

# **Efecto del costo de acceso a centros de empleo sobre el precio de la vivienda urbana: Un modelo hedónico para el caso de Bogotá<sup>1</sup>**

**Álvaro Julián Peñaranda<sup>2</sup>**

**Octubre de 2013**

## **Resumen:**

Utilizando técnicas de econometría paramétrica y no paramétrica, este artículo explora el efecto de incrementos en costos de desplazamiento sobre los precios de las viviendas cercanas a los centros de empleo; esto para los agentes que se desplazan en vehículo particular. De esta manera, se encuentra un impacto negativo y significativo del costo de movilidad para un modelo hedónico espacial. Los resultados empleando el modelo no paramétrico GWR (Generally Weighted Regression) son más robustos a comparación de las estimaciones clásicas de econometría espacial paramétrica (SAR, SEM).

**Palabras clave:** econometría espacial, métodos no paramétricos, modelo hedónico, costo de acceso.

Clasificación JEL: C14, C21, R21, R31, R32

---

<sup>1</sup> Artículo realizado como tesis de Magister en Economía en la Universidad de Los Andes bajo la asesoría de Fernando Carriazo.

Agradecimientos al profesor Carriazo por su constante apoyo y guía en la elaboración de este artículo.

<sup>2</sup> Autor correspondiente. Universidad de Los Andes, e-mail: [aj.penaranda46@uniandes.edu.co](mailto:aj.penaranda46@uniandes.edu.co)

## **Introducción:**

Durante 2001-2006, el precio de la gasolina en Bogotá mostró una tendencia creciente con alzas significativas para todos los años. De acuerdo con el Sistema de Información de Combustibles del Ministerio de Minas de Colombia (SICOM)<sup>3</sup> tales cambios fueron de 5% en el 2002, 14% en el 2005 y 9% en el 2006 con picos de variación porcentual en los años 2003 (18%) y 2004 (19%). Este comportamiento de los precios de la gasolina ha dado lugar a un debate acerca del impacto del costo de combustible sobre la valoración económica de las viviendas con largos trayectos donde se asumen mayores costos monetarios de movilidad urbana (Wheaton, 1974).

El incremento en el costo de combustible genera un efecto directo sobre el costo de desplazamiento a los centros de empleo y sobre la actividad económica, principalmente en individuos que se desplazan en vehículo particular. Tal efecto puede ocasionar que una parte de estos agentes decidan cambiar su ubicación por una zona más cercana a su sitio de empleo o centro urbano. En la medida en que la demanda residencial crece en lugares cercanos a los centros de empleo, se espera que el precio de la vivienda en estas zonas se incremente relativo a localizaciones más distantes dependiendo de la elasticidad precio de la demanda. (Molloy, 2010).

La relevancia del uso de vehículo particular queda en evidencia teniendo en cuenta que en el año 2012 un total de 1.618.834 vehículos representó el 93% del parque automotor de la ciudad, mientras sólo el 6,1% fue transporte público (0,9% vehículos oficiales). Sin embargo, midiendo el número de viajes es posible decir que más de un millón de vehículos particulares diariamente transportó el 20% de los viajes que se generaron en la ciudad siendo el 64% atendido por el transporte público (mediante 105.630 vehículos aproximadamente)<sup>4</sup>. El 16% restante se distribuye entre el sistema de transporte masivo Transmilenio y el transporte colectivo individual<sup>5</sup>.

Aunque los hogares tienen en cuenta los costos de desplazamiento al momento de escoger su ubicación<sup>6</sup>, estos cambios son demasiado pequeños para ocasionar que los

---

<sup>3</sup> Sistema de Información de Combustibles del Ministerio de Minas de Colombia.

<sup>4</sup> Registro Distrital Automotor (RDA). Concesión Servicios Integrales para la Movilidad (SIM). Cálculos Dirección de Estudios Sectoriales y de Servicios- SDM.

<sup>5</sup> Proyección Censo DANE 2005. Servicios. Encuesta de Transporte Urbano (Bogotá).

<sup>6</sup> Esta afirmación se refiere tanto a hogares con individuos que se transportan en vehículo particular como aquellos donde el medio de transporte es servicio público, etc.

individuos cambien su sitio de vivienda<sup>7</sup>. De igual manera, el 93,9% de los bogotanos mantienen su lugar de residencia en el mediano plazo (2000-2005)<sup>8</sup>. De acuerdo con Herrera (2009), el consumo anual de combustible de los hogares bogotanos en promedio ronda el 2,8% del consumo total de bienes y servicios<sup>9</sup>. Por lo tanto, es poco probable que el incremento en el costo de acceso medido a través del precio del combustible ocasione que los hogares cambien su decisión de ubicación si de alguna manera no existe una razón previa que los incentive a hacerlo. Sin embargo, estos cambios en costos de acceso probablemente influyeran las decisiones de aquellos que previamente han decidido moverse por razones circunstanciales (familiares, motivos de salud, educación, riesgo de desastre natural). Asimismo, este efecto puede ser mayor si solo se tiene en cuenta a aquellos individuos que se movilizan en vehículo particular (Ver Sección 4: Datos).

Estudios previos señalan resultados a favor de la influencia de los costos de desplazamiento sobre la decisión de localización de los individuos. Molloy (2010), usando un modelo de datos panel georreferenciado por código postal para una muestra representativa de áreas metropolitanas en Estados Unidos, sugiere que un incremento del 10% en el precio de la gasolina ocasiona una disminución en la construcción de vivienda de 10% después de 4 años en zonas con largos trayectos relativo a zonas cercanas a los centros urbanos. Wheaton (1974) y Alonso (1964) explican que las variables tenidas en cuenta por los hogares al momento de escoger su lugar de residencia son la distancia (lineal) y el precio de la tierra. Estos autores afirman que los asentamientos urbanos funcionan como un sitio central que provee servicios a los sitios aledaños al mismo. De esta forma, dentro del perímetro de influencia del lugar central se genera una jerarquía de lugares centrales que resultan en una eficiente red de transporte con un máximo de lugares, localizados sobre las mismas rutas a una distancia máxima.

Teniendo presente el incremento en el costo de combustible en la ciudad así como la preferencia de los hogares por viviendas con bajo costo de traslado (Teoría del lugar central- Lösch (1944)), este trabajo busca examinar si el costo de acceso a centros de empleo está relacionado o no con cambios significativos del precio de la vivienda

---

<sup>7</sup> De acuerdo al CENSO realizado por el DANE en Bogotá en 2005, el principal motivo para cambiar de residencia durante el periodo 2000-2005 corresponde a razones familiares (50,9%), seguido de otras razones (27,7%) y dificultad para emplearse (13%)

<sup>8</sup> Censo DANE 2005. Proyección de Población.

<sup>9</sup> Herrera C. (2009). El consumo de combustible en Bogotá, una aproximación macroeconómica. Observatorio de la Economía Latinoamericana. En la Sección 4: Datos se hace un cálculo de gasto de combustible y se puede ver que para individuos que se transportan en vehículo particular esta decisión puede variar.

relativo a los focos principales de actividad económica en Bogotá durante el periodo 2001-2006.

En particular, se intenta describir el precio de la vivienda determinando la significancia estadística del costo de acceso medido para diferentes distancias basado en un método paramétrico (cortes transversales repetidos en muestras aleatorias representativas) y uno no paramétrico<sup>10</sup>, con el fin de realizar una comparación entre ambos y evaluar mediante pruebas la conveniencia de uno u otro en el análisis de precios hedónicos de vivienda con datos espaciales<sup>11</sup>. La técnica de precios hedónicos consiste en analizar si existen efectos de características diferentes sobre el precio de un bien o factor. De esta manera se puede encontrar si hay impactos sobre los precios de la vivienda separados por zonas.

McMillen (2008) demuestra que un enfoque paramétrico de efectos de vecindario utilizado para controlar por variaciones espaciales en los precios de la vivienda dejando el efecto de proximidad a la centralidad fijo no es correcto, dado que el efecto de la proximidad varía alrededor de la ciudad. Por esta razón sugiere que el enfoque paramétrico solo sea empleado como aproximación inicial para capturar patrones de comportamiento de los precios de la vivienda. Ese mismo enfoque también se tiene en cuenta para la presente investigación.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: la siguiente sección presenta la teoría de precios hedónicos, la tercera sección desarrolla la literatura relacionada con precios hedónicos de vivienda y costos de acceso, la cuarta sección describe los datos, la quinta sección desarrolla la estrategia empírica, una sexta y séptima parte muestran los resultados de los modelos econométricos y al final se discuten las implicaciones teóricas concluyendo al respecto.

## **2. Teoría de Precios Hedónicos de Vivienda**

La valoración de hedónicos es un método que sirve para estimar el precio implícito de las características de un bien el cual se encuentra en una categoría de producto; por ejemplo,

---

<sup>10</sup> Los métodos de estadística inferencial paramétricos son aquellos basados en muestreo de una población con parámetros específicos, como la media ( $\mu$ ), la desviación estándar ( $\sigma$ ) o la proporción ( $p$ ). Estos métodos paramétricos usualmente tienen que ajustarse a algunas condiciones estrictas, así como el requisito de que los datos de la muestra provengan de una población normalmente distribuida. Las pruebas no paramétricas no requieren estos supuestos. Consecuentemente, las pruebas no paramétricas de hipótesis son frecuentemente llamadas pruebas de libre distribución.

<sup>11</sup> Datos asociados a una localización específica referenciado dentro de un SIG (Sistema de Información Geográfica)

el precio de las características (tamaño de lote, área, estrato) de un grupo de viviendas en la categoría de bienes inmobiliarios<sup>12</sup>. Si existe una variación en los datos lo suficientemente grande en términos de estos atributos observables, es posible calcular las derivadas parciales del precio, conociendo los efectos marginales respecto a cada una de las características en mención (Freeman, 1974).

El método de precios hedónicos se basa en los siguientes supuestos: 1) el consumidor maximiza su utilidad; 2) existe un mercado competitivo; 3) el precio de mercado refleja el vector de atributos y 4) existe complementariedad débil entre el bien privado y sus atributos<sup>13</sup>. La utilidad del consumidor representativo se define como función de todas las características del bien (en este caso vivienda urbana).

El precio de la vivienda depende de las cantidades demandadas de todos los conjuntos de atributos que definen este bien H donde  $h_i$  es cualquier unidad de H y puede ser descrita por un vector  $S_j$  de características intrínsecas del bien (tamaño de lote, área, número de baños, etc.),  $N_k$  el vector de atributos de vecindario y  $Q_m$  un atributo especial, por ejemplo, distancia al centro de empleo más cercano. Sea  $P_{hi} = P_h(S_{i1} \dots S_{ij}, N_{i1} \dots N_{ik}, Q_{i1} \dots Q_{im})$  la función hedónica o de precio implícito para H, la derivada de esta función respecto al conjunto Q, es el precio marginal implícito de ese conjunto de características (Freeman, 1975). En general, el precio marginal implícito de un atributo puede ser función de los demás atributos de la vivienda.

Asimismo se establece el conjunto  $X_l$  como un grupo de bienes no asociados al mercado inmobiliario que de igual forma generan utilidad al consumidor (cesta de consumo variable).

El problema de optimización del consumidor representativo es:

$$\text{Max } U(X_l, S_j, N_k, Q_m) \text{ s.a. } PX_l + P_h \leq M \quad \text{donde } M = \text{Ingreso Presupuestal} \quad (1)$$

De esta forma la condición de primer orden es:

$$\frac{\partial P_h}{\partial Q_m} = P_{Qm}(Q_m) \quad (2)$$

<sup>12</sup> La técnica de precios hedónicos fue desarrollada por Griliches (1971) con el propósito de estimar el valor del cambio de calidad en bienes de consumo.

<sup>13</sup> (Contenido página 1 Brookshire et al., 1982).

Este resultado refleja el incremento en gasto de vivienda (H) requerido para obtener una unidad adicional de  $Q_m$ . Un hogar representativo maximiza su utilidad hasta el punto en que su disponibilidad marginal a pagar por una unidad adicional iguale al precio marginal implícito de esa característica. La suma de todos los precios marginales implícitos de cada uno de los individuos arroja el beneficio marginal de  $Q_m$ . De esta forma se calcula la función inversa de demanda del consumidor representativo. La demanda de los hogares o disponibilidad a pagar por  $Q_m$  es función del ingreso y otras variables que determinan las preferencias del consumidor por el bien final (Freeman, 1979).

$$W_i = W(Q_m, M_i, \dots) \quad \text{Función inversa de demanda del consumidor } i \text{ por } Q_m \quad (3)$$

Es importante resaltar que la base de desarrollo de la teoría de precios hedónicos descrita en esta sección se encuentra en Rosen (1974) que describe un conjunto de productos diferenciados dado por un vector de precio de los productos observados y características específicas que definen un conjunto de precios. Adicionalmente, Rosen presenta la teoría de precios hedónicos como un problema de equilibrio en el cual un conjunto de precios guían las decisiones de los consumidores y productores en un espacio determinado.

Finalmente por el lado de los productores, estos escogen la cantidad y calidad de la vivienda a producir, a saber:

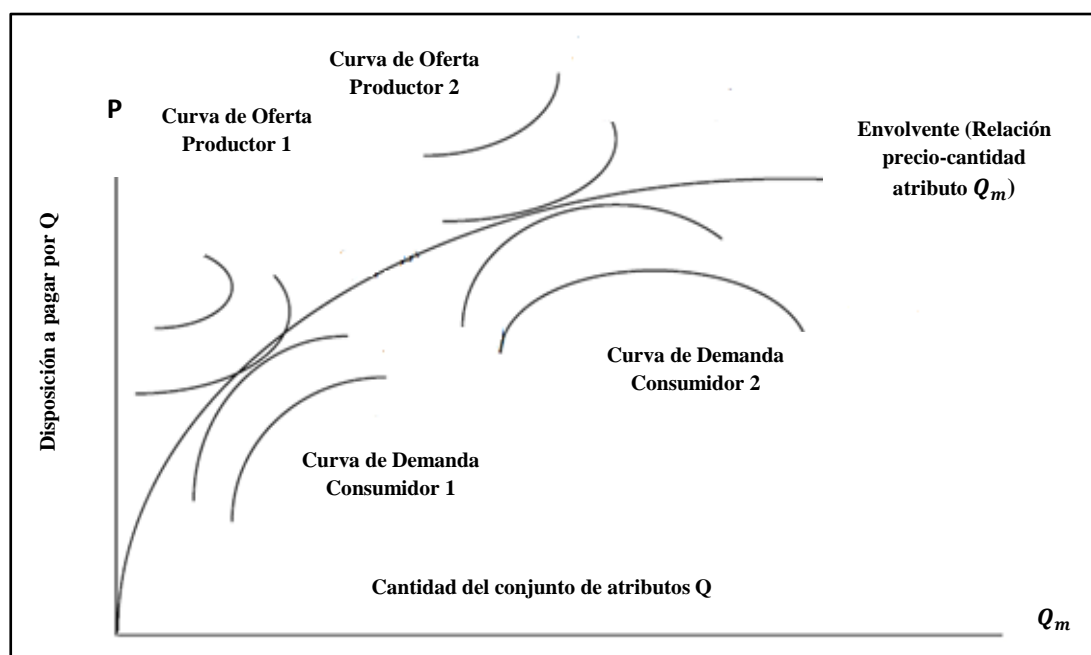
Max  $F(B, S_j, N_k, Q_m)$  donde B es un parámetro tecnológico de la función de producción:

$$\pi = F(B, S_j, N_k, Q_m) - C(S_j, N_k, Q_m) \quad (4)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q_m} = \frac{\partial F(B, S_j, N_k, Q_m)}{\partial Q_m} - \frac{\partial C(S_j, N_k, Q_m)}{\partial Q_m} \quad \text{Ingreso Marginal} = \text{Costo Marginal} \quad (5)$$

Cuando las funciones de oferta (productor) y demanda (consumidor) son tangentes, se forma la función de precios hedónicos construida mediante la envolvente entre ambas curvas. De esta manera se encuentra el equilibrio en el agregado para el conjunto de atributos  $Q_m$  en todas las viviendas del mercado en estudio (Ver Figura 1).

**Figura 1: Envoltente de la Función Hedónica**



Fuente: Elaboración propia del autor basado en Freeman (1974)

### 3. Literatura relacionada

Dada la comprobación teórica de la incidencia de los costos de desplazamiento sobre las decisiones de localización de los agentes y la explicación de la teoría del lugar central mencionado en los trabajos de Losch, Alonso, Freeman, Wheaton y Molloy, en esta sección se revisan algunos estudios: a) que utilizan metodología paramétrica espacial y no paramétrica y b) que incluyen efectos relacionados directamente con costos de acceso y cercanía a atributos urbanos.

En su trabajo "Transportation Cost and Rent Gradient", Coulson y Engle (1987) argumentan una razón por la cual el precio de la vivienda se encuentra correlacionado negativamente con la distancia a las centralidades. Estos autores ven que incrementos en los precios del combustible entre 1974 y 1979 se asocian con diferenciales en el precio de la vivienda urbana entre el centro y los suburbios en una muestra de 6 ciudades. La principal razón es el costo de transporte que se descuenta en la elección de los agentes por zonas lejanas a los centros de empleo.

Åslund et al. (2006) encuentra una relación directa entre el acceso a centros urbanos y la probabilidad de encontrar un empleo, utilizando datos panel entre 1990 y 1999. Estos autores explotan un cuasi-experimento natural de política del gobierno sueco donde en 1990 un grupo de refugiados son ubicados aleatoriamente en locaciones a diferentes distancias de los centros de empleo. De esta manera señalan, empleando mínimos cuadrados ordinarios, que doblando el número de empleos disponibles en las locaciones iniciales (1990), se incrementa la probabilidad de encontrar empleo 9 años después (1999) en 2,9% para esta muestra analizada. Este estudio pone de manifiesto el debate que existe en diversos países industrializados sobre la segregación espacial de minorías étnicas y su desempeño económico en el mercado de trabajo<sup>14</sup>.

Concerniente a la relación costo de acceso-precio de vivienda, se encuentra el trabajo de Tse & Chan (2003). Estos autores estudian para el caso de Hong Kong, el gradiente de precios de vivienda con una medición directa de costo económico (tiempo y dinero) en vez de utilizar distancia al lugar central o centro económico, frecuente en la literatura de precios hedónicos de vivienda. De esta forma utilizando el método de Máxima Verosimilitud encuentran que una reducción de USD\$1 en el costo de transporte se encuentra asociado a un aumento en el precio de la vivienda de USD\$31.000.

Otros estudios de precios hedónicos de vivienda en referencia directa al caso Bogotá son Muñoz-Raskin (2010) y Perdomo y Mendieta (2007). Estos miden el impacto del acceso a Transmilenio sobre el valor de la propiedad en Bogotá. En el primer caso el autor utiliza datos para el periodo 2000-2004 donde encuentra para las viviendas a 10 minutos a pie, un incremento promedio anual en el valor por metro cuadrado de 2,2% (Autopista Norte) y 2,9% (Portal Norte).

En el segundo caso, se estima un modelo paramétrico de precios hedónico-espacial que encuentra valores promedios para la elasticidad de la proximidad de -0,36, -0,55 y -1,13 en la primera, segunda y tercera etapa de Transmilenio respectivamente. Por un cambio de 1% en la proximidad de la propiedad a la estación más cercana de TM, el cambio en el valor del suelo es de 627 mil millones de pesos colombianos de 2005. Esto representa aproximadamente el 0,978% el PIB de Bogotá en el mismo año. Este modelo realiza

---

<sup>14</sup> Brueckner, J. y Zenou, Y. (2003) entre otros autores estudian el efecto de las barreras geográficas en grupos minoritarios para explicar la ausencia de trabajos bien remunerados en estos grupos de población (spatial mismatch).



estimaciones encontrando una forma funcional ajustada mediante la metodología Box-Cox y empleando el método de Máxima Verosimilitud por econometría espacial

En cuanto a avances en metodología aplicado a precios hedónicos, es importante mencionar el trabajo de Neil & Hassenzall (2007), quienes desarrollan un modelo hedónico espacial teniendo en cuenta el atributo de calidad de aire y demuestran que cualquier estimación empleando econometría espacial con datos georreferenciados genera resultados más robustos que las estimaciones que no emplean métodos de econometría espacial. Otra aplicación donde se mira efectos de proximidad a centros de empleo es Carriazo et al. (2013) quienes encuentran un alto nivel de correlación de atributos no medidos en propiedades residenciales con cálculos de calidad ambiental en un modelo hedónico espacial. De este modo encuentran una elasticidad precio para calidad ambiental un 25% superior en una especificación clásica de mínimos cuadrados ordinarios a comparación de un modelo de frontera estocástico que tiene en cuenta errores distribuidos de forma asimétrica a través de las viviendas.

Sobre este análisis merecen particular atención los estudios de Anselin (1988-2004) sobre métodos de econometría espacial utilizando un sistema de información geográfica (GIS) que permite capturar efectos espaciales de variables en la estimación de una función de precios hedónica. LeSage (1998,1999) es un referente importante del presente estudio. Este autor demuestra a través de múltiples ejemplos aplicados, la conveniencia de emplear métodos espaciales en el análisis de regresión con el fin de controlar por problemas de heterogeneidad y dependencia espacial en los datos geográficos. En términos de insesgamiento y eficiencia los estimadores calculados superan a los de MCO.

Finalmente se encuentra el trabajo de McMillen (2008), referente espacial no paramétrico del presente estudio. El autor utiliza un modelo hedónico para valorar el efecto de un atributo espacial, en este caso la cercanía a las líneas de metro de Chicago sobre el precio de la vivienda. Para ello, aparte de un típico modelo paramétrico de datos panel como en el caso anterior, aplica una aproximación no paramétrica de LWR (locally weighted regression) que tiene en cuenta heterogeneidad y variabilidad espacial en los parámetros, con lo cual se corrige por un posible sesgo en el estimador.

A través del Test LM (Lagrange Multiplier) revela la presencia de un alto grado de auto correlación espacial en una especificación clásica de OLS. Dentro de este mismo análisis, McMillen (2010) encuentra que los gradientes estimados resultan estadísticamente significativos para las variables de distancia al centro urbano más cercano. En este estudio se demuestra que una estimación no paramétrica es plausible para varios conjuntos de datos y que las alternativas de estimación no paramétricas de métodos estándar hedónicos emplean un menor número de grados de libertad que las regresiones mediante efectos fijos. Tales resultados sirven a modo de advertencia sobre la especificación errónea de los modelos y métodos tradicionalmente empleados, lo cual muchas veces origina problemas de autocorrelación espacial. El resultado principal se refiere a que el análisis por efectos fijos resulta conveniente para el caso en que los efectos espaciales son constantes dentro de zonas bien definidas pero una vez se presenta variabilidad en los mismos, se producen estimadores ineficientes que no modelan adecuadamente las tendencias espaciales en los modelos (McMillen,2010).

#### **4. Datos**

Para la determinación del precio de la vivienda por metro cuadrado (2001-2006), variable sobre la cual se van a medir los resultados de incremento en costos de acceso, se cuenta con datos de 15.051 observaciones de viviendas recopilados en metrocuadrado.com como muestra representativa del mercado residencial<sup>15</sup> en Bogotá (precios y atributos estructurales de inmueble). Es importante aclarar que estas observaciones se encuentran únicamente en la categoría de bienes inmuebles de orden urbano empleando precios de oferta de transacción<sup>16</sup>.

Los precios en el mercado de metrocuadrado.com sirven para medir la relación entre costo de acceso y precios de vivienda puesto que este concentra en su mayoría a los usuarios de vehículo particular (familias, individuos particulares), agentes sobre los cuales recae un mayor incentivo de reubicación ante un mayor costo económico por cuenta del incremento en el precio de la gasolina. Esto se comprueba teniendo en cuenta que el 86,03% de las observaciones de vivienda de la muestra analizada tiene al menos un garaje en su propiedad. Tales datos se han agregado a nivel de UPZ y corregido por

---

<sup>15</sup> Lo cual implica que en la muestra solo existan bienes inmuebles de uso habitacional: apartamentos y casas.

<sup>16</sup> Estos precios empleados en el estudio son valores de oferta publicados en un mercado de intercambio entre oferentes y demandantes teniendo en cuenta la presencia de información completa sobre cada bien inmueble.

variaciones nominales de precios.<sup>17</sup>. Para el cálculo de datos de atributos de entorno (distancia a centralidades) se hace uso del Portal de Datos Espaciales de la Unidad Administrativa Especial de Catastro Distrital.

Al igual que la variable dependiente, la distancia al centro de empleo, base para la construcción del costo de acceso, se extrajo y construyó a partir de los mismos datos referenciados al inicio. Cada una de las UPZ posee coordenadas de geo-referenciación de su correspondiente centroide. Esto permite hacer el cálculo de la distancia más cercana de cada centro de polígono a su centro urbano más cercano (Centro Financiero, Zona Industrial y Centro de la Ciudad). Las Localidades de Chapinero y Puente Aranda donde se encuentran los dos primeros puntos aportan el 14,5% y 9% del empleo total, ocupando los dos primeros lugares de participación a nivel ciudad. El Centro de la Ciudad se consideró un foco esencial de empleo en el sector público capitalino<sup>18</sup>.

Los puntos de centros de empleo mencionados anteriormente se encuentran ubicados en las UPZ Chicó Lago- Barrio Porciúncula (Centro Financiero), UPZ Candelaria- Barrio La Catedral (Centro de la Ciudad) y UPZ Bavaria-Barrio Lusitania (Zona Industrial) próximo al Centro Industrial de Puente Aranda.

Dado que no se encontraron observaciones de vivienda para la totalidad de barrios, la muestra tomada contiene información representativa de 498 barrios que representa un 25,92% del total de la ciudad<sup>19</sup> y el total de Localidades representadas en los datos extraídos.

#### **4.1 Selección del grupo de control y tratamiento del estudio**

Durante el periodo 2001-2006 los vehículos de transporte público colectivo en Bogotá realizaron sus recorridos a una velocidad promedio de 23,88 Km/h, mientras que los vehículos particulares lo hicieron a 28,64 Km/h (Ver figura 2). Un habitante de Bogotá a bordo de un vehículo invirtió en promedio cerca de 37 minutos en cada uno de sus

---

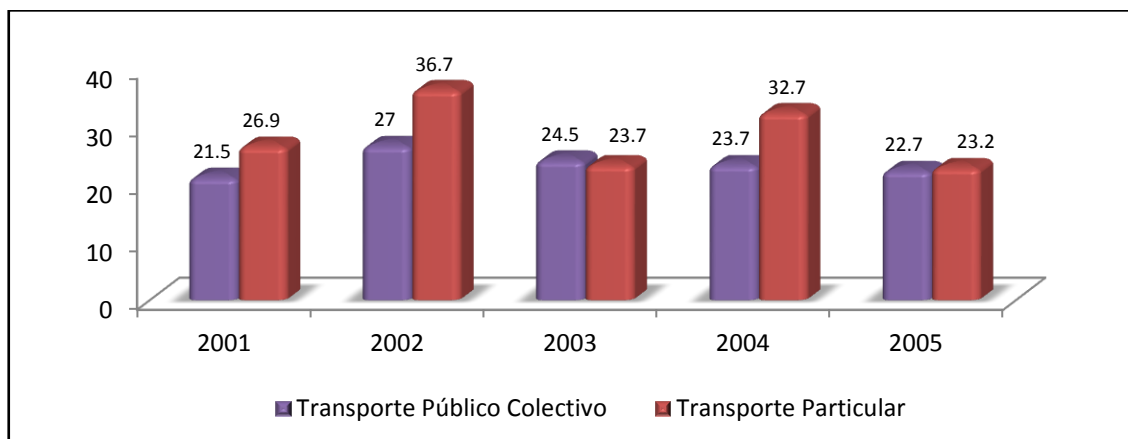
<sup>17</sup> Al tener variables nominales se exige deflactar a valores de un año base. Sin embargo, esto no es necesario siempre que esté incluida una variable ficticia anual para cada año (salvo desde luego el base) y la variable dependiente se emplee en forma logarítmica. Utilizar una variable nominal o real en una función logarítmica influye sólo en las intercepciones; ninguno de los coeficientes estimados se modificará (Wooldridge J. Introducción a la Econometría: un enfoque moderno) (2001, pág. 412).

<sup>18</sup> (Caracterización Económica de Bogotá y la Región V8-V11).Secretaría de Tránsito y Transporte. Alcaldía de Bogotá.

<sup>19</sup> Bogotá contiene un total de 1921 barrios contando zonas urbanas y rurales. Total de Localidades: 19

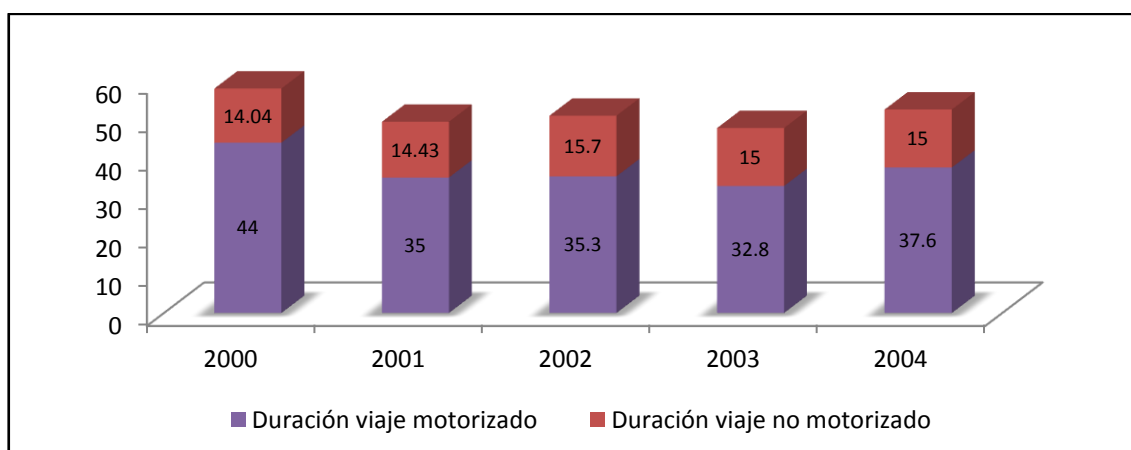
viajes habituales. Quienes lo hicieron a pie llegaron a lugares que generalmente están a 15 minutos de recorrido (Ver Figura 3)<sup>20</sup>.

**Figura 2: Velocidad de Recorrido en Bogotá 2001-2005 (km/h)**



Fuente: Velocidad de desplazamiento en Bogotá D.C. Secretaría de Tránsito y Transporte

**Figura 3: Tiempo de Recorrido en Bogotá 2000-2004 (minutos)**



Fuente: Percepción de tiempos de desplazamiento en Bogotá D.C. Secretaría de Tránsito y Transporte

Teniendo en cuenta la información anterior, es posible decir que la distancia a través de malla vial recorrida por un vehículo particular en un viaje de una vuelta equivale a 17.661 metros; asimismo se utiliza el siguiente supuesto: el tiempo de recorrido en aproximación euclidiana para los datos también es de 37 minutos con un promedio de distancia equivalente (lineal-euclidiana) de 5.210 metros desde el centroide de cada

<sup>20</sup> El tiempo de viaje es el tiempo que tarda una persona o vehículo en realizar un viaje, es decir, en ir del origen al destino del mismo. La Secretaría de Movilidad realiza anualmente un sondeo de percepción de tiempos de desplazamiento con el objeto de cuantificar la variación en los tiempos de desplazamiento de las personas en la ciudad. El sondeo se realiza en 60 sectores distribuidos en las 19 localidades de la ciudad, con un tamaño de muestra de 7.600 encuestas.

UPZ hasta su centro urbano más cercano<sup>21</sup>. Para un individuo que se desplace a pie se considera que 10 minutos de recorrido a una velocidad promedio de 4,32 km/h es el máximo tolerable para ser considerado cercano a su lugar de origen (Knoblauch et al, 1996). Por tal motivo se utiliza el principio de aprox. 15 minutos de recorrido como consideración máxima de “cercanía” al centro urbano.

Asumiendo un gasto de combustible promedio de 40km/ galón<sup>22</sup> a un precio promedio de gasolina (2001-2006) de \$4.431,33, se estima que para una zona que se encuentre a una distancia lineal de 5.210 metros, el consumo de combustible diario es de \$3.916 equivalente a \$104.948,8 mensual en un mes estándar<sup>23</sup>. Teniendo en cuenta que el salario mínimo promedio para 2001-2006 fue de \$345.750, el gasto promedio de combustible mensual de un individuo con vehículo particular se acerca al 30,35% del SMLVM en Bogotá. Esta es una razón válida para considerar que el incremento en el costo de combustible tiene un mayor efecto sobre la decisión de localización de los individuos con vehículo particular entre mayor sea la distancia a la centralidad más cercana. Por tal motivo, el grupo de tratamiento se ha definido como aquellas UPZ cuyo centroide comprenda una distancia igual superior a 2382,87 metros, correspondiente al 25<sup>to</sup> percentil en la distribución de distancias<sup>24</sup> (medido desde el más cercano hasta el más lejano al centro de empleo y correspondiente aprox. a un tiempo de traslado de 15 minutos). Adicionalmente, como grupo de control se toman todas las UPZ que se encuentren dentro de un radio de 2382,87 metros desde cada centro de polígono. (Ver Mapa 1, siguiente página).

## 4.2. Estadísticas descriptivas de los datos

La Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el estudio. La distancia media en metros desde cada centroide de polígono en las UPZ del análisis al centro de empleo más cercano es de 5.242 metros, con un máximo de 12.188,02 metros perteneciente a la UPZ Alfonso López y un mínimo de 499 metros perteneciente a la UPZ La Candelaria. Asimismo, respecto a la variable precio de vivienda por  $m^2$ , esta tiene una media de \$881.136 con un máximo de \$3.641.290 para la UPZ Sagrado

---

<sup>21</sup> Se asume que la muestra de UPZ es representativa de la ciudad y que existe una equivalencia en tiempos de traslado entre una medición por malla vial y euclidiana.

<sup>22</sup> Herrera (2009).

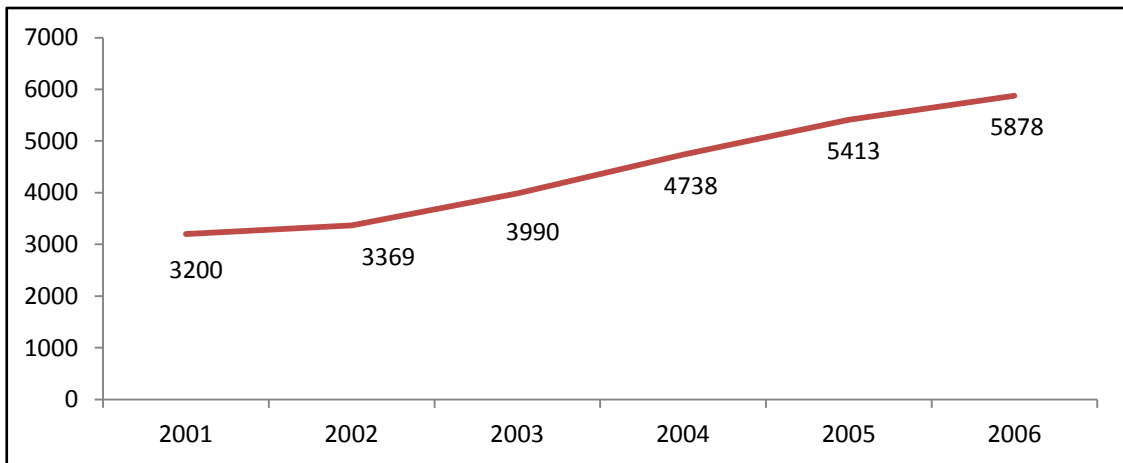
<sup>23</sup> Una distancia lineal promedio de 5210 metros equivale aprox. a 17661 metros por malla vial en un trayecto o 35,32km en un viaje de ida y vuelta. Esto significa que el gasto diario en galones es de 0,88 aprox. con un valor equivalente de \$3916 en consumo monetario de combustible.

<sup>24</sup> El 25% de las UPZ tienen una distancia menor a 2382,87 metro del centro urbano más cercano.

Corazón (Localidad de Santa Fe en límite con Chapinero) y un mínimo de \$402.326 en la UPZ Los Libertadores (Localidad de San Cristóbal).

En cuanto al precio de la gasolina, se cuenta con datos del precio de referencia de la gasolina en Bogotá decretado con un margen semi-regulado mensualmente mediante resolución por el Ministerio de Minas. Las Figuras 4 y 5 permiten apreciar la evolución histórica de esta variable. Los mayores crecimientos porcentuales se dan en los años 2003 y 2004 donde el costo del combustible se incrementa 18% y 19% respectivamente a comparación del año inmediatamente anterior. En todos los periodos de análisis se presentan incrementos en el costo del combustible a nivel ciudad.

**Figura 4: Evolución Precio Gasolina Corriente Bogotá**



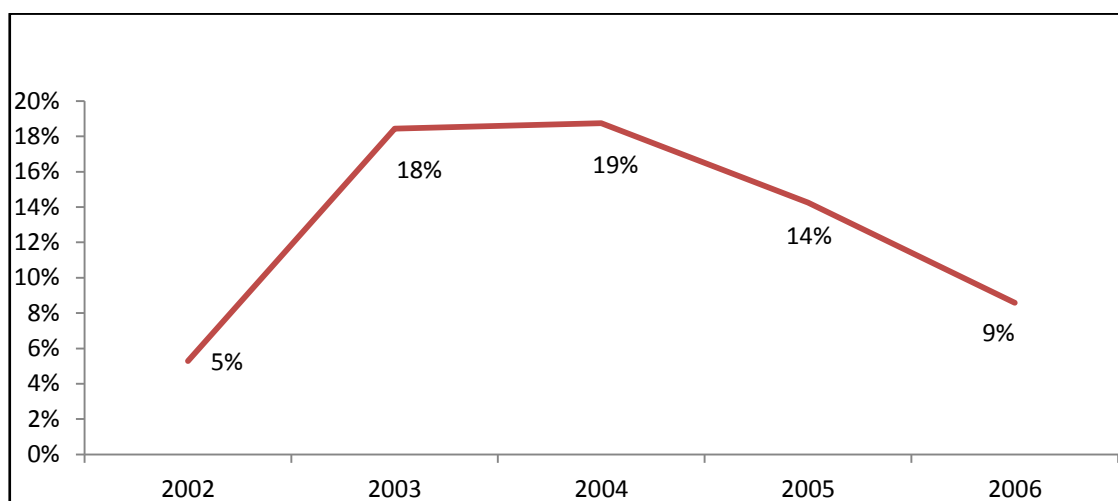
Fuente: UPME, Grupo de Hidrocarburos. Histórico Periodo 2001-2006

**Mapa 1: Centro Financiero- Conexiones por malla vial UPZ Bogotá**



Fuente: Elaboración del autor

**Figura 5: Variación % Precio Gasolina Corriente**



Fuente: Elaboración del autor

Tales movimientos en los precios del combustible que incluye crecimientos porcentuales distintos entre años, generan un grado útil de variación para identificar el efecto de esta variable como una apropiada aproximación de costo de acceso en cada UPZ estudiada (para individuos que usan vehículo particular). Aunque existen movimientos de mercado dados por el nivel de competencia en cada zona de ubicación de estaciones de servicio y adicionalmente movimientos a nivel de estrato en cada zona al interior de la ciudad, existen varias razones por las cuales no es conveniente utilizar datos a nivel zonal de precios de combustibles. La primera es que el margen del negocio de comercialización de combustibles es semi-regulado. Esto quiere decir que el precio se mueve sobre un margen de comercialización minorista con un nivel de referencia cercano a \$578. De este modo, las variaciones en precio no están por fuera del 10% de valor de referencia encontrándose muy cercano al precio estipulado para cada ciudad por el Ministerio de Minas<sup>25</sup>. En segundo lugar, la variación en los precios de los combustibles se encuentra influenciada por la demanda en diferentes zonas, haciendo esta variable endógena a la decisión de ubicación de los hogares (Molloy, 2010).

Adicionalmente, existen variables independientes como controles. Entre estas se encuentra una medida de atributo espacial en el valor de vivienda: distancia a ciclorruta. La distancia promedio a ciclorruta más cercana es de 970,06 metros con un mínimo de

<sup>25</sup> Ministerio de Minas y Energía /SICOM (Sistema de Información de Combustibles Líquidos).

13 metros en UPZ Zona Industrial y un máximo de 7984,99 metros en UPZ Alfonso López (Localidad de Usme).

Otro grupo de variables a considerar son las relacionadas con atributos implícitos de vivienda. De este modo se tuvo en cuenta las variables dicótomas Edad de la Vivienda y Tipo de Vigilancia. Finalmente como control de zona se tomó la densidad urbana (por UPZ) medida como el número de viviendas por cada hectárea.

La Edad de Vivienda se dividió entre varias dicótomas donde la categoría excluida es “Proyecto en construcción”; de esta manera: el 4,5% de las viviendas en las UPZ de la muestra son Para Estrenar, el 7,6% de 0 a 5 años, el 14,6% de 5 a 10 años, el 29,9% de 10 a 20 años, el 2,94% tiene más de 20 años mientras el 13,8% pertenece a la categoría excluida. El Área de vivienda promedio es de 182,07 metros cuadrados con un mínimo de 32 metros cuadrados en UPZ Las Nieves en el Centro de Bogotá y un máximo de 1057 metros cuadrados en UPZ El Verbenal. En cuanto a estrato de vivienda el promedio es de 3,48 con un mínimo de 1 en UPZ La Candelaria y un máximo de 5,9 en UPZ El Refugio.

En cuanto a la variable Vigilancia<sup>26</sup>, esta fue separada en Vigilancia 12 horas con el 6% de las UPZ, Vigilancia 24 horas con el 36% y la variable excluida Vigilancia 0 horas con el 58% de las observaciones mencionadas. Hay entonces un bajo aprovisionamiento de servicios de seguridad privada en las viviendas urbanas de la muestra estudiada para el periodo 2001-2006. En cuanto a la variable densidad urbana es posible decir que un promedio de 50,8 viviendas por hectárea en las UPZ de Bogotá implica que la muestra estudiada tiene un promedio de 0,92 viviendas en cada 182,07 metros cuadrados (promedio área de vivienda en la muestra de estudio). Esto refleja un acertado ajuste de la muestra estudiada respecto al universo de UPZ en Bogotá.

### **4.3. Relación entre variación de costos de acceso a centros de empleo y precio de la vivienda en Bogotá**

Al evaluar para el periodo 2001-2006 las diferencias en el valor de vivienda por  $m^2$ , el valor promedio para el grupo de tratamiento es de 850.938, inferior en 131.926 al promedio del grupo de control (Tabla 2 y 3). Adicionalmente se puede ver la evolución

---

<sup>26</sup> De acuerdo a la base de datos estudiada, hace referencia a vigilancia privada en la vivienda.



del diferencial de valor de venta por  $m^2$  entre las UPZ del grupo de tratamiento y grupo de control (Tabla 4). El diferencial pasa de -42.268 en el 2001 hasta -304.155 en el 2006 con una tendencia creciente en la brecha entre ambos grupos (Ver Figura 6). Esto coincide con el incremento en costo de combustible en el mismo periodo.

**Tabla 1: Estadísticas Descriptivas**

Variable	Media	Desv.Est.	Máximo	Mínimo
Dist. Ciclorruta (m)	970,06	1.084,76	7.984,99	13,11
Densidad Urbana (#v./ha)	50,8	22	110,3	0,3
Para estrenar	0,04514	0,14326	1	0
Entre 0 y 5 años	0,07682	0,16459	1	0
Entre 5 y 10 años	0,14624	0,21416	1	0
Entre 10 y 20 años	0,29980	0,28948	1	0
Más de 20 años	0,29477	0,31065	1	0
Área ( $m^2$ )	182,07	107,08	1.057	32
Estrato(1-6)	3,48	0,91	5,9	1
Vigilancia 12 horas	0,06	0,14444	1	0
Vigilancia 24 horas	0,36	0,30266	1	0
2002	0,12917	0,33573	1	0
2003	0,17083	0,37676	1	0
2004	0,17708	0,38214	1	0
2005	0,17500	0,38036	1	0
2006	0,15417	0,36149	1	0
Distancia Centro de empleo (m)	5.242	3108	12.188	499
Precio de venta por $m^2$	881.136	356.581	3.641.290	402.326

Fuente: Elaboración del autor con base en metrocuadrado.com

**Distribución de Percentiles: Dist. al Centro de Empleo y Valor de Venta por  $m^2$**

Distancia a Centro de Empleo		Valor de venta por $m^2$	
Percentil	Valor	Percentil	Valor
1%	499,14	1%	416.667
5%	786,63	5%	484.830
10%	1583,04	10%	537.473
25%	2382,87	25%	670.680
50%	4.535,21	50%	801.826
75%	7672,07	75%	973.711
90%	9526,52	90%	1.326.639
99%	11932,41	99%	2.181.818
# Obs.	480	# Obs.	480
Promedio	5.242	Promedio	881.136
Desv.Est.	3108	Desv.Est.	356.581

Fuente: Elaboración del autor

**Tabla 2: Distribución de percentiles: grupo de tratamiento**

<b>Distribución Grupo de Tratamiento 2001-2006</b>	
Percentil	Valor
1%	416.667
5%	479.941
10%	535.714
25%	659.317
50%	784.572
75%	963.757
90%	1.230.281
95%	1.509.179
99%	1.902.604
Promedio	850.938,30
Desv. Est.	302.640
#Obs.	366

Fuente: Elaboración del autor

**Tabla 3: Distribución de percentiles: grupo de control**

<b>Distribución Grupo de Control 2001-2006</b>	
Percentil	Valor
1%	474.627
5%	492.968
10%	611.111
25%	712.424
50%	826.928
75%	1.058.417
90%	1.613.213
95%	2.160.088
99%	2.598.225
Promedio	982.865
Desv. Est.	490.543
#Obs.	114

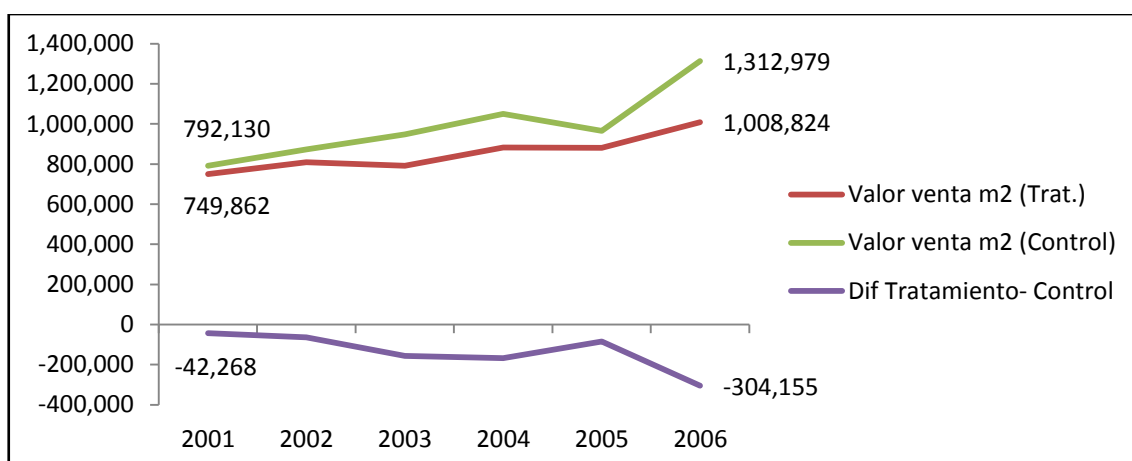
Fuente: Elaboración del autor

**Tabla 4: Diferencial 2001-2006 precio por metro cuadrado: tratamiento vs control**

Año	Valor venta m2 (Trat.)	Valor venta m2 (Control)	Dif. Trat- Control
2001	749.862	792.130	-42.268
2002	808.922	873.190	-64.269
2003	791.814	948.537	-156.723
2004	881.759	1.049.111	-167.352
2005	881139.5	965559.1	-84.420
2006	1.008.824	1.312.979	-304.155

Fuente: Elaboración propia del autor

**Figura 6: Evolución Brecha Tratamiento vs Control**



Fuente: Elaboración del autor

En zonas donde la distancia al centro de empleo más cercano es relativamente grande, incrementos en costo de acceso (costo de combustible en pesos) se encuentra relacionado con disminuciones en precios de vivienda urbana relativo a zonas cercanas donde el efecto del incremento en el costo es menos significativo. Por lo tanto, se espera que el gradiente de precios de la vivienda urbana sea negativo conforme se incrementa la distancia al centro urbano.

## 5. Estrategia Empírica

Cuando el costo del combustible se incrementa, también sube su equivalente en costo de transporte en los hogares que usan vehículo particular con largos trayectos y distancia del centro urbano. Es posible observar el efecto de este incremento en costo como movimientos en demanda a través de la variable precio de la vivienda urbana por  $m^2$ .

Para desarrollar este trabajo y corroborar que la hipótesis mencionada anteriormente es verdadera, se procede a utilizar la metodología empírica de diferencias en diferencias (DD). Para utilizar esta metodología se emplea un experimento natural inducido por el incremento en el costo de gasolina dado directamente por políticas de compensación de mercado a los productores de combustibles<sup>27</sup>. Es importante tener presente que la política de fijación de precios se basa en una fórmula establecida todos los meses por el Ministerio de Minas donde se tiene en cuenta variables de fluctuaciones de precios internacionales (Platts, tarifas de transporte marítimo y de poliducto) que no están

<sup>27</sup> Ver Esquema de Fijación de Precios de Combustibles en Colombia. Notas Fiscales. Banco de La República. Suescún et al. (2011).

relacionadas directamente con la decisión de ubicación de la vivienda urbana en la ciudad de Bogotá. Esto quiere decir que la asignación del tratamiento es completamente aleatoria y no está influenciada por la ocurrencia del evento fortuito<sup>28</sup>. Este argumento es relevante porque genera un cambio exógeno (incremento) en los costos de acceso a centros de empleo, efecto que se puede delimitar de forma precisa a partir de los datos disponibles.

Las dimensiones de variación que se explotan para identificar el efecto son temporales (antes y después del incremento sostenido en el costo de combustible) y geográficas (cercano o lejano a los centros de empleo), ya que el incremento del costo de acceso se dio en la misma fecha para ambos tipos de ubicación (debido a que el incremento en los costos es semi-regulado por MinMinas). La identificación del efecto causal proviene de las diferentes UPZ dependiendo de su georeferenciación<sup>29</sup>

Es así como la línea base o el año de control donde no existe efecto del tratamiento lo define el momento del cambio en el costo de acceso; en otras palabras, el incremento en el costo de acceso / costo del combustible: año 2001. Por su parte, tal y como se definió previamente, el grupo de control lo componen las UPZ cuyo centroide se encuentra a menos de 2382,87 metros del centro de empleo más cercano mientras el grupo de tratamiento lo componen las UPZ con distancia mayor o igual a este parámetro. Es el grupo de tratamiento el que recibe el efecto significativo del incremento en los costos de acceso debido a un mayor trayecto por recorrer a nivel urbano con un posterior efecto sobre recomposición de demanda. Esto se refleja en un incremento de precio en las viviendas cercanas a los centros urbanos.

### **5.1. Diferencias en Diferencias aplicado a modelos hedónicos de vivienda**

La metodología de diferencias en diferencias supone que existen dos muestras de vivienda antes del choque exógeno que ocasiona el movimiento en el valor promedio del precio en cada zona (muestra). Al analizar la diferencia en precios de vivienda debe ser posible extraer el efecto generado por el cambio de política (o choque exógeno). Es por tal motivo que se puede encontrar la diferencia en el precio entre las dos categorías de vivienda del periodo anterior y posterior.

---

<sup>28</sup> Guía Práctica para Evaluación de Impacto. Bernal y Peña (2011).

<sup>29</sup> Se calcularon distancias a través del Paquete de Georeferenciación Arcgis entre cada centroide de polígono y el centroide de centro urbano más cercano a través de Proyección Transversal Mercator para Bogotá (Coordenadas planas).

Para ser más preciso, es necesario tener en cuenta dos periodos de tiempo  $t_0$  y  $t_1$  donde  $t_1 > t_0$  (Es importante considerar una partición del mercado de vivienda en dos zonas  $S_0$  y  $S_1$ ). De este modo el cambio de política ocurre en un periodo entre  $t_0$  y  $t_1$  sobre  $S_1$ . Por tal motivo  $D_{1i} = 1$  cuando una observación de vivienda hace parte de  $S_1$  y el periodo de tiempo es  $t_1$ . Otra manera de describir este evento es diciendo que  $S_i = 1$  si la vivienda  $i$  cae en la región donde la política toma lugar (lejano al centro de empleo) independiente del tiempo y  $\tau_t = 1$  si  $t = \tau_1$ , luego  $D_{1it} = \tau_t S_i$  (Parmeter y Pope, 2002)

En un esquema de regresión, implementar una versión empírica de DD es relativamente simple. La regresión se presenta de la siguiente forma:

$$P_{it} = B_0 + B_1 D_i^L + B_2 D_i^t + \gamma_1 D_i^L D_i^t + \epsilon_i \text{ para } i=1 \dots n \quad (6)$$

En este caso  $D_i^L$  es una variable dummy que indica a que grupo pertenece la vivienda  $i$  (L donde el cambio ocurrió, lejano del centro de empleo),  $D_i^t$  es una dummy temporal igual a 1 si se encuentra en el periodo en que la política surtió efecto (posterior a 2001). Para periodos anteriores al periodo de tratamiento la dummy toma un valor de cero y para aquellas vendidas posteriormente es 1. El principal factor de interés en la regresión es el estimador  $\gamma_1$ . Este es el estimador de diferencia en diferencia del efecto del tratamiento. En esencia, el producto de ambas dummies solo toma el valor de 1 para aquellas viviendas en el grupo de tratamiento posterior al efecto de política. El estimador  $\gamma_1$  puede ser reescrito de la siguiente forma:

$$\hat{\gamma}_1 = (\bar{p}^{L,2} - \bar{p}^{L,1}) - (\bar{p}^{C,2} - \bar{p}^{C,1}) \quad (7)$$

Donde C: cercano al centro de empleo L: Lejano al centro de empleo

1: Previo al cambio exógeno (antes del incremento en el costo de acceso)

2: Posterior al cambio exógeno (después del incremento en el costo de acceso)

Es posible entonces dividir las muestras en dos grupos extrayendo la media del grupo en vez de estimar una regresión (como se vio en este estudio en la sección de datos). En este caso C corresponde a las viviendas donde la política no ha tenido ningún efecto (cercano al centro de empleo) mientras los superíndices 1 y 2 constituyen respectivamente el periodo previo y posterior a la implementación de la política.

Mientras la discusión previa se ha referido a la estimación de modelos de Diferencias en Diferencias, es importante mencionar que muchos modelos hedónicos estudian datos de sección cruzada, lo cual implica que la muestra no sea representada por un verdadero panel. La razón se encuentra en que las mismas unidades de vivienda no se observan en los mismos periodos de tiempo. Este es el tipo de datos del presente trabajo donde se toman los valores promedio de todas las viviendas haciendo representativa la muestra de observaciones al agregarlas por UPZ. Es importante tener presente que en el caso de no contar con las mismas viviendas en el tiempo es necesario corregir por posibles problemas de heterogeneidad (Palmquist, 1982).

## 6. Modelo de Diferencias en Diferencias

Dado que se toma 2001 como año base y existe una diferenciación intra- grupos, el modelo de diferencias en diferencias se plantea de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{precio upz por } m^2)_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Lejano\_Centro\_Empleo}_i * \text{precio gasolina}_t + \beta_2 T \\ & + \beta_3 \text{año después}_t * \text{LCE}_i * \text{precio gasolina}_t + \beta_j \sum_{j=1}^n \alpha_i + \beta_k \sum_{k=1}^n \varphi_{it} + u_{it} \quad (8) \end{aligned}$$

En donde  $i$  denota el indicador de cada UPZ,  $t$  el periodo de tiempo (año),  $\text{Ln}(\text{precio upz por } m^2)_{it}$  es el logaritmo natural del precio promedio de cada UPZ urbana de la ciudad, construido a partir de la información consolidada de la muestra de viviendas para el periodo 2001-2006 ( $m^2$ ).

$$\text{LCE}_i \begin{cases} 1 & \text{si Distancia a Centro Empleo} \geq 2382,87 \text{ metros} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

$$\text{año después}_t \begin{cases} 1 & \text{si el año de la observación} > 2001 \\ 0 & \text{si el año de la observación} = 2001 \end{cases}$$

$\text{precio gasolina}_t = \log.$  natural del precio de la gasolina para cada año (2001-2006)

$T =$  efecto fijo de tiempo, es decir dummy para cada año en mención excepto el año base (no multicolinealidad lineal): 2002, 2003, 2004, 2005 y 2006.

$\text{año después}_t * \text{LCE}_i * \text{precio gasolina}_t =$  Es una variable de interacción espacial y temporal que indica el efecto del incremento en costo de combustible sobre las zonas lejanas en el periodo de tiempo en que este incremento se hace efectivo (posterior a

2001). Esta variable (de interés en el estudio) mide la diferencia porcentual de valor por metro cuadrado entre periodos en las UPZ lejanas y cercanas a centros de empleo por efecto del incremento en costos de acceso.

Adicionalmente nos encontramos en presencia de otros efectos de espacio y espacio-tiempo como variables adicionales que afectan el valor de la vivienda en cada UPZ. De este modo existen regresores agrupados en las siguientes categorías:

$\alpha_i$  = Efecto de distancia y atributo espacial de zona y de ciudad. En esta categoría entra en juego la variable continua de distancia a ciclorruta más cercana.

$\phi_{it}$  = Efectos de variables y atributos espacio-temporal de características de cada UPZ, agregado a partir de la información de viviendas urbanas. De este modo se encuentran las siguientes variables numéricas/dummy: Edad de Vivienda, Área de vivienda (logaritmo), Estrato, y Tipo de vigilancia.

El Modelo de Diferencias en Diferencias supone que los efectos externos afectan de igual manera a las UPZ tratadas y no tratadas y que al controlar por efectos espacio-temporales de zona y de unidad geográfica se descartan posibles problemas de endogeneidad por variable omitida<sup>30</sup>.

Adicionalmente, no se hace necesario probar que entre periodos anteriores al inicio del evento fortuito el grupo de tratados y de control son iguales puesto que solo existe un periodo base por definición del modelo. El modelo de Diferencias en Diferencias controla por diferencias presentes antes de la implementación del programa (evento fortuito que ocasiona una modificación de efectos). El modelo de diferencias en diferencias es una manera de controlar por estas posibles diferencias preexistentes entre los dos grupos<sup>31</sup>

Una vez formalizado y especificado el modelo empírico, se realiza una prueba de diferencia de medias para garantizar que las variables incluidas sean relevantes en el modelo y de esta forma controlar por posibles problemas de significancia y pérdida de eficiencia por inclusión de variables no relevantes en la estimación. De esta forma

---

<sup>30</sup> Introducción a la Econometría: Un enfoque moderno. J. Wooldridge (2001).

<sup>31</sup> Guía Práctica para Evaluación de Impacto. Bernal y Peña (2010).

fueron corroboradas en su orden: Edad de vivienda, Tipo de Vigilancia, Distancia a ciclorruta, Área de vivienda, Estrato, Densidad Urbana.

Una vez estructurado el modelo empírico y la definición precisa de variables a estimar en la ecuación, resulta pertinente tratar de establecer qué metodología econométrica es la más adecuada para explicar la influencia del costo de acceso sobre los precios de la vivienda urbana. Con este fin, en los siguientes apartados se explica brevemente los alcances y la necesidad de utilizar econometría espacial y más aún, econometría espacial no paramétrica. Por tal motivo el modelo se estima mediante 3 metodologías de econometría distintas: Mínimos Cuadrados Ordinarios, Regresión Espacial Paramétrica y Regresión Espacial No-Paramétrica.

### **6.1 Regresión Espacial Paramétrica**

Como se mostró previamente, el precio de la vivienda urbana presenta una distribución geográfica a nivel de UPZ como agregación representativa de unidades de vivienda en el espacio. Por tal motivo es posible presumir que el precio de la observación  $i$  en una ubicación espacial determinada dependa del precio de una observación  $j$  en otra ubicación cercana; es decir que el precio promedio por metro cuadrado en una UPZ no solo depende de las características y un vector de atributos de la misma sino que también depende de los precios de las otras UPZ contiguas o cercanas. Este fenómeno se denomina dependencia espacial (Anselin, 1988).

Sin embargo este fenómeno no es tenido en cuenta por los procedimientos de econometría estándar (MCO, corte transversal) lo cual viola el supuesto de independencia en las observaciones muestrales generando residuales que se correlacionan entre sí. Si bien los estimadores siguen siendo insesgados, se manifiesta un problema de homoscedasticidad (violación principio Gauss-Markov) con estimadores ineficientes y una matriz de varianza-covarianza mal especificada. De esta forma se vuelve factible cometer errores tipo I o tipo II al calcular pruebas de hipótesis sobre los coeficientes estándar de MCO.



Buscando dar solución a este problema y teniendo en cuenta el proceso de interacción y dependencia multidireccional<sup>32</sup> de datos en el espacio, se propone añadir una matriz de pesos o contigüidad espacial la cual tiene en cuenta el concepto de cercanía entre observaciones espaciales. Esta matriz se define de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} 0 & W_{12} & W_{1n} \\ W_{21} & 0 & W_{2n} \\ W_{n1} & W_{n2} & 0 \end{bmatrix}$$

Esta matriz es cuadrada, no estocástica, donde los elementos  $W_{ij}$  dan razón de la interdependencia existente entre UPZ o zonas geográficas (correlación espacial) siendo el grado de dependencia espacial entre dos puntos decreciente en la medida en que aumenta la distancia que separa a los centroides de los polígonos. Esta matriz de contigüidad se define para N- UPZ con simetría en sus dimensiones (NxN), presencia de ceros en la diagonal (una UPZ no es vecina de sí misma) y en el resto de elementos con el criterio de vecindad o cercanía que se defina (distancia lineal). De esta forma  $W_{ij}$  toma el valor 1 si la distancia entre  $N_i$  y  $N_j$  es menor a un parámetro  $\mu$  que garantiza que todos las observaciones tengan por lo menos un vecino y se defina dentro del criterio económico de cercanía en el estudio<sup>33</sup>. Adicionalmente la matriz utilizada es transformada mediante el método de estandarización por filas dividiendo cada término entre la sumatoria de valores de su fila correspondiente siendo la suma de cada una de las filas igual a 1 (LeSage, 1998). Es importante mencionar que con el fin de corregir el problema de dependencia multidireccional, la econometría espacial lleva a cabo estimaciones por máxima verosimilitud.

Respecto a la estimación, existen dos formas principales para calcular el modelo espacial paramétrico: introduciendo el efecto espacial como rezago en la variable dependiente (modelo de rezago espacial SAR<sup>34</sup>) o en el término de error (modelo de error espacial SEM<sup>35</sup>).

---

<sup>32</sup> Es decir que todas las UPZ pueden relacionarse entre sí. Por este motivo no es posible implementar el operador de rezago de series de tiempo sino que en su lugar surge el concepto de matriz de contigüidad. The Theory and Practice of Spatial Econometrics. James P. LeSage (1999).

<sup>33</sup> En este caso mediante el programa Geoda se definió este parámetro óptimo como 3022 metros.

<sup>34</sup> Spatial Autorregresive Model

<sup>35</sup> Spatial Error Model

### 6.1.1. Modelo de Rezago Espacial

Si la estructura del modelo a estimar es de rezago espacial, esto implica que las variables explicativas no dan razón de la dispersión del incremento en precio entre las diferentes UPZ y el efecto de interdependencia o dispersión espacial se da indiscriminadamente entre las diferentes unidades geográficas. La forma reducida del modelo es la siguiente:

$$y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \quad \text{donde } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (9)$$

Donde  $y$  es la variable dependiente (vector de  $N \times 1$ ),  $X$  es el conjunto de variables explicativas (vector de  $N \times K^{36}$ ) y  $W_y$  es la matriz de pesos espaciales (vector de  $N \times N$ ). El término  $\rho$  es el parámetro autorregresivo que recoge la intensidad de la interdependencia entre las observaciones muestrales de la variable endógena.

### 6.1.2. Modelo de Error Espacial

Si la estructura del modelo a estimar es de error espacial, esto implica que las variables explicativas dan razón de la dispersión del incremento en precio entre las diferentes UPZ y el efecto de interdependencia o dispersión espacial se da entre las diferentes unidades geográficas dependiendo de las características y atributos de las mismas. La forma reducida del modelo es la siguiente:

$$y = X\beta + u \quad (10)$$

$$u = \lambda W_u + \varepsilon \quad \text{donde } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (11)$$

De esta forma la utilización de econometría espacial y la matriz de pesos espaciales permiten corregir los errores de estimación y obtener pruebas de significancia robustas. Los modelos de rezago espacial (SAR), de error espacial (SEM) así como pruebas de identificación de dependencia espacial aplicando el Test LM se realizaron usando Matlab.

---

<sup>36</sup> Columnas de la matriz que representa el número de variables independientes.

### 6.3 Regresión Espacial No Paramétrica

Adicional al problema de dependencia espacial en los datos de orden geográfico corregido por las técnicas de econometría espacial y matriz de contigüidad mencionadas previamente, existe un fenómeno de heterogeneidad o variación de parámetros en el espacio. Esto implica ausencia de estabilidad en el espacio en las relaciones entre la variable dependiente y una o más variables explicativas así como también variación de los estimadores con la localización geográfica sin homogeneidad en la matriz de datos.

Es bastante común que en las observaciones de referenciación geográfica exista una compleja interacción en términos de estructura lo cual puede llevar a que existan simultáneamente problemas tanto de dependencia como de heterogeneidad espacial, difíciles de distinguir en el análisis estadístico. De esta forma se presenta la técnica de regresión espacial no paramétrica que corrige por ambas anomalías flexibilizando la definición de parámetros y mejorando el cálculo del concepto de contigüidad sin emplear matrices rígidas (econometría espacial paramétrica) sino por el contrario, planteando una función que permita trazar el nivel de dependencia a través de la definición de los datos<sup>37</sup>.

De este modo, la técnica de Regresión Ponderada General (en adelante GWR<sup>38</sup>) es la más conocida y utilizada en la literatura de análisis espacial no paramétrico. En este estudio se introduce y discute la versión de esta técnica que fue desarrollada por McMillen (1996) y Brunson, Fotheringham y Charlton (1996). La principal contribución del método GWR es el uso de sub-muestras de datos con ponderaciones de distancias para calcular parámetros para cada punto en el espacio.

Los pesos espaciales para cada observación  $i$  toman la forma de un vector  $W_i$  que emplea las distancias  $d_i$  entre la observación  $i$  y las demás de la muestra. Adicionalmente este vector incluye un concepto de decaimiento espacial que da un mayor peso a las observaciones cercanas en la muestra de datos. En este estudio se hace uso de la función de decaimiento gaussiana, con base en el desarrollo de Anselin (1988) y resumido en LeSage (1999):

---

<sup>37</sup> Locally Linear Spatial Models. Theory and Practice of Spatial Econometrics. LeSage (1999).

<sup>38</sup> GWR (Generally Weighted Regression). Surge como caso especial de Locally Weighted Regression desarrollada inicialmente por Cleveland y Devlin (1988).

$$W_i = \varphi(d_i/\sigma \Theta) \quad (12)$$

Donde  $\varphi$  es la densidad estándar normal y  $\sigma$  representa la desviación estándar del vector de distancias  $d_i$ . El parámetro  $\Theta$  es el “ancho de banda” o parámetro de decaimiento espacial visto previamente. Este valor se emplea de forma uniforme para todas las observaciones de la muestra y es determinado a través de un proceso de minimización de una función de puntaje que toma la siguiente forma:

$$\sum_{i=1}^n [y_i - \widehat{y}_{\neq i}(\Theta)]^2 \quad (13)$$

$\widehat{y}_{\neq i}(\Theta)$  es el valor ajustado de  $y_i$  omitiendo la observación  $i$  del cálculo en el punto determinado.

En síntesis, el método no paramétrico GWR realiza cálculos de regresión locales para producir estimadores en cada punto del espacio usando sub-muestras de información en observaciones cercanas. Sea  $y$  un vector de  $N \times 1$  datos de variables dependientes recolectados sobre  $N$  puntos en el espacio.  $X$  es una matriz de  $N \times K$  variables explicativas mientras  $\varepsilon$  es un vector de  $N \times 1$  perturbaciones normalmente distribuidas y con varianza constante.  $W_i$  es una matriz diagonal de  $N \times N$  pesos espaciales (basados en cálculos de distancia con la función gaussiana) que reflejan la distancia entre la observación  $i$  y los demás datos. En ese caso la regresión a estimar es la siguiente:

$$W_i^{1/2} y = W_i^{1/2} X \beta_i + W_i^{1/2} \varepsilon_i \quad (14)$$

El índice  $i$  sobre  $\beta_i$  indica que este vector de parámetro  $K \times 1$  se encuentra asociado con la observación  $i$ . La estimación GWR produce  $N$  vectores de parámetros estimados para cada una de las observaciones presentes. También es importante anotar que la estimación de  $\beta_i$  se encuentra condicionada al ancho de banda  $\Theta$  surgido del proceso de optimización referenciado anteriormente. Esto quiere decir que cualquier cambio en este factor va a originar modificaciones en los resultados de la regresión, caso distinto a la elección de la función de decaimiento espacial que no tiene injerencia significativa sobre cambios en los resultados del modelo a estimar (McMillen, 2008). Así como los modelos SAR y SEM, el modelo GWR es estimado usando la rutina propuesta por LeSage (1999) en Matlab.

## 7. Estimaciones y Resultados:

Los cálculos del modelo empírico de diferencias en diferencias empleando econometría estándar MCO, paramétrica y no paramétrica, se llevan a cabo con estimadores robustos a heteroscedasticidad. De esta manera, se estima el modelo de la ecuación (8), obteniendo los resultados que se muestran en la Tabla 6 de este estudio.

El primer punto a notar es la continua mejora en términos de bondad de ajuste del modelo (R-cuadrado ajustado) al pasar de MCO (0,4973) al modelo SEM (0,5092), SAR (0,5228) y finalmente al modelo GWR no paramétrico (0,7034). Al respecto hay que mencionar la significancia al 1% en el coeficiente de autocorrelación del modelo de rezago y error espacial ( $\rho$  y  $\lambda$ ) lo cual indica la presencia de un efecto de dependencia indiscriminado y una tendencia de variación a través de las características de las UPZ del estudio.

Con el objetivo de escoger qué tipo de correlación espacial (Spatial Lag- Spatial Error) se ajusta mejor al proceso generador de los datos, se hace uso de la regla de decisión de Anselin (1988). Una vez estimados los modelos, se analiza el estadístico de Multiplicador de Lagrange en su versión LM-Lag y LM-error. La hipótesis nula de la prueba implica un mejor ajuste por MCO sin rezago mientras la hipótesis alternativa valida la presencia de rezago en la variable dependiente o en el error. Es necesario comparar la probabilidad de rechazo en la hipótesis nula del LM-Lag con la probabilidad del LM-error: se escoge el modelo que rechace la hipótesis nula con un mayor nivel de probabilidad y precisión. La Tabla 5 permite corroborar que el modelo de Error Espacial arroja una mayor certeza sobre el modelo de Rezago Espacial.

**Tabla 5: Prueba Lagrange Multiplier**

Valor prueba	LM-SAR	LM-ERROR
LM value	3,62892	6,62378
p-value	0,05678	0,01006

Se escoge el modelo con mayor probabilidad de rechazo (menor p- value)  
Fuente: Elaboración propia del autor

Respecto al modelo GWR no paramétrico, en la Tabla 6 se muestra el resultado para un sólo punto en el espacio representado con las coordenadas  $X=94570,8$  y  $Y=100309$ .

Este corresponde a UPZ Muzu en la Localidad de Puente Aranda<sup>39</sup>. No se puede desconocer que a nivel ciudad se mantienen resultados similares con variaciones en magnitud de los estimadores de acuerdo a la dinámica espacial urbana de Bogotá (Ver Figuras 7, 8 y 9).

En cuanto al parámetro temporal-espacial de costo de acceso  $\beta_3$ , variable de interés en el estudio, este resulta significativo para los 4 modelos estimados. De esta forma en el modelo MCO esta variable toma un valor de -0,01396 (significativo al 10%), en el modelo espacial paramétrico SAR el valor es de -0,01407 (significativo al 10%), en el modelo espacial paramétrico SEM toma un valor similar de -0,01406 y finalmente en la estimación GWR el valor es de -0,01721 (significativo al 5%). La interpretación del modelo SEM es la siguiente: un incremento del 1% en el costo de combustible lleva a una disminución en el precio de la vivienda por metro cuadrado de 1,40% en las zonas lejanas a los centros urbanos. En cuanto al modelo GWR, un incremento del 1% en el costo de combustible lleva a una disminución en el precio de la vivienda por metro cuadrado de 1,72% en la UPZ Muzu entre 2001 y periodos posteriores. Es importante anotar que esta disminución se estima en relación a la Zona Industrial de Puente Aranda, aglomeración de empleo más cercana al punto estimado.

Tal resultado sugiere que el incremento en la brecha de precio mencionado en la sección 4.3. (Relación entre variación de costos de acceso a centros de empleo y precio de la vivienda en Bogotá) entre las UPZ lejanas y cercanas a los centros urbanos, tiene una validación estadística adecuada en términos de efectos espaciales y flexibilización de parámetros. De esta manera es posible afirmar que el incremento en el costo de acceso medido a través del precio del combustible sí tiene incidencia sobre el valor de la vivienda urbana en Bogotá durante el periodo 2001-2006. La Figura 7 permite apreciar la variación de los parámetros de esta variable a través del espacio en la dirección Oeste-Este y Sur-Norte.

Es posible ver que el coeficiente varía entre -0,013 y -0,019 aprox. en el sentido Sur-Norte de la ciudad, siendo mayor en la zona Norte (coeficiente más negativo); por tal motivo se puede decir que hay una importante influencia de heterogeneidad en esta variable con cambios estructurales de los parámetros en el espacio. Esta tendencia cobra

---

<sup>39</sup> Sin embargo es importante recordar que este no es el único punto estimado en el espacio. Existe una regresión para ubicación geográfica por UPZ.

sentido al relacionar un mayor estrato socioeconómico con un mayor uso de vehículo particular en la zona y asimismo una mayor afectación del incremento en el costo de combustible en la periferia de la Zona Norte, alejada de los centros de empleo de la ciudad.

En referencia a los demás controles significativos del modelo, se puede concluir lo siguiente: en el modelo GWR todos los años son individualmente estadísticamente significativos al explicar la variación en el precio de la vivienda urbana por metro cuadrado en Bogotá; este mismo resultado se repite para todos los modelos paramétricos. Esto quiere decir que hay un efecto significativo entre años sobre el incremento en el precio de vivienda lo cual sirve para controlar por variaciones en variables de entorno macroeconómico que puedan tener validez en el tiempo: inflación, tasa de interés hipotecaria, etc. (Molloy, 2010). Entre el año 2001 y 2002 hay una diferencia del 12,30% en el valor de la vivienda por metro cuadrado. Entre 2001 y 2003 esta diferencia es de 11,4%, en el 2004 el mismo valor pasa a ser de 24,30%, en el 2005 de 20,1% y finalmente la diferencia estadística entre los años 2001 y 2006 es de 32,20%.

Por otra parte al analizar atributos como área, se puede apreciar que existe similitud en términos de significancia y magnitud entre los modelos paramétricos (significativo) y el no paramétrico (no significativo) Esto evidencia una relación estadística robusta en cuanto a un control de atributo de vivienda clave en la definición de la envolvente de precios hedónicos (Freeman, 1974). Las viviendas al Este de la ciudad muestran un mayor efecto de esta variable sobre el precio (Ver Figura 8). De igual forma la dispersión en los parámetros estimados de Área en la zona Sur (con un rango aprox. entre 0,08 y 0,22) se puede explicar por una mayor variación en los atributos intrínsecos de las viviendas en esta zona, donde en muchos casos se da una común convivencia entre estratos socioeconómicos y tipos de inquilinos lo cual se refleja en un importante grado de heterogeneidad en los estimadores.

En cuanto al nivel socioeconómico, es posible ver que el modelo no paramétrico estima en el punto señalado, una diferencia entre la categoría de estrato bajo y medio de 7,2% (significativo) en el valor por metro cuadrado. De igual manera la diferencia se amplía entre la categoría de estrato bajo y alto hasta 36,7% (significativo). Dicho resultado está relacionado directamente con la presencia de múltiples atributos contemplados en el

modelo y con una segmentación natural de valor de vivienda en las categorías de estrato estudiadas.

En cuanto a la variable densidad urbana, es posible decir para el caso no paramétrico, que un aumento de 100 viviendas en un espacio de 1 hectárea, ocasiona una disminución en el precio por hectárea de 0,2371% en la UPZ Muzu. Para todas las estimaciones paramétricas, el signo y nivel de significancia se mantienen. En cuanto a magnitud, posiblemente el efecto es superior en esta UPZ debido a la mayor prevalencia de un fenómeno de hacinamiento, relacionado directamente con el estrato socioeconómico de la zona. En términos generales este resultado puede ser explicado por “los contactos sociales no deseados para muchas personas, las deficiencias en el acceso a ciertas facilidades urbanas cuyo uso se hiperdensifica, la aparición de usos incompatibles y el congestionado y gris panorama urbano” (Pun, 1994, 54-55).

La Figura 9 permite observar la oscilación de este parámetro a través de las observaciones donde el efecto muestra una tendencia creciente en magnitud en el sentido oeste-este. Este resultado a nivel general se puede explicar por un mayor nivel de densificación urbana en la zona contigua a los Cerros Orientales de Bogotá donde una menor oferta de suelo disponible ocasiona un deterioro en la valoración de las viviendas con un efecto negativo que se incrementa hacia el Este de la ciudad.

Es importante mencionar en términos de expansión residencial, que en el eje de la zona nororiental “es posible identificar kilómetros cuadrados que en los últimos 55 años han acogido hasta 137 lanzamientos inmobiliarios nuevos al mercado, propiciando con ello la reproducción del capital inmobiliario formal que en su fase actual en vecindarios como Chapinero Alto y Los Rosales acoge innovaciones verticales de considerable densidad” (Alfonso, 2009, 13)

Respecto al conjunto de variables dicótomas que dan referencia del atributo Edad de vivienda en el modelo no paramétrico, solo se encontró diferencia significativa en el grupo de viviendas de 0 a 5 años y de más de 20 años. De este modo hay una diferencia estadísticamente significativa de 32,6% entre las viviendas con 0 a 5 años en el mercado y aquellas que se encuentran en construcción; el mismo efecto para las viviendas de más de 20 años es significativo con una magnitud de -10,6%. Vale la pena mencionar que los resultados se mantienen en términos de magnitud (aprox.) y significancia para todos



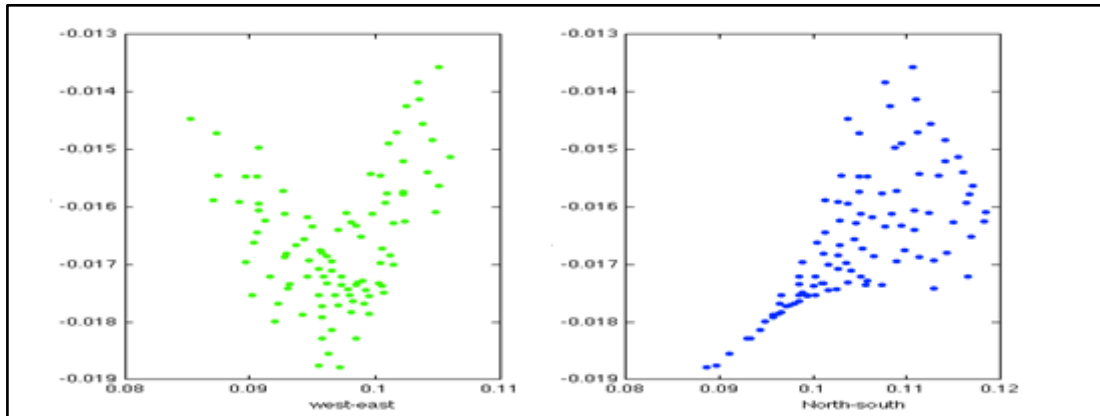
los modelos paramétricos estimados. El resultado de signo positivo en la categoría de viviendas de 0 a 5 años se encuentra relacionado directamente con el incremento en la transacción y promoción del conjunto de atributos de un bien inmobiliario en el mercado (menor uso y atributos de mayor durabilidad y calidad). Por otra parte, el efecto significativo y negativo en la categoría de viviendas mayores de 20 años se asocia al ciclo de vida del bien inmobiliario donde la vejez, deterioro de la estructura y atributos de la vivienda se refleja en su precio de oferta de transacción.

Por otro lado, la distancia a la ciclorruta resultó ser un atributo de zona significativo pero con un efecto marginal en términos de magnitud. Para los modelos paramétricos este mismo atributo de zona reportó una magnitud similar pero con significancia nula.

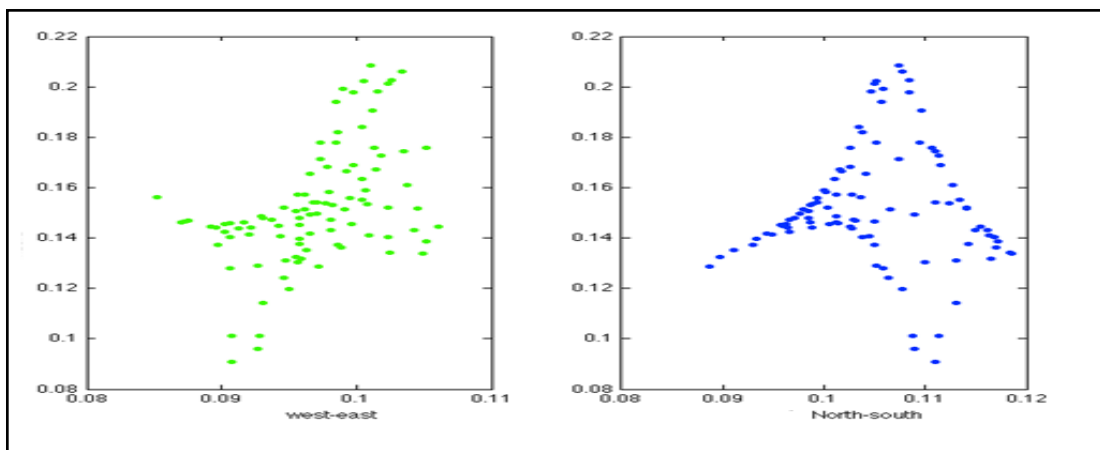
El atributo de tener vigilancia privada 24 horas resultó significativo y de signo positivo tanto para los modelos paramétricos como para el caso no paramétrico. Tener vigilancia de tiempo completo en la UPZ Muzu se asocia a un premium en el precio por metro cuadrado de 13,7%. Por el contrario tener vigilancia parcial (12 horas) no resultó significativo en ningún caso para dar razón de variaciones en la función de precio hedónico de vivienda planteada en el estudio. Vale la pena resaltar que este conjunto de atributos responde tanto a la necesidad del recurso de vigilancia como a un tema de poder adquisitivo y posición socioeconómica en la ciudad.

En general, es posible apreciar resultados robustos a los cambios en metodología de estimación al calcular el modelo espacial de diferencias en diferencias paramétrico y no paramétrico. De igual forma los resultados validan mejorías en términos de bondad de ajuste y significancia de variables al controlar por los fenómenos de dependencia y heterogeneidad espacial expuesto en secciones anteriores. Sobre este último punto es importante resaltar la variación en términos de magnitud en los estimadores de la variable principal “año después<sub>t</sub> \* LCE<sub>i</sub> \* precio gasolina<sub>t</sub>” (impacto de costo de acceso) y los controles principales de área y densidad urbana los cuales reflejan la naturaleza espacial heterogénea de la estructura urbana de la ciudad. Las diferencias en estrato, uso de vehículo, disponibilidad de suelo urbano y acceso a centros de empleo entre las UPZ, son reflejo de la dinámica de constante cambio en términos de movilidad y actividad económica de Bogotá.

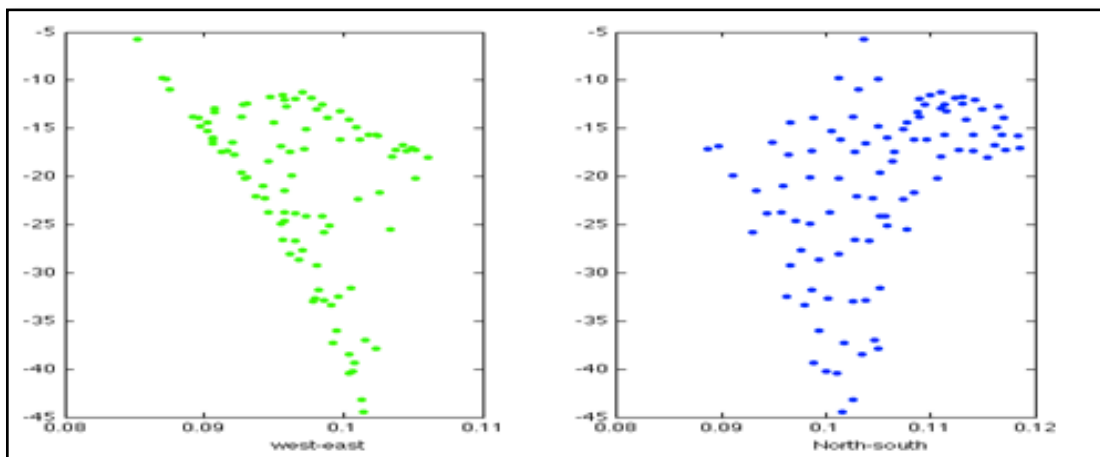
**Figura 7: Coeficiente (año después<sub>t</sub> \* LCE<sub>i</sub> \* precio gasolina<sub>t</sub>) : GWR**



**Figura 8: Coeficiente Área: GWR**



**Figura 9: Coeficiente Densidad Urbana: GWR**



**Tabla 6: Regresión Diferencias en Diferencias (var. dependiente: log-precio por  $m^2$ ; e.e. en paréntesis)**

Variable	MCO		SAR		SEM		GWR	
	coef.	p-val	coef.	p-val	coef.	p-val	coef.	p-val
Intercepto	<b>12,616***</b> (-0,16)	0,00	<b>8,007***</b> (0,98)	0,00	<b>12,729***</b> (0,16)	0,00	<b>12,702***</b> (0,16)	0,00
Dist. Ciclorruta	<b>-0,000018</b> (0,000011)	0,11	<b>-0,000011</b> (0,000011)	0,34	<b>0,000031**</b> (0,000015)	0,04	<b>-0,000023*</b> (0,000013)	0,08
Densidad Urbana	<b>-19,060***</b> (5,53)	0,00	<b>-16,607***</b> (5,28)	0,00	<b>-16,292***</b> (5,32)	0,00	<b>-23,706***</b> (5,64)	0,00
Para estrenar	<b>-0,095</b> (0,09)	0,29	<b>-0,082</b> (0,08)	0,33	<b>-0,072</b> (0,09)	0,40	<b>-0,033</b> (0,08)	0,67
Entre 0 y 5 años	<b>0,232***</b> (0,08)	0,00	<b>0,231***</b> (0,08)	0,00	<b>0,249***</b> (0,08)	0,00	<b>0,326***</b> (0,08)	0,00
Entre 5 y 10 años	<b>0,034</b> (0,06)	0,58	<b>0,029</b> (0,06)	0,63	<b>0,014</b> (0,06)	0,82	<b>0,032</b> (0,06)	0,60
Entre 10 y 20 años	<b>0,019</b> (0,05)	0,70	<b>0,015</b> (0,05)	0,75	<b>0,016</b> (0,05)	0,74	<b>0,004</b> (0,05)	0,94
Más de 20 años	<b>-0,118**</b> (0,06)	0,04	<b>-0,116**</b> (0,05)	0,03	<b>-0,131**</b> (0,05)	0,02	<b>-0,106**</b> (0,05)	0,05
Área	<b>0,161***</b> (0,03)	0,00	<b>0,127***</b> (0,03)	0,00	<b>0,150***</b> (0,03)	0,00	<b>0,152***</b> (0,03)	0,00
Medio	<b>0,094***</b> (0,03)	0,00	<b>0,062**</b> (0,03)	0,04	<b>0,051*</b> (0,03)	0,09	<b>0,072***</b> (0,03)	0,01
Alto	<b>0,433***</b> (0,05)	0,00	<b>0,343***</b> (0,05)	0,00	<b>0,342***</b> (0,06)	0,00	<b>0,367***</b> (0,09)	0,00
Vig. 12 horas	<b>-0,101</b> (0,08)	0,23	<b>-0,113</b> (0,08)	0,16	<b>-0,131</b> (0,08)	0,11	<b>-0,093</b> (0,08)	0,26
Vig. 24 horas	<b>0,216***</b> (0,05)	0,00	<b>0,162***</b> (0,05)	0,00	<b>0,187***</b> (0,05)	0,00	<b>0,137***</b> (0,05)	0,00
2002	<b>0,124*</b> (0,07)	0,07	<b>0,116*</b> (0,06)	0,07	<b>0,122*</b> (0,07)	0,06	<b>0,123*</b> (0,06)	0,06
2003	<b>0,137**</b> (0,07)	0,04	<b>0,139**</b> (0,06)	0,03	<b>0,140**</b> (0,06)	0,03	<b>0,114**</b> (0,06)	0,06
2004	<b>0,251***</b> (0,07)	0,00	<b>0,253***</b> (0,06)	0,00	<b>0,249***</b> (0,06)	0,00	<b>0,243***</b> (0,06)	0,00
2005	<b>0,243***</b> (0,07)	0,00	<b>0,241***</b> (0,06)	0,00	<b>0,240***</b> (0,06)	0,00	<b>0,201***</b> (0,06)	0,00
2006	<b>0,353***</b> (0,07)	0,00	<b>0,352***</b> (0,06)	0,00	<b>0,352***</b> (0,06)	0,00	<b>0,320***</b> (0,06)	0,00
LCE	<b>0,00575</b> (0,01)	0,46	<b>0,00618</b> (0,01)	0,40	<b>0,00499</b> (0,01)	0,53	<b>0,00870</b> (0,01)	0,25
añodes*LCE*gas	<b>-0,01396*</b> (0,01)	0,10	<b>-0,01407*</b> (0,01)	0,08	<b>-0,01406*</b> (0,01)	0,09	<b>-0,01721**</b> (0,01)	0,03
rho			<b>0,35***</b> (0,07)	0,00				
lamda					<b>0,44***</b> (0,12)	0,00		
R-cuadrado	<b>0,5173</b>		<b>0,5417</b>		<b>0,5287</b>		<b>0,7112</b>	
R-ajustado	<b>0,4973</b>		<b>0,5228</b>		<b>0,5092</b>		<b>0,7034</b>	
# Obs.	480		480		480		480	

## 8. Conclusiones:

El objetivo de este estudio era realizar un análisis de efectos tiempo-espacio en la relación entre el costo de acceso y precio de la vivienda urbana buscando evaluar la Teoría del Lugar Central<sup>40</sup> para el caso de Bogotá. Para este fin, el estudio innova en la utilización de técnicas de econometría espacial y no paramétrica a razón de los problemas de dependencia y heterogeneidad presentes en las estimaciones de MCO. La aplicación del concepto de matriz de pesos espaciales (paramétrico) y función de decaimiento espacial (no paramétrico), permiten tener en cuenta el proceso inherente de interacción entre actores en el espacio y una diferenciación entre procesos urbanos, clave en una ciudad tan diversa y en constante cambio como Bogotá. De esta forma, es posible asociar las conclusiones en tres partes distintas: cumplimiento de la Hipótesis del Lugar Central (Losch, 1944), resultados econométricos y recomendaciones de política.

En primer lugar, a través del estudio fue posible ver que existe un significativo grado de inercia espacial en la jerarquía de precios entre unidades geográficas. Esto quiere decir que se comprobó un alto grado de dependencia y persistencia en los precios por zonas geográficas lo cual es explicado tanto por los atributos de la vivienda como por el establecimiento de focos y un efecto de externalidad entre las UPZ de mayores precios hacia sus vecinos más cercanos. Este hecho se puede relacionar directamente con incrementos en el precio del combustible y su efecto sobre la decisión de los individuos de localizarse en zonas centrales para disminuir el costo monetario de movilización geográfica. El impacto monetario de disminución en el precio de la vivienda en zonas lejanas entre los 4 modelos estimados fue en promedio de -1,48% por cada 1% de incremento en el precio del combustible. Esto implica para una vivienda de la periferia urbana, con un precio por metro cuadrado (2001-2006) de 881.136 pesos, un área promedio de 182,07 m<sup>2</sup> y un valor<sup>41</sup> equivalente de 160.428.432 pesos, una disminución media de 2.374.340 pesos<sup>42</sup> en su riqueza inmobiliaria. Teniendo en cuenta un SMLMV<sup>43</sup> promedio durante el periodo 2001-2006 de 345.750 pesos, todo esto se

---

<sup>40</sup> Losch (1944)

<sup>41</sup> El valor, como se definió previamente, se encuentra en términos de oferta de transacción en un mercado definido por los oferentes y demandantes en metrocuadrado.com

<sup>42</sup> Este cambio se estima en un periodo de tiempo igual o menor a 5 años.

<sup>43</sup> Salario mínimo legal mensual vigente

relaciona con una disminución mensual de riqueza de 39.572 pesos o en otras palabras, del 11,44% del ingreso mínimo legal vigente.

Para los individuos que se transportan en vehículo particular y que se ubican en zonas lejanas a los centros urbanos, hay una implicación de doble gasto al incurrir no solo en un costo monetario de movilización sino también en una disminución en el valor de su riqueza por cuenta de movimientos en el mercado de vivienda.

En segundo lugar es importante anotar que este estudio es pionero en la utilización de técnicas no paramétricas en un modelo empírico de evaluación de impacto del costo de acceso sobre el precio de la vivienda en Colombia. De esta forma, la flexibilización de parámetros permite medir con un mayor nivel de certeza el impacto del costo de acceso sobre la decisión de los agentes económicos reflejado a través de los precios de un bien inmobiliario. Adicionalmente la comparación de 4 técnicas de estimación llevadas a cabo da fe del importante grado de robustez que tiene el cálculo de parámetros desarrollado.

Se recomienda como mejora futura a este estudio, llevar a cabo estimaciones con una base de datos panel que garantice continuidad en el tiempo sin necesidad de aleatorizar observaciones independientes de corte transversal. También tener en cuenta un periodo de tiempo más largo con el objetivo de capturar variaciones de precios que impliquen decisiones de largo plazo en los hogares. Adicionalmente, se recomienda incluir estimaciones haciendo uso de econometría bayesiana con el fin de solucionar posibles problemas de “observaciones débiles”<sup>44</sup> en puntos del espacio alejados de los focos de datos con mayor interacción entre sí. Esto se soluciona incorporando información previa sobre los valores que los coeficientes debían tener cuando no había suficiente información para determinarlos.

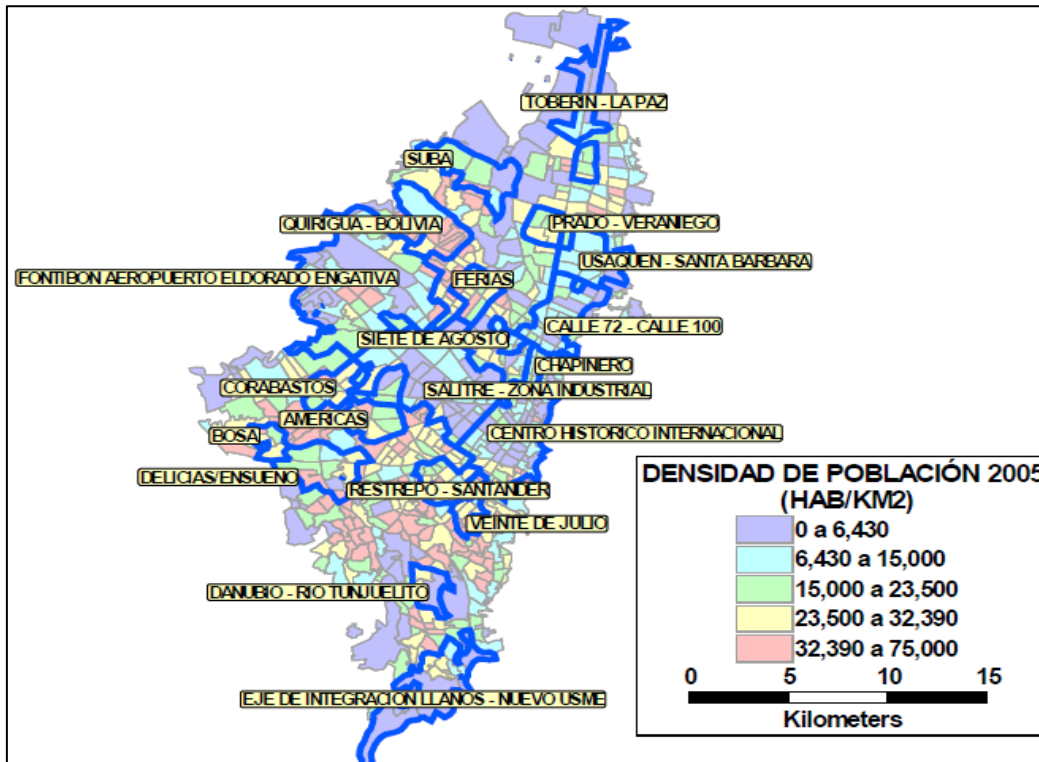
Finalmente como recomendación de política, es importante mencionar la necesidad de ajustar el Plan Maestro de Movilidad del Distrito en términos de oferta del Sistema Integrado de Transporte para conectar directamente las zonas periféricas de la ciudad con los centros urbanos. En este sentido, en el proceso de unificación del transporte colectivo y masivo, es importante generar la oferta y disminución tarifaria suficiente

---

<sup>44</sup> “Weak Data problem” ocasionado porque el número de observaciones empleado para producir estimaciones en algunos puntos del espacio puede llegar a ser bastante pequeño lo cual invalida los cálculos y puede producir estimaciones aberrantes en alguna coordenada geográfica.

para producir los incentivos correctos hacia la sustitución del vehículo particular por transporte masivo. Esto, buscando suprimir el incremento de demanda en lugares centrales con un efecto directo sobre los ingresos de los hogares lejanos, que en últimas, terminan pagando un mayor precio por metro cuadrado a razón del incremento en el costo de combustible que se ha observado en los últimos años

**Mapa 2: Densidad Poblacional Bogotá 2005 (Habitantes/km<sup>2</sup>)**



Fuente: Secretaría Distrital de Planeación (2005)

## Referencias:

Abreu, M., de Groot, H.L.F. y Florax R.J.G.M (2004). Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods. Tinbergen Institute Discussion Paper.

Alcaldía de Bogotá (2005). Caracterización Económica de Bogotá y la Región V8-V11. Secretaría de Tránsito y Transporte.

Alfonso, O. (2009) Economía Institucional de la Ocupación del Suelo en la Región Metropolitana de Bogotá. Documentos de Trabajo No 28. Facultad de Economía. Universidad Externado de Colombia

Alonso, W. (1964). Location and Land Use. Cambridge: Harvard University Press.

Anselin, L. (1988). Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Ardila, S. (1993), "Guía para la utilización de Modelos Económicos en Aplicaciones del Método de Valoración Contingente". Banco Interamericano de Desarrollo. Diciembre, 1-24.

Åslund, O. Östh, J. y Zenou, Y. How Important Is Access to Jobs? Old Question – Improved Answer. Discussion Paper No. 2051. Institute for the Study of Labor, Bonn Germany.

Bernal, R. y Peña, X. (2011). Guía práctica para la Evaluación de Impacto. Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE). Ediciones Uniandes.

Brookshire, D.D., Thayer M.A., Schulze, W.D. y D'Arge, R.C. (1982), "Valuing Public Goods: A Comparison of Survey and Hedonic Approaches". American Economics Review, Vol. 72, pp. 165-178.

Brueckner, J. y Zenou, Y. (2003). Space and Unemployment: The Labor-Market Effects of Spatial Mismatch, Journal of Labor Economics, 21: 242-266.

Brunsdon, C, Fotheringham A. y Charlton M. (1996). Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. Geographical Analysis, 28 p: 281-296.

Carriazo, F., Ready, R y Shortle, J. (2013). Using stochastic frontier models to mitigate omitted variable bias in hedonic pricing models: A case study for air quality in Bogotá Colombia. Ecological Economics.

CATASTRO (2013). Portal de Datos Espaciales- IDECA. Consultado en: <http://www.ideca.gov.co/index.php?q=es/sections/home>.

- Cleveland W. y Devlin S.J. Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting. *Journal of the American Statistical Association*, 83, p: 596-610.
- Coulson, N.E. y R.F. Engle. (1987). Transportation Costs and the Rent Gradient. *Journal of Urban Economics*. 21(3): 287-297.
- DANE (2005).Proyección Censo de Población. Servicios. Encuesta de Transporte Urbano (Bogotá).
- Griliches, Zvi. (1971). *Price Indices and Quality Change* .Harvard University Press, Cambridge.
- Freeman, A.M. III (1974). On Estimating Air Pollution Control Benefits from Land Value Studies”. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1:74-83.
- Freeman, A.M. III (1975). A survey of the techniques for Measuring the Benefits of Water Quality Improvement, in: Henry Peskin and Eugene Seskin (eds), *Cost Benefits Analysis and Water Pollution Policy* .The Urban Institute, Washington.
- Freeman, A.M. III (1979). *The benefits of Environmental Improvement: Theory and Practice* (John Hopkins University Press, Baltimore).
- Herrera, C (2009). El consumo de combustible en Bogotá, una aproximación macroeconómica. *Observatorio de la Economía Latinoamericana*, N° 114. Consultado en: <http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/co/>.
- Knoblauch, R., Pietrucha, M. y Nitzburg, M. (1996). Field studies of pedestrian walking speed and start-up time. *Transportation Research Record* 1538.
- LeSage, J. (1998).*Spatial Econometrics*. Department of Economics. University of Toledo.
- LeSage, J. (1999). *Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Department of Economics. University of Toledo.
- Lösch, A. 1944. *Die Raumliche Ordnung der Wirtschaft*. Jena: Fischer. Translated by W.H. Woglom. 1954. *The Economics of Location*. New Haven: Yale University Press.
- McMillen, D. (1996). One Hundred Fifty Years of Land Values in Chicago: A Nonparametric Approach, “*Journal of Urban Economics*, 40 p: 100-124.
- McMillen, D. (2008). *Estimation and Hypothesis Testing for Nonparametric Hedonic House Price Functions*. Institute of Government and Public Affairs Department of Economics. University of Illinois at Chicago.
- Mendieta J. y Perdomo J. (2007). Especificación y estimación de un modelo de precios hedónico espacial para evaluar el impacto de Transmilenio sobre el valor de la propiedad en Bogotá. Documentos CEDE. Universidad de los Andes.



Molloy R. y H. Shan (2010). The Effect of Gasoline Price son Household Locations. Federal Reserve Board.

Muñoz-Raskin R. (2010). Walking accessibility to bus rapid transit: Does it affect property values? The case of Bogota', Colombia. Columbia University in the City of New York, Graduate School of Architecture, Planning and Preservation, New York, NY, USA.

Parmeter C y Pope J (2012). Quasi-Experiments and Hedonic Property Value Methods. Department of Economics. University of Miami and Brigham Young University.

Palmquist, R. B., (2005), "Property Value Models," in Handbook of Environmental Economics, edited by Karl G. Maler and Jeffery R. Vincent. Amsterdam: North-Holland.

Pun, K.S. (1994) Advantages and disadvantages of high-density development, V. Fouchier y P. Merlin, eds., High urban densities, a solution for our cities?, Hong Kong, French Advances and Communication on Technology and Science, Consulate General of France in Hong Kong, INTA/AIVEN y French Institute of Town Planning.

Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. The Journal of Political Economy, Vol. 82, No. 1. (Jan. - Feb., 1974), pp. 34-55.

SICOM. Sistema de Información de Combustibles del Ministerio de Minas de Colombia, 2001-2006. Consultado en: <http://www.sicom.gov.co/index.shtml>.

SIM (2012). Servicios Integrales para la Movilidad. Registro Distrital Automotor. Dirección de Estudios Sectoriales y de Servicios- SDM. Consultado en: <http://www.simbogota.com.co>.

Suescún, R., Alonso G. y Trejos A. (2011). Esquema de Fijación de Precios de los Combustibles en Colombia. Notas Fiscales. Banco de la República.

Tse, C.Y y Chan, A. (2001). School of Economics and Finance. Estimating the commuting cost and commuting time property Price gradients. University of Hong Kong.

UPME, Grupo de Hidrocarburos. Histórico Periodo 2001-2006. Consultado en: <http://www.sipg.gov.co/sipg/Home/SectorHidrocarburos/PreciosdeCombustibles/tabid/75/language/es-ES/Default.aspx>.

Wheaton, W. 1974. A Comparative Static Analysis of Urban Spatial Structure. Journal of Economic Theory. 9(2): 223-239.

Wooldridge, J. (2001). Introducción a la Econometría: Un enfoque moderno. Universidad Estatal de Michigan.