+13	Number of obs =	471	
Residual	1.7842e+14	463	3.8536e+11	F(7, 463) =	63.44	
Total	3.4956e+14	470	7.4375e+11	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.4896	
				Adj R-squared =	0.4819	
				Root MSE =	6.2e+05	

precion2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
area	-.2721065	.7197657	-0.38	0.706	-1.686519	1.142306
cambio	473213	61959.44	7.64	0.000	351456.4	594969.5
viaprincipal	469002.3	72705.7	6.45	0.000	326128.3	611876.3
impuesto	-8458.557	13952.26	-0.61	0.545	-35876.16	18959.04
casa	883221.7	64966.35	13.60	0.000	755556.3	1010887
finca	-231288.5	124860.1	-1.85	0.065	-476651.1	14074.16
byl	790373.2	132215.5	5.98	0.000	530556.4	1050190
_cons	371823.8	128573.3	2.89	0.004	119164.4	624483.3

2015

-> ao = 2015

Source	SS	df	MS			
Model	1.3078e+14	7	1.8684e+13	Number of obs =	345	
Residual	1.8942e+14	337	5.6208e+11	F(7, 337) =	33.24	
Total	3.2021e+14	344	9.3083e+11	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.4084	
				Adj R-squared =	0.3962	
				Root MSE =	7.5e+05	

precion2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
area	-.8674794	.8367388	-1.04	0.301	-2.513368	.7784095
cambio	746122.3	92327.97	8.08	0.000	564510.6	927734
viaprincipal	582695.5	97078.79	6.00	0.000	391738.8	773652.3
impuesto	-43230.94	15027.19	-2.88	0.004	-72789.85	-13672.03
casa	625011.8	99841.06	6.26	0.000	428621.6	821402
finca	-645316.9	151582.5	-4.26	0.000	-943483.8	-347149.9
byl	1123375	227215.3	4.94	0.000	676436.3	1570314
_cons	1008096	140177.8	7.19	0.000	732362.7	1283830

14.1.2 Estimación del panel de datos por efectos fijos

2009

```

-> ao = 2009
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    471
Group variable: municipio           Number of groups =    11

R-sq:  within = 0.4933                obs per group: min =    21
        between = 0.2794              avg =    42.8
        overall = 0.4687              max =    110

corr(u_i, Xb) = 0.0200                F(7,453)        =    63.01
                                         Prob > F         =    0.0000

```

precion2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
area	-.200192	.6819516	0.29	0.769	-1.139989 1.540373
cambio	509712.5	59862.65	8.51	0.000	392069.6 627355.5
viaprinicipal	394688.4	69316.27	5.69	0.000	258467 530909.7
impuesto	-60188.84	17359.18	-3.47	0.001	-94303.36 -26074.33
casa	744693.1	65894.56	11.30	0.000	615196.2 874190.1
finca	-260361.7	118247.7	-2.20	0.028	-492743.8 -27979.5
byl	984416.5	129455.4	7.60	0.000	730008.8 1238824
_cons	838421.6	153968.3	5.45	0.000	535840.8 1141002
sigma_u	231522.66				
sigma_e	580506.16				
rho	.13723526				(fraction of variance due to u_i)

```

F test that all u_i=0:      F(10, 453) =    7.65      Prob > F = 0.0000

```

2015

```

-> ao = 2015
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    345
Group variable: municipio           Number of groups =    11

R-sq:  within = 0.4144                obs per group: min =    21
        between = 0.2572              avg =    31.4
        overall = 0.4079              max =    43

corr(u_i, Xb) = 0.0309                F(7,327)        =    33.06
                                         Prob > F         =    0.0000

```

precion2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
area	-.9763032	.8272351	-1.18	0.239	-2.603677 .651071
cambio	746621.3	90155.33	8.28	0.000	569263.7 923978.9
viaprinicipal	581934.5	97499.38	5.97	0.000	390129.3 773739.7
impuesto	-38211.01	16175.57	-2.36	0.019	-70032.32 -6389.695
casa	644330.3	98638.08	6.53	0.000	450285 838375.6
finca	-599324.5	149205.9	-4.02	0.000	-892849 -305800
byl	1043664	223197.7	4.68	0.000	604579.3 1482749
_cons	961576.7	148155	6.49	0.000	670119.5 1253034
sigma_u	243648.85				
sigma_e	723821.95				
rho	.10177695				(fraction of variance due to u_i)

```

F test that all u_i=0:      F(10, 327) =    3.45      Prob > F = 0.0000

```

14.1.3 Estimación del panel de datos por efectos aleatorios y prueba de Breush

Pagan

2009

```

Random-effects ML regression           Number of obs   =    471
Group variable: municipio           Number of groups =    11

Random effects u_i ~ Gaussian          obs per group: min =    21
                                         avg =    42.8
                                         max =    110

Log likelihood = -6925.2634           LR chi2(7)      =    316.89
                                         Prob > chi2     =    0.0000

```

precion2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
area	.1316709	.6755155	0.19	0.845	-1.192315 1.455657
cambio	501272.4	59108.49	8.48	0.000	385421.9 617122.9
viaprinicipal	406061.7	68723.4	5.91	0.000	271366.3 540757.1
impuesto	-51477.05	16693.42	-3.08	0.002	-84195.55 -18758.54
casa	763649	64975.5	11.75	0.000	636299.4 890998.7
finca	-254940.3	117080.8	-2.18	0.029	-484414.5 -25466.08
byl	955831.6	127901.9	7.47	0.000	705148.4 1206515
_cons	687411.4	158924.7	4.33	0.000	375924.7 998898.1
/sigma_u	204716.4	51728.24			124758.2 335920.4
/sigma_e	575884.7	18973.07			539873.3 614298.1
rho	-.1121901	.050889			.0411087 .2444799

```

Likelihood-ratio test of sigma_u=0:  chibar2(01)= 43.12 Prob>=chibar2 = 0.0000

```

2015

```

Random-effects ML regression      Number of obs   =   345
Group variable: municipio      Number of groups =   11

Random effects u_i ~ Gaussian  obs per group: min =   21
                                      avg   =  31.4
                                      max   =   43

Log likelihood = -5147.1254      LR chi2(7)      =  182.45
                                      Prob > chi2     =  0.0000

```

preciom2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
area	-.9358278	.8123199	-1.15	0.249	-2.527946	.6562899
cambio	745146.4	88901.5	8.38	0.000	570902.7	919390.2
viaprincipal	578201.3	95276.72	6.07	0.000	391462.4	764940.3
impuesto	-38292.81	15469.43	-2.48	0.013	-68612.35	-7973.283
casa	640172.8	96885.53	6.61	0.000	450280.6	830064.9
finca	-613357	146764.6	-4.18	0.000	-901010.2	-325703.7
by1	1065151	219920.3	4.84	0.000	634115.2	1496187
._cons	956927.3	154076.2	6.21	0.000	654943.5	1258911
/sigma_u	190964.4	59780.03			103392.7	352707.7
/sigma_e	716235.1	27713.04			663927	772664.3
rho	.0663695	.0393645			.0177713	.1828244

Likelihood-ratio test of sigma_u=0: **chibar2(01)= 10.67** Prob>=chibar2 = **0.001**

Test de Breush Pagan para efectos aleatorios

H0= varianza de los errores es cero (es preferida la estimación por MCO)

H1= la estimación por RE (efectos aleatorios por sus siglas en inglés) es preferido.

La prueba permite rechazar la hipótesis nula, por lo que la estimación por RE es preferida.

```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
preciom2[municipio,t] = xb + u[municipio] + e[municipio,t]
Estimated results:

```

	var	sd = sqrt(var)
preciom2	8.30e+11	911193.1
e	4.76e+11	689834.1
u	1.47e+10	121214.2

```

Test: var(u) = 0
      chi2(1) = 120.00
      Prob > chi2 = 0.0000

```

14.1.4 Prueba de Hauman

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
	(b) fixed_group	(B) random_group		
area	-.1047932	-.1632772	.058484	.0334242
cambio	608827.3	606582.9	2244.39	3453.059
viaprincipal	470014.3	475884.4	-5870.079	2413.091
impuesto	-37353.6	-33791.74	-3561.86	3384.084
casa	576448.1	593409.7	-16961.65	7642.326
finca	-477810.6	-476339.9	-1470.702	4198.64
by1	837198.4	813569.4	23628.99	7688.891

b = consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg

```

Test: Ho: difference in coefficients not systematic
      chi2(6) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B)
              = 19.36
      Prob>chi2 = 0.0036
      (v_b-v_B is not positive definite)

```

se rechaza la hipótesis nula, por lo que el modelo estimado con efectos fijos es preferido sobre el de efectos aleatorios.

14.2 MODELO LOG-LOG

14.2.1 Estimación del panel de datos por MCO agrupados

2009

-> ao = 2009

Source	SS	df	MS			
Model	757.984981	7	108.283569	Number of obs =	471	
Residual	259.509051	463	.56049471	F(7, 463) =	193.19	
Total	1017.49403	470	2.16488092	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7450	
				Adj R-squared =	0.7411	
				Root MSE =	.74866	

lprecio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
larea	-.461503	.0280263	-16.47	0.000	-.5165776	-.4064285
lcambio	.2352342	.112279	2.10	0.037	.0145947	.4558736
lviaprinci~l	.7572961	.1275672	5.94	0.000	.5066136	1.007979
limpuesto	-.034385	.1394051	-0.25	0.805	-.30833	.23956
lcasa	1.177225	.1213423	9.70	0.000	.9387754	1.415675
lfinca	-1.393183	.22741	-6.13	0.000	-1.840067	-.9462997
lbyl	1.436725	.2304317	6.23	0.000	.9839037	1.889547
_cons	15.53329	.3366815	46.14	0.000	14.87168	16.19491

2015

-> ao = 2015

Source	SS	df	MS			
Model	433.160452	7	61.8800646	Number of obs =	345	
Residual	154.810989	337	.45937979	F(7, 337) =	134.70	
Total	587.971441	344	1.70921931	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7367	
				Adj R-squared =	0.7312	
				Root MSE =	.67778	

lprecio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
larea	-.379492	.021487	-17.66	0.000	-.4217576	-.3372264
lcambio	.3155779	.1346243	2.34	0.020	.050768	.5803877
lviaprinci~l	.7708283	.126428	6.10	0.000	.5221409	1.019516
limpuesto	.2984152	.1292259	2.31	0.022	.0442241	.5526062
lcasa	.6704598	.1329796	5.04	0.000	.4088852	.9320343
lfinca	-1.338931	.2055705	-6.51	0.000	-1.743294	-.9345677
lbyl	.9827281	.2963268	3.32	0.001	.3998449	1.565611
_cons	14.92951	.278537	53.60	0.000	14.38162	15.4774

14.2.2 Estimación del panel de datos por efectos fijos

2009

-> ao = 2009

Fixed-effects (within) regression
Group variable: **municipio**

Number of obs = 471
Number of groups = 11

R-sq: within = 0.7529
between = 0.6227
overall = 0.7386

Obs per group: min = 21
avg = 42.8
max = 110

corr(u_i, xb) = 0.0647
F(7, 453) = 197.17
Prob > F = 0.0000

lprecio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
larea	-.4880348	.0278487	-17.52	0.000	-.5427635	-.4333061
lcambio	.2036788	.1089667	1.87	0.062	-.0104641	.4178217
lviaprinci~l	.6238128	.1198788	5.20	0.000	.3882253	.8594002
limpuesto	-.3187969	.1974929	-1.61	0.107	-.7069129	.0693191
lcasa	.9088134	.1200375	7.57	0.000	.6729139	1.144713
lfinca	-1.274901	.2141971	-5.95	0.000	-1.695845	-.8539582
lbyl	1.684896	.2230256	7.55	0.000	1.246603	2.123189
_cons	16.37735	.4151789	39.45	0.000	15.56143	17.19326

sigma_u	.3201093					
sigma_e	.69328933					
rho	.17572704	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(10, 453) = 8.69 Prob > F = 0.0000

2015

```

-> ao = 2015
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =   345
Group variable: municipio                   Number of groups =   11

R-sq:  within = 0.7545                        obs per group: min =   21
        between = 0.5843                       avg =   31.4
        overall = 0.7319                       max =   43

corr(u_i, xb) = -0.0587                       F(7, 327)      =  143.54
                                                Prob > F       =   0.0000

```

	lprecio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
larea		-.4000099	.0212891	-18.79	0.000	-.4418908 -.3581291
lcambio		.2883946	.1272164	2.27	0.024	.0381288 .5386604
lviaprinci~l		.7338912	.1229891	5.97	0.000	.4919415 .9758409
limpuesto		.5977725	.142958	4.18	0.000	.3165391 .879006
lcasa		.7137385	.1268586	5.63	0.000	.4641765 .9633006
lfinca		-1.139656	.1953018	-5.84	0.000	-1.523862 -.7554495
lbyl		.8301098	.2834131	2.93	0.004	.2725668 1.387653
_cons		14.43763	.2908133	49.65	0.000	13.86553 15.00973
sigma_u		.28358648				
sigma_e		.63276178				
rho		.16726254				(fraction of variance due to u_i)

```

F test that all u_i=0:      F(10, 327) =   5.97      Prob > F = 0.0000

```

14.2.3 Estimación del panel de datos por efectos aleatorios y prueba de Breush

Pagan

2009

```

Random-effects ML regression              Number of obs   =   471
Group variable: municipio                   Number of groups =   11

Random effects u_i ~ Gaussian              Obs per group: min =   21
                                                avg =   42.8
                                                max =   110

Log likelihood = -503.25773                LR chi2(7)      =   653.82
                                                Prob > chi2     =   0.0000

```

	lprecio	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
larea		-.4848208	.0272734	-17.78	0.000	-.5382758 -.4313659
lcambio		.2023868	.1071661	1.89	0.059	-.0076548 .4124284
lviaprinci~l		.6401156	.1189461	5.38	0.000	.4069855 .8732457
limpuesto		-.282435	.1836371	-1.54	0.124	-.6423572 .0774871
lcasa		.9419625	.1188762	7.92	0.000	.7089694 1.174956
lfinca		-1.288519	.2119794	-6.08	0.000	-1.703991 -.8730468
lbyl		1.659398	.2201606	7.54	0.000	1.227891 2.090904
_cons		16.1589	.4010485	40.29	0.000	15.37286 16.94494
/sigma_u		.2824948	.0700894			.173708 .4594106
/sigma_e		.6879822	.0226805			.6449349 .7339028
rho		.1442777	.0619736			.0552423 .299245

```

Likelihood-ratio test of sigma_u=0:  chibar2(01)=  49.38 Prob>=chibar2 = 0.000

```

2015

```

Random-effects ML regression              Number of obs   =   345
Group variable: municipio                   Number of groups =   11

Random effects u_i ~ Gaussian              Obs per group: min =   21
                                                avg =   31.4
                                                max =   43

Log likelihood = -337.54448                LR chi2(7)      =   478.25
                                                Prob > chi2     =   0.0000

```

	lprecio	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
larea		-.3963826	.0208836	-18.98	0.000	-.4373138 -.3554515
lcambio		.2925421	.1255935	2.33	0.020	.0463834 .5387009
lviaprinci~l		.7389638	.1208004	6.12	0.000	.5021993 .9757283
limpuesto		.5451851	.1389813	3.92	0.000	.2727868 .8175835
lcasa		.7040935	.1250934	5.63	0.000	.4589149 .9492722
lfinca		-1.177793	.1932996	-6.09	0.000	-1.556653 -.7989327
lbyl		.8564521	.2794255	3.07	0.002	.3087881 1.404116
_cons		14.51419	.2943729	49.31	0.000	13.93723 15.09115
/sigma_u		.2438259	.0636894			.1461298 .4068374
/sigma_e		.6261393	.0242297			.5804063 .675476
rho		.1316741	.0606805			.0468919 .287311

```

Likelihood-ratio test of sigma_u=0:  chibar2(01)=  27.52 Prob>=chibar2 = 0.000

```

Nivel de ajuste

Estimación con areg para obtener los niveles de ajuste de la estimación por RE:

```
-> ao = 2009
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 471
 F(7, 453) = 197.17
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.7860
 Adj R-squared = 0.7780
 Root MSE = .69329

lprecio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
larea	-4.880348	.0278487	-17.52	0.000	-.5427635 - .4333061
lcambio	.2036788	.1089667	1.87	0.062	-.0104641 .4178217
lviaprici~1	.6238128	.1198788	5.20	0.000	-.3882253 .8594002
limpuesto	-.3187969	-.1974929	-1.61	0.107	-.7069129 .0693191
lcasa	-.9088134	-.1200375	-7.57	0.000	-.6729139 -1.144713
lfinca	-1.274901	-.2141971	-5.95	0.000	-1.695845 - .8539582
lby1	1.684896	.2230256	7.55	0.000	1.246603 2.123189
_cons	16.37735	.4151789	39.45	0.000	15.56143 17.19326
municipio	F(10, 453) =		8.691	0.000	(11 categories)

```
-> ao = 2015
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 345
 F(7, 327) = 143.54
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.7773
 Adj R-squared = 0.7657
 Root MSE = .63276

lprecio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
larea	-4.000099	.0212891	-18.79	0.000	-.4418908 - .3581291
lcambio	.2883946	.1272164	2.27	0.024	-.0381288 .5386604
lviaprici~1	.7338912	.1229891	5.97	0.000	.4919415 .9758409
limpuesto	.5977725	.142958	4.18	0.000	.3165391 .879006
lcasa	.7137385	.1268586	5.63	0.000	.4641765 .9633006
lfinca	-1.139656	-.1953018	-5.84	0.000	-1.523862 -.7554495
lby1	.8301098	.2834131	2.93	0.004	.2725668 1.387653
_cons	14.43763	.2908133	49.65	0.000	13.86553 15.00973
municipio	F(10, 327) =		5.965	0.000	(11 categories)

Test de Breush Pagan para efectos aleatorios

H0= varianza de los errores es cero (es preferida la estimación por MCO)

H1= la estimación por RE (efectos aleatorios por sus siglas en inglés) es preferido.

La prueba permite rechazar la hipótesis nula, por lo que la estimación por RE es preferida.

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
```

lprecio[municipio,t] = Xb + u[municipio] + e[municipio,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lprecio	1.982874	1.408146
e	.5380438	.7335147
u	.0370254	.1924198

Test: Var(u) = 0
 chi2(1) = 178.97
 Prob > chi2 = 0.0000

14.2.4 Prueba de Hauman

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-v_B)) S.E.
	(b) fixed_group	(B) random_group		
larea	-.4409	-.4372974	-.0036026	.0022082
lcambio	.2709097	.2795956	-.008686	.0053701
lviaprinci~1	.7051771	.7120308	-.0068537	.002505
lmpuesto	.2480486	.2172463	.0308023	.0329456
lcasa	.733957	.7459042	-.0119472	.0082204
lfinca	-1.288627	-1.312452	.0238243	.0053381
lbyl	1.175692	1.169845	.0058464	.0084817

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B)
 = 13.36
 Prob>chi2 = 0.0639
 (v_b-v_B is not positive definite)

se acepta la hipótesis nula a un $\alpha=5\%$, por lo que el modelo estimado a partir de efectos aleatorios es referido sobre el de efectos fijos.

15. Test de Chow

SSE por GRUPO k	2009	2015				
1	16.96	11.40				
2	34.35	8.29				
3	29.98	9.19				
4	9.44	3.39				
5	1.31	5.61				
6	18.71	6.71				
7	8.65	3.82				
8	6.50	4.05	F calculado			
9	9.44	2.34	F 2009	0.13146848	f(60,14)=	2.223
10	6.29	6.80	F 2015	0.20400631	f(120,14)=	2.178
11	6.55	9.88				

SSEu	148.18	71.48
SSEr	259.5	154.81

Como F calculado es menor que el F(80,14) en tabla, se acepta la hipótesis nula de agrupabilidad de la estimación

