



BANCO DE LA REPUBLICA
SUBGERENCIA ESTUDIOS ECONÓMICOS

El impuesto predial en Colombia: Factores explicativos del recaudo

Preparado por*: Ana María Iregui B.
Ligia Melo B.
Jorge Ramos F.

Bogotá, D.C., Octubre de 2004

* Se agradecen los comentarios de Munir Jalil, Luis Fernando Melo, Martha Misas y Hernán Rincón. Los errores y omisiones son de nuestra exclusiva responsabilidad.

1. Introducción

El impuesto predial es una de las principales fuentes de ingreso municipal en varios países del mundo. En Colombia, este impuesto constituye en promedio la segunda fuente de rentas tributarias locales, después del impuesto de industria y comercio. La literatura sobre el predial se ha centrado en el estudio de su incidencia económica y en los determinantes de la base impositiva y de las tarifas del impuesto. Si bien, las rentas provenientes de este impuesto se pueden explicar por el comportamiento del avalúo catastral y el nivel de las tarifas nominales, su evolución puede verse afectada por una serie de factores económicos, políticos, geográficos e institucionales, que pueden incidir positiva o negativamente sobre el recaudo.

En un estudio reciente Iregui, Melo y Ramos, (2004) se encontró que en un gran número de municipios los recaudos por predial son inferiores a su potencial, debido al rezago en la actualización de los avalúos catastrales, al bajo nivel de las tarifas nominales y la existencia de una brecha entre las tarifas nominales y efectivas. Teniendo en cuenta este resultado, en este estudio se evalúa a nivel empírico la incidencia de diversos factores sobre el comportamiento del recaudo del impuesto, con el objeto de aportar nuevos elementos a la discusión sobre la tributación local en Colombia.

Este documento consta de seis secciones siendo esta la primera. En la segunda sección se presenta una breve revisión de la literatura económica sobre el impuesto. En la tercera sección se destacan algunos de los factores que pueden afectar el comportamiento del recaudo en Colombia. En la cuarta sección se describe brevemente la metodología de estimación utilizada. En la quinta sección se presentan los resultados de diferentes estimaciones y por último, en la sexta sección, se incluyen algunos comentarios finales al documento.

2. Consideraciones teóricas

El estudio del impuesto predial ha constituido uno de los temas de investigación más importantes dentro del área de las finanzas públicas locales, por su importancia como fuente de financiación municipal y su impacto sobre diferentes agentes económicos. La literatura sobre este tema se concentra principalmente en la incidencia del gravamen y en

menor medida en los determinantes de la base y de la tarifa del impuesto¹. Respecto a la incidencia del gravamen, se pueden distinguir tres enfoques, que en general se diferencian por la forma en que la carga del impuesto recae sobre los agentes económicos.

El primer enfoque, denominado *tradicional* (Ver Simon, 1943 y Zodrow, 2001), considera que el impuesto recae sobre los dueños de factores inmóviles como las edificaciones y los terrenos, trasladándose completamente a los consumidores en forma de precios más altos de la vivienda. Bajo este enfoque, el capital es un factor móvil y elástico, por lo que el impuesto no afecta su rendimiento neto. Para realizar el análisis de incidencia se utilizan modelos de equilibrio parcial, que se concentran en el efecto del impuesto sobre el mercado de vivienda. De acuerdo con esta visión, el predial es un impuesto regresivo por cuanto los dueños de propiedades de alto precio pagan un porcentaje menor que los propietarios de viviendas de menor valor. Así mismo, el impuesto a la propiedad reduce el tamaño del acervo local de vivienda, por lo que su carga recae en proporción a su consumo (Zodrow, 2001).

El segundo enfoque, identificado como la *nueva* visión, fue desarrollado por Mieszkowsky (1972) y Mieszkowsky y Zodrow (1989), quienes consideran que el impuesto recae sobre los dueños del capital, asumiendo que el acervo de capital es fijo y que todas las localidades escogen la misma tasa impositiva. Los dueños de capital asumen la mayor parte del impuesto, el cual se considera como progresivo. La nueva visión adopta un enfoque de equilibrio general, y asume que el impuesto a la propiedad afecta la rentabilidad del capital invertido en vivienda, dando lugar a una reasignación de recursos hacia otros sectores, que al final se expresará en una reducción del rendimiento de todo el capital de la economía.

Finalmente, el tercer enfoque basado en el principio del *beneficio*, propuesto por Hamilton (1975 y 1976), considera que el impuesto a la propiedad puede ser visto más como un precio o una tasa por los bienes públicos recibidos y no como un tributo. Este enfoque puede considerarse como una extensión del modelo de gasto público local de Tiebout (1956), en el cual la movilidad de los consumidores (votar con los pies) y la competencia entre localidades en la provisión de servicios públicos, bajo ciertas condiciones, es suficiente para asegurar una asignación eficiente de los recursos en el sector

¹ Sobre el primer tema ver Mieszkowski y Zodrow (1989) y Domínguez (2002) y sobre el segundo ver Haughwout et. al, (2003) y Brett and Pinkse (2000).

público local. Hamilton desarrolló las condiciones bajo las cuales el impuesto a la propiedad puede convertirse en un impuesto personal (*head tax*) asumido por Tiebout. Más recientemente, Fischel (2000) encuentra evidencia de que el impuesto a la propiedad y los gastos en bienes públicos locales se capitalizan en el valor de la vivienda y que dicha capitalización es suficiente para convertir al impuesto a la propiedad en un impuesto de beneficio (*benefit tax*) a nivel local (Zodrow, 2001).

Con respecto al comportamiento del recaudo del impuesto predial, la literatura económica es escasa y no aborda directamente el tema. Algunos estudios examinan el comportamiento de los determinantes de la base impositiva a nivel local (ver por ejemplo Haughwout et. al, 2003) o de las tarifas de los impuestos municipales (ver por ejemplo Brett y Pinkse, 2000). En general, para la definición de la base gravable o del nivel de la tasa requerida, estos estudios parten del tamaño deseable de gasto público local, asumiendo la existencia de equilibrio presupuestal. En el modelo de Haughwout et. al, (2003), se asume que los bienes públicos locales, pueden ser financiados con impuestos y con transferencias intergubernamentales. Los autores estiman el impacto y las elasticidades de largo plazo de la base gravable de los impuestos locales con respecto a las tasas impositivas para cuatro ciudades de Estados Unidos (Houston, Minneapolis, Nueva York y Filadelfia). Así mismo, calculan el recaudo potencial de estas ciudades para los diferentes impuestos y encuentran que excepto en Minneapolis, las otras ciudades están cerca de su potencial.

En el estudio de Brett y Pinkse (2000), que se concentra en el comportamiento de las tarifas, se asume que el capital es móvil y por lo tanto la localidad debe tener en cuenta el efecto de su política tributaria sobre el acervo del capital. De acuerdo con los resultados empíricos del estudio, adelantado para la provincia de British Columbia en Canadá, los autores encuentran evidencia de que los municipios reaccionan al incremento de la tasa impositiva de sus vecinos.

3. Factores que afectan el recaudo del impuesto predial en Colombia

Para un análisis sobre el comportamiento del recaudo por predial se deberían considerar tanto los objetivos económicos de las autoridades municipales, como el papel que juegan las relaciones intergubernamentales en las decisiones fiscales locales. No obstante, en la literatura existente no se logró identificar un modelo teórico que permita explicar el

comportamiento del recaudo del impuesto en Colombia ni en otros países. Sin embargo, para otros propósitos teóricos y empíricos existen estudios en los cuales se evalúan los objetivos fiscales de las autoridades municipales. Mientras para algunos autores el objetivo de los gobiernos locales debe ser la maximización del recaudo de impuestos (Kanbur y Keen, 1993), para otros como Brett and Pinkse (2000) debe ser una combinación de la utilidad que los residentes derivan de la provisión de bienes públicos y del consumo de bienes privados, asumiendo que los bienes públicos se financian exclusivamente con impuestos locales. Para Haughwout et. al. (2003) si bien el objetivo sigue siendo la maximización de la utilidad que los ciudadanos obtienen por el consumo de bienes públicos y privados, los bienes públicos pueden ser financiados no sólo con impuestos, sino con ingresos no tributarios y transferencias intergubernamentales.

Teniendo en cuenta las limitaciones mencionadas, y partiendo del hecho de que en un gran número de municipios del país los recaudos de predial son inferiores a su potencial, en este estudio se evalúa a nivel empírico la incidencia de diversos factores económicos, institucionales y de violencia sobre el comportamiento del recaudo del impuesto, con el objeto de aportar nuevos elementos a la discusión sobre la tributación local en Colombia.

Dentro de los factores seleccionados para el análisis empírico se incluyen: el partido político al cual pertenece el alcalde, una variable dummy de ciclo político que toma el valor de 1 para el último año de administración del alcalde, el rezago en la actualización de los avalúos catastrales, el grado de dependencia de las transferencias nacionales, el comportamiento de los ingresos tributarios locales diferentes a predial, el tamaño del gasto público local y un indicador de violencia que mide el número de acciones unilaterales por parte de grupos armados al margen de la ley. Todos estos factores fueron seleccionados teniendo en cuenta la disponibilidad de información a nivel municipal y su posible efecto sobre el recaudo.

Con respecto a la variable que identifica el partido del alcalde, se considera que esta podría afectar el recaudo, a través de la posición que los partidos políticos adopten frente a los niveles de tributación, gasto público local y transferencias del gobierno nacional. Se incluye una variable de ciclo político con el fin de evaluar si el último año de la administración del alcalde, tiene algún impacto sobre los niveles de recaudo. Por su parte,

el rezago en la actualización catastral podría afectar la base gravable y en esa medida debería tener un impacto negativo sobre los niveles de recaudo municipal.

En relación con la variable que mide la dependencia de las transferencias (ingresos por transferencias como porcentaje de los ingresos corrientes), se podría esperar una relación negativa con el recaudo, debido a que entre mayor sea el porcentaje del gasto público local financiado con recursos de otros niveles de gobierno, las autoridades locales podrían tener un menor incentivo para aumentar la carga por impuestos. Los ingresos tributarios diferentes al predial, podrían tener un efecto ambiguo sobre el recaudo, teniendo en cuenta que se pueden presentar fenómenos de sustitución o de complementariedad entre impuestos. El tamaño del gasto público local se incluye sobre la base de que el objetivo de las autoridades locales es maximizar la provisión de bienes públicos. Sin embargo, esta variable se incluye rezagada un período, por la posible simultaneidad que se podría presentar entre el recaudo del predial y el gasto público local.

Finalmente, las diferentes formas de violencia que afectan algunas zonas del país pueden haber incidido sobre el comportamiento del recaudo del impuesto predial. En particular, las acciones unilaterales por parte de grupos armados al margen de la ley, podrían ocasionar un aumento o reducción de los ingresos tributarios, dependiendo de los intereses particulares del grupo presente en la zona, o podrían inducir el desplazamiento forzoso, especialmente en las zonas rurales, disminuyendo el recaudo por el abandono de tierras.

4. Método de Estimación

El análisis empírico se realiza utilizando modelos de datos de panel. Estos modelos proveen información sobre una muestra de individuos (en nuestro caso municipios), que son observados en distintos momentos del tiempo. Como lo explica Hsiao (1986), los modelos de datos de panel tienen varias ventajas sobre los modelos tradicionales de series de tiempo y de corte transversal, entre las cuales se destacan las siguientes: i) proveen al investigador de un gran número de datos, lo cual aumenta los grados de libertad y reduce la multicolinealidad entre las variables explicativas, mejorando la eficiencia de las estimaciones econométricas, y ii) permiten analizar un número importante de temas

económicos, que no podrían estudiarse usando solamente modelos de series de tiempo o de corte transversal.

En este estudio, como se mencionó anteriormente, se analiza el impacto que los factores mencionados tienen sobre el recaudo del impuesto predial considerando una muestra de 295 municipios, durante el periodo 1990-2002. Este conjunto de información se ajusta a un modelo de datos de panel con las características descritas anteriormente.

La principal característica de estos modelos es que toman en cuenta las diferencias de comportamiento entre los individuos (municipios) y para cada uno de ellos las diferencias en el tiempo. De esta forma, el método de estimación requiere de la aplicación de técnicas que permitan la manipulación simultánea de los individuos y del tiempo. Uno de los modelos básicos de esta metodología es el siguiente:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + e_{it} \quad (1)$$

Donde $i = 1, 2, \dots, n$ representa individuos o grupos y $t = 1, 2, \dots, T$ el número de periodos. y_{it} es el valor de la variable dependiente en el periodo t , para el individuo i , x_{it} corresponde al vector de los valores observados de las variables explicativas del individuo i en el periodo t y e_{it} es el error asociado con el grupo i en el periodo t , para el cual se asume un valor esperado igual a cero y una varianza constante. Un modelo más general puede ser reescrito de acuerdo con diferentes supuestos acerca del comportamiento de sus coeficientes. En particular, si en la ecuación (1) se redefine α_i como $\alpha + u_i$, tendremos:

$$y_{it} = \alpha + u_i + \beta' x_{it} + e_{it} \quad (2)$$

De esta forma, el intercepto del grupo i α_i es igual a $\alpha + u_i$, donde $E(u_i) = 0$. El comportamiento de u_i determina el método de estimación del modelo, que puede ser de efectos fijos (EF) o aleatorios (EA). En el modelo de EF, los investigadores hacen inferencia condicional sobre los efectos involucrados en la muestra. Esta aproximación toma α_i en (1) como un término constante específico para cada grupo en el modelo de regresión. En el modelo de EA, se hacen inferencias incondicionales o marginales sobre la población. En esta aproximación α_i es un término aleatorio específico para cada grupo

(Hsiao, 1986 y Greene, 1993). Uno de los criterios para escoger entre los modelos de EF y EA es la prueba de Hausman, la cual requiere que no haya correlación serial en los errores, supuesto que es difícil de cumplir cuando T es pequeño (Maddala, 1987). En el Anexo 1, se presentan mayores detalles sobre los modelos de datos de panel.

Cuando se encuentra correlación serial de primer orden en los residuos, se puede estimar un modelo, en el cual el término de error sigue un proceso autorregresivo de orden 1, es decir $e_{it} = \rho e_{i,t-1} + \eta_{it}$, donde $|\rho| < 1$ y $\eta_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_{\eta}^2)$. Este modelo puede ser estimado para EF y EA y acepta panel desbalanceados y con periodos de diferente duración (Baltagi y Wu, 1999). Para evaluar si la correlación serial es eliminada se utiliza el estadístico de Wooldridge (2002) para datos de panel². Este estadístico es el mismo para EF y EA ya que su fórmula no depende del tipo de modelo que se estime.

5. Resultados de las estimaciones

Las estimaciones econométricas se realizaron utilizando como variable dependiente el logaritmo del recaudo del impuesto predial per-cápita en pesos de 1998 (*predial*), y como variables explicativas: el logaritmo de los ingresos tributarios diferentes a predial (*otrotrib*), el logaritmo del tamaño del gasto público local total per-cápita en pesos de 1998, rezagado un período (*gasto*)³, la dependencia de las transferencias de la nación (*depen*), un indicador de violencia (*enfren*), el partido político al cual pertenece el alcalde (*dpartido*), una variable dummy de ciclo político (*ciclo*), el rezago en la actualización de los avalúos catastrales (*actualiz*), una variable dummy de ubicación geográfica del municipio (*dregion*) y una variable dummy del tamaño poblacional del municipio (*dtama*). Las fuentes de información de las diferentes variables, así como las definiciones y la manera en que se construyeron se presentan en el Anexo No. 2.

Se realizaron dos tipos de estimaciones. La primera se hizo para toda la muestra (295 municipios) durante el período 1990-2002 y la segunda se realizó por grupos de municipios (categorías y grupos por tamaño de la población), para el mismo período de tiempo. En

² La prueba de autocorrelación serial de los errores para modelos de datos de panel de Wooldridge (2002), considera que bajo la hipótesis nula de no correlación serial en los residuos, la regresión de primeras diferencias debe tener una autocorrelación de -0.5. Esto implica que el coeficiente de los residuos rezagados en una regresión de dichos residuos y los residuos corrientes debe ser -0.5.

³ Esta variable se incluyó como una aproximación a la provisión de bienes públicos por parte de las autoridades locales.

todos los casos, se utilizó un modelo, en el cual el término de error sigue un proceso autorregresivo de orden 1 (AR(1)), ya que la prueba de Wooldridge (2002) detectó la presencia de autocorrelación. La interpretación de los resultados se realiza con base en los parámetros estimados con el modelo de EA teniendo en cuenta que: i) en nuestro caso el T es pequeño y el N grande, por lo que el modelo de EA ahorra grados de libertad, ii) el modelo de EA, contrario al de EF, acepta variables que no cambian en el tiempo (en nuestro caso $dregion$ y $dtama$), iii) nuestro interés es hacer inferencia sobre la población de municipios de la cual se obtuvo la muestra y iv) los municipios que estamos utilizando son muy heterogéneos, por lo que se podría esperar que el componente u_i fuera aleatorio. Adicionalmente, dado que la prueba de Hausman requiere que no haya correlación serial

5.1 Estimación para toda la muestra

La estimación para los 295 municipios se realizó con base en un modelo con EA en el intercepto, en el cual el término de error sigue un proceso AR(1), debido a la presencia de correlación serial⁴. El modelo estimado es el siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(\text{recaudo})_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \ln(\text{otrotrib})_{it} + \beta_2 \ln(\text{gasto})_{it-1} + \beta_3 \text{depen}_{it} + \beta_4 \text{actualiz}_{it} \\ & + \beta_5 \text{enfrec}_{it} + \beta_6 \text{ciclo}_{it} + \beta_7 \text{dconserv}_{it} + \beta_8 \text{dliberal}_{it} + \beta_9 \text{dandina}_{it} \\ & + \beta_{10} \text{dcosta}_{it} + \beta_{11} \text{dtama}_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

donde $e_{it} = \rho e_{i,t-1} + \eta_{it}$.

Los resultados se presentan en el Cuadro No. 1, y como lo muestra la prueba de Wooldridge (2002) la correlación serial fue corregida. En general, los coeficientes de las diferentes variables tienen los signos esperados. El coeficiente de los ingresos tributarios, diferentes al predial, es positivo y significativo, indicando que un aumento de 1% en los otros ingresos tributarios, en promedio, estuvo acompañado por un aumento del recaudo del impuesto predial per-cápita de 0.1%, sugiriendo que los municipios realizaron un esfuerzo simultáneo en los diferentes tributos. Con respecto al gasto total (rezagado un período), cuyo coeficiente es positivo y significativo, se encontró que un aumento del 1% en esta variable en el período anterior se reflejó, en promedio, en un aumento del recaudo del

⁴ El estadístico (59.153) es superior a su valor crítico.

impuesto predial per-cápita de 0.3%. Este resultado sugiere que el mayor recaudo del predial pudo contribuir, en parte, a financiar una mayor provisión de bienes públicos en el municipio. Por su parte, el coeficiente de la dependencia de las transferencias es negativo y significativo, lo cual sugiere que un aumento en la relación transferencias-ingresos corrientes ha generado, en promedio, una disminución del recaudo del impuesto predial. Este resultado puede indicar que la mayor dependencia de las transferencias puede tener un efecto negativo sobre el esfuerzo tributario de los municipios, aunque debe admitirse que el coeficiente es pequeño (-0.01). En cuanto a la actualización de los catastros urbanos, los resultados indican que, en promedio, aquellos municipios que tienen su catastro actualizado se benefician de un aumento en el recaudo per-cápita frente a los que no lo están.

Como variable indicador de violencia se utilizó el número de acciones unilaterales por parte de los grupos armados al margen de la ley que ocurrieron durante el año calendario en el municipio (*enfren*). El coeficiente de esta variable es negativo y significativo, lo cual indicaría que, en promedio, el conflicto armado que vive el país ha afectado negativamente el recaudo del impuesto predial. Esto puede ser el resultado de la coacción directa por parte de los grupos armados a los ciudadanos o del desplazamiento forzoso que dichas acciones pueden generar, llevando al abandono de los predios.

Con respecto a las dummies de partido político, se encontró que no son significativas, lo cual podría sugerir que no existe una relación clara entre el partido político al que pertenece el alcalde y su posición frente al manejo tributario. Por su parte, el coeficiente de la dummy de ciclo político es negativo y significativo lo que permite inferir que en el último año de administración del alcalde el esfuerzo tributario es, en promedio, menor que al comienzo de su gobierno. Esto sugeriría que los alcaldes al final de su mandato podrían concentrar su atención en utilizar los recursos, antes que en incrementar los ingresos, que quedarían para futuras administraciones.

Cuadro No. 1
 Estimación EA para toda la muestra: 1990-2002
 (Corrigiendo autocorrelación de primer orden)

Variables	Coeficientes (estadístico t)
Intercepto	4.9908 (19.76)**
Ln (<i>otrotrib</i>)	0.1062 (9.29)**
Ln (<i>gasto</i>) ₋₁	0.3110 (15.65)**
<i>Depen</i>	-0.0060 (-7.66)**
<i>Actualiz</i>	0.0718 (3.75)**
<i>Enfre</i>	-0.0137 (-2.30)**
<i>Ciclo</i>	-0.1024 (-8.56)**
<i>Dconserv</i>	0.0010 (0.03)
<i>Dliberal</i>	0.0145 (0.56)
<i>Dandina</i>	0.6373 (7.27)**
<i>Dcosta</i>	-0.3088 (-2.91)**
<i>dtamano</i>	-0.7635 (-6.69)**
ρ_{ar}	0.4246
σ_u	0.6497
σ_e	0.4708
Prueba de Wooldridge (2002)	0.8310
<i>p</i> valor	0.3626

** Coeficiente significativo al 5%. * Coeficiente significativo al 10%.

Las dummies de región (*dandina* y *dcosta*) indican que aquellos municipios localizados en la zona andina, recaudan, en promedio, más impuesto predial que el resto de municipios del país. Por el contrario, los municipios ubicados en la costa atlántica recaudan, en promedio, menos que aquellos localizados en el resto del país. Estos resultados sugieren que las condiciones socioeconómicas y culturales podrían tener algún impacto en los niveles de recaudo del municipio.

El coeficiente de la variable dummy de tamaño (igual a 1 para municipios con menos de 100.000 habitantes y 0 para el resto de municipios) es negativo y significativo, indicando que, en promedio, el recaudo per-cápita es inferior en los municipios menos poblados del país. En los municipios pequeños la falta de sistemas adecuados de información y de gestión, podrían impedir el aprovechamiento del potencial de recaudo. Adicionalmente, el menor recaudo de estos municipios podría ser el resultado de avalúos catastrales per-capita bajos (ver Anexo 4).

5.2 Estimación por grupos de municipios

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones realizadas por categorías de municipios y por grupos de municipios de acuerdo con el tamaño de la población. Estas estimaciones se realizaron con el fin de observar posibles diferencias en los resultados cuando el análisis empírico se realiza para grupos de municipios más homogéneos, frente a una estimación para toda la muestra. La presencia de diferencias entre los diferentes grupos, sugeriría que un análisis agregado podría conducir a conclusiones generales que no necesariamente son válidas para todos los municipios del país.

Al igual que para el modelo general, para las diferentes clasificaciones se utilizó un modelo con EA en el intercepto, en el cual el término de error sigue un proceso AR(1), debido a la presencia de correlación serial en todos los casos⁵. En todos los casos la correlación serial es corregida, como lo muestra la prueba de Wooldridge (2002) (ver Cuadros No. 3 y 6). Las estimaciones se realizaron para el período 1990-2002 con base en la siguiente ecuación:

⁵ Para todas las categorías y todos los grupos la prueba de Wooldridge detectó la presencia de autocorrelación serial de primer orden. El Anexo No. 3 presenta los resultados correspondientes.

$$\ln(\text{recaudo})_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln(\text{otrotrib})_{it} + \beta_2 \ln(\text{gasto})_{it-1} + \beta_3 \text{depen}_{it} + \beta_4 \text{actualiz}_{it} + \beta_5 \text{enfren}_{it} + \beta_6 \text{ciclo}_{it} + \beta_7 \text{dconserv}_{it} + \beta_8 \text{dliberal}_{it} + \beta_9 \text{dandina}_{it} + \beta_{10} \text{dcosta}_{it} + e_{it} \quad (4)$$

donde $e_{it} = \rho e_{i,t-1} + \eta_{it}$.

Las estimaciones por categorías de municipios se realizaron teniendo en cuenta la clasificación establecida por la Ley 617 de 2000, la cual divide los municipios en siete categorías de acuerdo con su población y sus ingresos corrientes de libre destinación (Categoría Especial y Categorías 1 a 6). Mientras la Categoría Especial incluye aquellos distritos y municipios con más de 500,000 habitantes y con ingresos corrientes anuales de libre destinación superiores a 400,000 salarios mínimos legales mensuales, la Categoría 6 incluye aquellos municipios con población igual o inferior a 10,000 habitantes y con ingresos corrientes anuales de libre destinación no superiores a 15,000 salarios mínimos legales mensuales (Ver Cuadro No. 2).

Cuadro No. 2
Categorías de municipios con base en la Ley 617 de 2000

Categoría	Criterios		Número de Municipios
	Población (habitantes)	Ingresos corrientes de libre destinación (smlm*)	
Especial	≥ 500.001	> 400.000	6
1	100.0001 - 500.000	100.000 - 400.000	16
2	50.001 - 100.000	50.000 - 100.000	17
3	30.001 - 50.000	30.000 - 50.000	23
4	20.001 - 30.000	25.000 - 30.000	38
5	10.001 - 20.000	15.000 - 25.000	71
6	≤ 10.000	< 15.000	124

* smlm corresponde a salarios mínimos legales mensuales.

Fuente: Ley 617 de 2000.

Los resultados muestran que efectivamente hay diferencias cuando el análisis se realiza por categorías. En cuanto a los ingresos tributarios diferentes al predial, aunque el coeficiente es positivo y significativo en todas las categorías, excepto en la especial, se observan diferencias en el tamaño de la respuesta, que se reduce a medida que la categoría incluye municipios más pequeños. En particular, mientras el coeficiente de las categorías 1 y 2 es superior a 0.3, en las categorías 5 y 6, es inferior a 0.1⁶. Estos resultados sugieren que hay un esfuerzo simultáneo en los diferentes tributos, aunque de magnitudes diferentes dependiendo de la categoría del municipio (Ver Cuadro No.3). Así mismo, los resultados muestran que la respuesta del recaudo per-cápita a cambios en el gasto total per-cápita rezagado es positiva y significativa en todas las categorías, lo que significa que un incremento en el suministro de bienes públicos locales lleva a las autoridades a buscar mayores ingresos por predial. Este resultado es mas evidente en las Categorías Especial, 1 y 5. Vale la pena destacar que la respuesta de la categoría 6, supera la de las categorías 2, 3 y 4, sugiriendo que el esfuerzo tributario en respuesta al mayor gasto no esta directamente relacionado con el tamaño del municipio.

En cuanto a la dependencia de las transferencias de la nación, el coeficiente es negativo para todas las categorías, aunque no es significativo para la Categoría Especial. A pesar de este resultado, todos los coeficientes son pequeños, lo que significa que la mayor dependencia si bien reduce el recaudo, no lo hace de manera importante.

El coeficiente de la variable de ciclo político es negativo y significativo en todos los casos, excepto para la Categoría 2. La mayor respuesta (negativa) en el predial se observa en las categorías 4 y 5, con coeficientes de -0.16 y -0.14, respectivamente⁷, sugiriendo que en estos municipios el esfuerzo tributario por predial es inferior en el último año de administración del alcalde frente a los años iniciales de su administración.

⁶ Con base en los intervalos de confianza (al 95%) de cada coeficiente, se puede concluir que los coeficientes de las categorías 1 y 2 (estadísticamente iguales entre si), son superiores estadísticamente a los coeficientes de las categorías 5 y 6 (estadísticamente iguales entre sí), teniendo en cuenta que dichos intervalos no se traslapan.

⁷ Con base en los intervalos de confianza (al 95%) estos coeficientes son estadísticamente iguales, teniendo en cuenta que dichos intervalos se traslapan.

Cuadro No. 3: Estimaciones del modelo de EA corrigiendo autocorrelación de primer orden por categoría de municipios: 1990-2002

	Cat. Especial	Categoría 1	Categoría 2	Categoría 3	Categoría 4	Categoría 5	Categoría 6
Intercepto	-0.3385 (-0.25)	1.4630 (1.67)*	3.6344 (4.73)**	5.8090 (7.12)**	6.5456 (7.53)**	3.6939 (6.84)**	4.2332 (12.44)**
Ln (<i>otrotrib</i>)	0.1295 (0.81)	0.3356 (5.21)**	0.3893 (6.27)**	0.1012 (1.93)**	0.1614 (4.24)**	0.0642 (2.98)**	0.0882 (5.34)**
Ln (<i>gasto</i>) ₋₁	0.7692 (6.06)**	0.4106 (5.57)**	0.1863 (2.75)**	0.2246 (3.37)**	0.1794 (2.64)**	0.3930 (8.44)**	0.2938 (10.46)**
<i>depen</i>	-0.0022 (-0.42)	-0.0041 (-1.66)*	-0.0044 (-1.69)*	-0.0111 (-4.39)**	-0.0224 (-7.05)**	-0.0066 (-4.07)**	-0.0029 (-2.54)**
<i>actualiz</i>	0.0628 (0.37)	0.1566 (2.48)**	-0.0144 (0.25)	0.0912 (1.49)	0.0043 (0.07)	0.0501 (1.3)	0.1116 (3.74)**
<i>enfren</i>	0.0100 (0.95)	-0.0079 (-0.79)	-0.0101 (-0.68)	-0.0294 (-2.09)**	-0.0656 (-3.21)**	-0.0093 (-0.71)	-0.0131 (-0.80)
<i>ciclo</i>	-0.1255 (-1.87)*	-0.0845 (-2.64)**	-0.0042 (-0.12)	-0.0691 (-1.83)*	-0.1637 (-4.09)**	-0.1353 (-5.71)**	-0.0843 (-4.29)**
<i>dconserv</i>	0.1301 (0.99)	-0.0641 (-0.52)	-0.0429 (-0.41)	0.0295 (0.32)	0.1090 (1.01)	0.0119 (0.2)	-0.0137 (-0.27)
<i>dliberal</i>	0.1814 (1.41)	0.0021 (0.04)	-0.0332 (-0.51)	-0.0312 (-0.35)	0.0575 (0.68)	0.0176 (0.32)	0.0102 (0.23)
<i>dandina</i>	-0.1012 (-0.37)	0.1487 (0.56)	-0.0143 (-0.06)	0.0836 (0.37)	0.5144 (2.07)**	0.8339 (4.97)**	0.7866 (5.61)**
<i>dcosta</i>	-0.4714 (-1.98)**	-0.1457 (-0.53)	-0.4758 (-2.30)**	-0.2521 (-0.96)	-0.0518 (-0.26)	-0.1533 (-0.71)	-0.4491 (-1.95)**
# municipios	6	16	17	23	38	71	124
Prueba de Wooldridge (2002)	2.7930	4.3180	3.7770	3.4540	0.0890	2.2230	0.2070
<i>p</i> valor	0.1555	0.0553	0.0698	0.0765	0.7667	0.1405	0.6499

** Coeficiente significativo al 5%. * Coeficiente significativo al 10%.

La variable de violencia es solamente significativa en los municipios medianos (Categorías 3 y 4), indicando que el número de acciones unilaterales por parte de grupos armados al margen de la ley ha afectado negativamente el recaudo per-cápita de estos municipios. Es importante señalar que podría existir alguna relación entre este resultado y el hecho de que en estas dos categorías se observe la mayor respuesta negativa de la dependencia de las transferencias sobre el recaudo del predial, lo cual podría no ser el resultado de un fenómeno de pereza fiscal sino de la violencia que azota a estos municipios, que en promedio son los que registran el menor recaudo per-cápita (Ver Cuadro No.4).

Cuadro No. 4
Recaudo per-cápita y dependencia de las transferencias promedio
1990-2002

Por Categorías de municipios			Grupos por tamaño poblacional		
Categorías	Recaudo (Pesos)	Dependencia (%)	Grupos	Recaudo (Pesos)	Dependencia (%)
Especial	27,942.7	41.0	1	20,353.6	45.9
1	20,498.8	43.5	2	13,237.3	52.7
2	11,372.4	60.7	3	9,980.8	70.4
3	7,143.5	68.4	4	7,033.3	75.1
4	6,885.3	78.4	5	6,142.8	79.9
5	9,405.4	74.2	6	9,581.5	76.1
6	8,962.6	78.6	7	10,395.9	78.0

Fuente: Banco de la República.

En cuanto a las variables dummy de región, se puede observar que en el caso de la zona andina el impacto es mayor en los municipios más pequeños (Categorías 4, 5 y 6). Para estas tres categorías el coeficiente es positivo y significativo. El coeficiente de la variable dummy de la costa Atlántica es siempre negativo, pero solo es significativo para la Categoría Especial y las Categorías 2 y 6, lo cual significa que en los municipios de estas categorías localizados en la costa Atlántica el recaudo per-cápita promedio es inferior al de los municipios del resto del país.

Como un ejercicio complementario, los municipios fueron clasificados en 7 grupos, con base en el tamaño poblacional en el año 2002, para lo cual se utilizó la metodología de *cluster*⁸. La clasificación de los municipios en los diferentes grupos se puede observar en el Cuadro No. 5.

Cuadro No. 5
Grupos de municipios con base en el tamaño de la población

Grupos	Población	Número de municipios
1	283,431 – 6,712,247	20
2	116,681 - 260,406	20
3	63,022 - 105,178	21
4	37,673 - 59,671	45
5	24,121 - 36,750	52
6	14,542 - 23,717	64
7	4,192 - 14,230	73

Los resultados de las estimaciones se presentan en el Cuadro No. 6 y, al igual que en el caso de las categorías, se observan diferencias entre los grupos y en general se obtienen tendencias similares a las observadas en la clasificación por categorías. Con respecto a los otros ingresos tributarios, los coeficientes son positivos y significativos para todos los grupos, con excepción del grupo 3. Los grupos 1 y 2 presentan los mayores coeficientes mientras que los grupos 6 y 7 registran los coeficientes más pequeños⁹, sugiriendo que el aumento simultáneo de los recaudos se reduce a medida que disminuye el tamaño poblacional del municipio.

En cuanto al coeficiente del gasto per-cápita rezagado, se encuentra que es positivo y significativo en todos los grupos. Al igual que en el caso de las categorías, el mayor

⁸ Esta metodología permite clasificar los individuos en grupos. Para realizar esta agrupación existe un gran número de posibilidades. En nuestro caso, se utilizó un método en el cual los grupos son creados por un proceso iterativo. Cada observación se asigna al grupo cuya media es la más cercana y, con base en esta categorización, nuevas medias grupales se calculan. Este proceso continúa hasta que ninguna observación cambie de grupo.

⁹Con base en los intervalos de confianza (al 95%), se puede concluir que los coeficientes de los grupos 1 y 2 (estadísticamente iguales entre sí), son superiores estadísticamente a los coeficientes de los grupos 6 y 7 (estadísticamente iguales entre sí), teniendo en cuenta que dichos intervalos no se traslapan.

esfuerzo en predial ante aumentos en el suministro de bienes públicos locales no está asociado con el tamaño poblacional del municipio, teniendo en cuenta que los mayores coeficientes se observan en los Grupos 1, 5 y 7.

Por su parte, el coeficiente de la dependencia de las transferencias, es negativo y significativo en todos los grupos, con excepción del grupo 1. La respuesta del predial es mayor (mas negativa) para los municipios con una población entre 37,673 y 59,671 habitantes (Grupo 4) que al mismo tiempo es el único grupo para el cual la variable de violencia tiene un impacto negativo y significativo, reflejando como se había mencionado en el caso de las categorías, que menores esfuerzos tributarios podrían tener origen en el conflicto que afrontan algunas zonas del país. Sin embargo, este grupo también registra el coeficiente más negativo para la variable de ciclo político (el cual es negativo y significativo para todos los grupos) y uno de los menores niveles de recaudo per-cápita (Ver Cuadro No. 4), lo que indicaría que el comportamiento del recaudo del predial responde a una combinación de factores que pueden ser controlados o no por las autoridades.

El coeficiente de la variable dummy de la región andina es positivo y significativo para los municipios menos poblados (Grupos 5, 6 y 7) indicando que recaudan en promedio mas que los municipios de igual población del resto del país. Por su parte, el coeficiente de la variable dummy de la costa Atlántica es negativo y significativo para los Grupos 1, 3 y 6.

Cuadro No. 6: Estimaciones del modelo de EA por grupos de acuerdo con la población del municipio: 1990-2002

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6	Grupo 7
Intercepto	1.4101 (2.09)**	3.5911 (4.82)**	6.4923 (6.21)**	5.1162 (6.31)**	2.8973 (4.12)**	5.8061 (11.72)**	3.7369 (9.44)**
Ln (<i>otrotrib</i>)	0.2482 (3.59)**	0.3969 (8.10)**	0.0868 (1.51)	0.1742 (4.55)**	0.1418 (4.51)**	0.0706 (3.14)**	0.0795 (4.43)**
Ln (<i>gasto</i>) ₋₁	0.5170 (8.39)**	0.1723 (2.80)**	0.2189 (2.86)**	0.2382 (3.61)**	0.3715 (5.99)**	0.2190 (5.27)**	0.3373 (10.85)**
<i>depen</i>	-0.0026 (-1.23)	-0.0054 (-2.92)**	-0.0131 (-4.05)**	-0.0140 (-4.63)**	-0.0076 (-3.30)**	-0.0066 (-4.20)**	-0.0021 (-1.59)*
<i>actualiz</i>	0.0717 (0.30)	0.1066 (2.10)**	0.0002 (0.00)	0.0462 (0.79)	0.1254 (2.50)**	0.0243 (0.61)	0.0102 (2.85)**
<i>enfren</i>	0.0077 (0.18)	-0.0111 (-1.35)	0.0014 (0.08)	-0.0571 (-3.15)**	-0.0285 (-1.54)	-0.0179 (-0.92)	0.0178 (0.73)
<i>ciclo</i>	-0.0502 (-1.99)**	-0.0804 (-2.69)**	-0.0595 (-1.70)*	-0.1648 (-4.20)**	-0.0672 (-2.03)**	-0.1240 (-5.02)**	-0.0892 (-3.74)**
<i>dconserv</i>	0.0518 (0.75)	0.0387 (0.50)	-0.1488 (-1.36)	-0.0917 (-0.96)	0.1016 (1.18)	0.0117 (0.19)	-0.0756 (-1.14)
<i>dliberal</i>	0.0059 (0.13)	-0.0482 (-0.85)	-0.0062 (-0.08)	0.0578 (0.72)	0.0588 (0.76)	0.0785 (1.43)	-0.0491 (-0.87)
<i>dandina</i>	-0.1418 (-0.76)	0.2297 (1.42)	0.1785 (0.54)	0.2513 (1.02)	0.9496 (5.12)**	0.5857 (2.98)**	0.9026 (4.98)**
<i>dcosta</i>	-0.3253 (-2.00)**	-0.2684 (-1.33)	-0.5317 (-2.04)**	-0.1414 (-0.69)	-0.0713 (-0.31)	-0.6829 (-2.83)**	-0.0901 (-0.27)
# municipios	20	20	21	45	52	64	73
Prueba de Wooldridge (2002)	3.5340	2.7330	6.0720	0.3860	6.9260	1.1450	0.9210
<i>p</i> valor	0.0755	0.1147	0.0229	0.5378	0.0112	0.2887	0.3403

** Coeficiente significativo al 5%. * Coeficiente significativo al 10%.

6. Comentarios finales

En este documento se evaluó el impacto de diversos factores económicos, políticos geográficos e institucionales sobre el comportamiento del recaudo del impuesto predial en Colombia, para lo cual se utilizó la metodología de datos de panel. Inicialmente, se estimó un modelo para una muestra de 295 municipios durante el período 1990-2002 y luego se realizaron estimaciones por categorías de municipios (con base en la Ley 617 de 2000) y por grupos de municipios, de acuerdo con el tamaño de la población.

De acuerdo con los resultados del ejercicio para toda la muestra, se puede destacar que todos los coeficientes tienen los signos esperados y excepto para el caso de las dummies de partido político, las demás variables son significativas. Sin embargo, cuando se evalúan los coeficientes de las estimaciones por grupos de municipios se observan resultados diferentes. En particular, se registran cambios en el valor de los coeficientes y algunas variables dejan de ser significativas en varios casos, reflejando la heterogeneidad existente entre los municipios del país.

Con relación a los ingresos tributarios diferentes a predial, se observa que aunque la respuesta siempre es positiva y significativa, esta disminuye con la categoría y con el tamaño poblacional del municipio. En cuanto al gasto per-cápita rezagado un período, el impacto sobre el recaudo de predial siempre es positivo y significativo, aunque es mayor en los municipios más grandes (Categoría Especial y Grupo 1) y menor en los municipios medianos. Este resultado podría indicar que en los municipios más grandes los incrementos en la provisión de bienes públicos se financian en un mayor porcentaje con recursos propios.

La dependencia de las transferencias, en todos los casos, tiene un impacto negativo sobre el recaudo, aunque no significativo en los municipios más grandes (Categoría especial y Grupo 1). En los municipios de la Categorías 3 y 4 y del Grupo 4 siempre tienen la respuesta más negativa sobre el recaudo. Estos municipios tienen en promedio los menores recaudos per-cápita y elevadas tasas de dependencia de las transferencias (Ver Cuadro No. 4). Por su parte, los municipios de Categoría 6 y los del Grupo 7, tienen la respuesta menos negativa sobre el recaudo. Curiosamente, el promedio de los ingresos per-capita de estos grupos de municipios es superior al de los municipios de las Categorías 3 y 4 y al de los Grupos 3, 4, 5 y 6 (todos con mayor población). En estos grupos de

municipios, aunque muy dependientes de las transferencias, la respuesta del recaudo ha sido mejor que en municipios de mediano tamaño poblacional (Ver Cuadro No. 4).

La variable de violencia, en promedio, tuvo un impacto negativo sobre el recaudo; en el análisis por grupos su efecto solo es significativo en municipios que se podrían catalogar como de tamaño mediano (Categorías 3 y 4 y Grupo 4). Este hecho podría explicar en parte el bajo recaudo per-cápita de estos municipios. Sin embargo, estos grupos también registran la mayor respuesta (negativa) sobre el impuesto a medida que aumenta la dependencia de las transferencias, y en el último año de la administración del alcalde. Estos resultados sugieren que el comportamiento del recaudo no necesariamente está asociado al tamaño poblacional ni a la categoría del municipio y puede responder a factores que están fuera del control de las autoridades o podrían ser el resultado de problemas de administración y gestión.

Vale la pena destacar que las variables geográficas si tienen impacto sobre el recaudo ya que, en promedio, los municipios de la zona andina recaudan más que el resto de municipios del país. Cabe destacar que cuando el análisis se realiza por grupos, el coeficiente es positivo y significativo para los municipios más pequeños de la muestra ubicados en la zona andina (Categorías 4, 5 y 6 y Grupos 5, 6 y 7). Por su parte, los municipios ubicados en la costa Atlántica recaudan, en promedio, menos impuesto per-capita que los municipios del resto del país. No obstante, la estimación por grupos no presenta un patrón definido para esta variable, la cual es significativa para las Categorías Especial, 2 y 6, y los Grupos 1, 3 y 6.

Finalmente, la variable de tamaño poblacional indica que los municipios con menos de 100.000 habitantes recaudan en promedio por habitante menos que el resto de municipios del país. Esto podría ser el resultado de sistemas de información inadecuados, problemas de administración y gestión y/o bajos avalúos catastrales per-cápita (ver Anexo No. 4).

Referencias

- Baltagi, B. y Wu, P. (1999). Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances. *Econometric Theory*. 15: 814-823.
- Brett, C. y Pinkse, J. (2000). The determinants of municipal tax rates in British Columbia. *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 33: 695-714.
- Domínguez, J. M.(2002). El Papel de la imposición sobre la propiedad. Aspectos teóricos y análisis de su aplicación es España. *Papeles de Economía Española*, No. 92: 148-168
- Fischel, W. (2000). Municipal corporations, homeowners, and the benefit view of the property tax, *Dartmouth College Working Paper 00-03*, Draft #3, Abril.
- Greene, W. (1993). *Econometric Analysis*. Third edition. New York University. Prentice Hall.
- Hamilton, B.W. (1975). Zoning and property taxation in a system of local governments, *Urban Studies*, Vol. 12, p. 205-211.
- Hamilton, B.W. (1976). Capitalization of intrajurisdictional differences in local tax prices, *American Economic Review*, Vol. 66, p. 743-753.
- Haughwout, A. et. al. (2003). Local revenue hills: evidence from four U.S. cities. *NBER working paper*. 9686. Disponible en <http://www.nber.org/papers/w9686>.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*. Econometric Society monographs No. 11. Cambridge University Press.

- Iregui, A.M., Melo, L. y Ramos, J. (2004). El impuesto predial en Colombia: evolución reciente, comportamiento de las tarifas y potencial de recaudo. *Borradores de Economía*. No. 274. Banco de la República.
- Kanbur, R. y Keen, M. (1993). Jeux sans frontières: tax competition and tax coordination when countries differ in size. *American Economic Review*, 83: 877-892.
- Maddala, G.S. (1987). Recent developments in the econometrics of panel data analysis. *Transportation Research-A*. Vol. 21A: 303-326
- Mieszkowsky, P. (1972). The property tax: An excise tax or a profits tax?, *Journal of Public Economics*, Vol. 1, p. 73-96.
- Mieszkowsky, P. y Zodrow, G. (1989). Taxation and the Tiebout model: The differential effects of head taxes, taxes on land rents, and property taxes, *Journal of Economic Literature*, Vol. 27, p. 1098-1146.
- Simon, H. (1943). The incidence of a tax on urban real property, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.57, No.3, p. 398-420, mayo.
- Tiebout, C. (1956). A pure theory of local expenditures, *Journal of Political Economy*, Vol.64, No.5, p. 416-24, octubre.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Verbeek, M. (2000). *A Guide to Modern Econometrics*. Chichester, West Sussex, John Wiley & Sons, LTD.
- Zodrow, G. (2001). The property tax as a capital tax: A room with three views, *National Tax Journal*, Vol.54, No.1, p. 139-156.

Anexo No. 1 Metodología Econométrica

Para estimar el modelo de EF el método mas usado es el intra grupos (*within groups* – WG), el cual asume que las diferencias entre individuos (municipios) pueden ser capturadas por el intercepto. De esta manera en la ecuación (1) del documento, α_i es un parámetro desconocido que debe ser estimado. Por su parte, el modelo de EA puede ser estimado usando mínimos cuadrados generalizados (MCG) y el intercepto es un error aleatorio específico a cada individuo (municipio). Así, en la ecuación (2) del documento, el término u_i corresponde a dicho error, el cual caracteriza la observación i (Greene, 1993). Los estimadores de EF requieren que al menos en algunos grupos, haya variación intra grupos en todas las variables, por lo que aquellas que no varían en el tiempo deben ser excluidas de la estimación¹⁰.

Uno de los criterios para escoger entre los modelos de EF y EA es la prueba de Hausman, la cual depende de si los regresores están correlacionados con u_i . En particular, esta prueba se basa en la idea de que bajo la hipótesis de no correlación entre los regresores y u_i , los estimadores de EF y EA son consistentes, aunque el primero es ineficiente. Bajo la hipótesis alterna, el estimador de EF (WG) es consistente, aunque el EA (MCG) no lo es. Para verificar esta hipótesis, se utiliza una prueba Chi cuadrado.

En los modelos incluidos en el documento se asume que el intercepto varia con los individuos pero no con el tiempo y que las pendientes de los coeficientes de las variables explicativas son constantes para todos los individuos a lo largo del tiempo. No obstante, existen otros modelos, en los cuales el intercepto varia tanto para los individuos como en el tiempo, pero la pendiente de los coeficientes de las variables explicativas sigue siendo constante (ver ecuación 1A) (Hsiao, 1986).

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta' x_{it} + e_{it} \tag{1A}$$

¹⁰ Por ejemplo variables dummy de región o de tamaño de municipio no podrían ser usadas para la estimación del modelo de EF.

En otros modelos, todos los coeficientes (constante y variables explicativas) pueden variar para los individuos (ecuación 2A) o simultáneamente para los individuos y en el tiempo (ecuación 3A).

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + e_{it} \quad (2A)$$

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}' x_{it} + e_{it} \quad (3A)$$

En todos los casos anteriores, el modelo se puede clasificar dependiendo de si los coeficientes se asumen fijos o aleatorios, siguiendo parámetros similares a los descritos para el modelo básico.

De acuerdo con Hsiao (1986), los modelos con pendientes constantes e interceptos variables (Ecuación 1 en el texto y ecuación 1A) son los más usados cuando se realizan análisis de datos de panel porque “ellos proveen alternativas razonables para asumir que los parámetros toman valores comunes para todos los individuos en todos los períodos de tiempo” (p. 9). Los modelos 2A y 3A se recomiendan cuando hay cambios económicos estructurales o factores institucionales y socio-económicos diferentes, que implique que los parámetros puedan variar para las diferentes unidades de corte transversal, como cuando se analiza información de diferentes países. Como se indicó, estos modelos se pueden estimar asumiendo EF o EA. Sin embargo, en el caso en que los coeficientes se asuman de *efectos fijos* y diferentes para todos los individuos y periodos de tiempo (ecuación 3A), habría NKT parámetros con solo NT observaciones. En este caso, “obviamente, no hay forma de obtener estimadores de β_{it} ” (Hsiao, 1986 p. 129). En el caso en que solo se presenten variaciones en el corte transversal y no en el tiempo (ecuación 2A), esta aproximación es equivalente a postular una regresión separada para cada unidad del corte transversal (una regresión para cada individuo).

Cuando los coeficientes se asumen de *efectos aleatorios*, la estimación se realiza a través del modelo Swamy cuando todos los coeficientes varían para los individuos pero no en el tiempo. En este modelo el número de parámetros a estimar se reduce con respecto al de EF, mientras que permite la variación de los coeficientes entre individuos. Este tipo de modelo fue originalmente considerado para adelantar el análisis empírico, teniendo en cuenta que al interior de los municipios considerados en la muestra pueden existir

diferencias demográficas y/o socio-económicas importantes. Sin embargo, debido a que algunas de las variables explicativas en el modelo son dummies (actualización catastral, partido político del alcalde, ciclo político, localización geográfica, tamaño del municipio), que no varían en el tiempo en algunos municipios, no se pudo estimar este modelo con todas las variables de interés. Adicionalmente, para algunas de las estimaciones adelantadas, el número de periodos (T) era menor que el número de variables explicativas (K), por lo que los grados de libertad resultaban insuficientes para estimar el modelo, perdiéndose la ventaja de la metodología de datos de panel¹¹.

¹¹ Para los modelos estimados en el documento y con el fin de considerar las posibles diferencias geográficas que existen en el país se incluyeron variables dummy regionales y se realizaron estimaciones por categorías de municipios (según la Ley 617 de 2000) y por tamaño poblacional.

Anexo No. 2

Fuentes y definición de variables

Las variables utilizadas en el modelo son:

- Recaudo del impuesto predial (*predial*): Corresponde al recaudo per-cápita en pesos de 1998, calculado con base en la información del seguimiento que realiza el Banco de la República al sector público no financiero.
- Recaudo de impuestos diferentes a predial (*otrotrib*): Corresponde al recaudo per-cápita en pesos de 1998 del impuesto de industria y comercio, sobretasa a la gasolina, valorización y otros ingresos tributarios, calculado con base en la información del seguimiento que realiza el Banco de la República al sector público no financiero.
- Gasto público total (*gasto*): Corresponde al gasto total per-cápita en pesos de 1998, calculado con base en la información del seguimiento que realiza el Banco de la República al sector público no financiero.
- Dependencia de las transferencias de la nación (*dep*): Corresponde a la relación entre las transferencias de la nación y los ingresos corrientes del municipio. Esta fue calculada con base en la información del seguimiento que realiza el Banco de la República al sector público no financiero.
- Rezago en la actualización de los avalúos catastrales (*actualiz*): Es una variable dummy que toma el valor de 1 cuando el catastro urbano está actualizado (si la última actualización se hizo durante los últimos 5 años) y 0 si no lo está. Para construir esta variable se utilizó información suministrada por el Instituto Geográfico Agustín Codazzi y las oficinas de Catastro de Bogotá, Antioquia, Medellín y Cali.

- *Enfre*: Corresponde al número de acciones unilaterales por parte de los diferentes grupos armados al margen de la ley que ocurrieron durante el año calendario en el municipio. Esta variable fue suministrada por Jorge Restrepo.

En cuanto a las variables políticas se consideraron: *Dconserv*, *Dliberal*, y *Ciclo*

- *Dconserv*: Es una variables dummy que toma el valor de 1 si el alcalde pertenece al partido conservador y 0 si pertenece a otro partido. Para construir esta variable se utilizaron resultados electorales suministrados por la Registraduría Nacional del Estado Civil.
- *Dliberal*: Es una variable dummy que toma el valor de 1 si el alcalde pertenece al partido liberal y 0 si pertenece a otro partido. Para construir esta variable se utilizaron resultados electorales suministrados por la Registraduría Nacional del Estado Civil.
- *Ciclo*: Es una variable dummy que toma el valor de 1 durante el último año de gobierno del alcalde (1990, 1992, 1994, 1997, y 2000) y 0 para los años restantes. Para construir esta variable se utilizó la información electoral suministrada por la Registraduría Nacional del Estado Civil.

En cuanto a las variables de localización geográfica y tamaño del municipio, se consideraron: *Dandian* y *Dcosta* y *Dtama*.

- *Dandian*: Corresponde a una variable dummy que toma el valor de 1 si el municipio se localiza en la región andina y 0 si pertenece a otra región.
- *Dcosta*: Corresponde a una variable dummy que toma el valor de 1 si el municipio está localizado en la costa atlántica y 0 si pertenece a otra región.
- *Dtama*: Es una variable dummy que toma el valor de 1 si el municipio tiene una población inferior a 100.000 habitantes y 0 para el resto de municipios. Para

construirla se utilizó la información de proyección de población del DANE para el año 2002.

Anexo No. 3

Prueba de Wooldridge para autocorrelación de primer orden

Ho: No autocorrelación

Categoría	Estadístico y p-value	Grupo	Estadístico y p-value
Categoría 1	F(1,15) = 9.455 Prob>F = 0.0077	Grupo 1	F(1,51) = 12.202 Prob>F = 0.0010
Categoría 2	F(1,16) = 7.681 Prob>F = 0.0136	Grupo 2	F(1,44) = 23.172 Prob>F = 0.0000
Categoría 3	F(1,22) = 7.465 Prob>F = 0.0122	Grupo 3	F(1,19) = 10.988 Prob>F = 0.0036
Categoría 4	F(1,38) = 13.582 Prob>F = 0.0007	Grupo 4	F(1,72) = 3.543 Prob>F = 0.0639
Categoría 5	F(1,69) = 22.324 Prob>F = 0.0000	Grupo 5	F(1,63) = 39.737 Prob>F = 0.0000
Categoría 6	F(1,123) = 15.080 Prob>F = 0.0002	Grupo 6	F(1,20) = 8.428 Prob>F = 0.0088
Especial	F(1,5) = 54.734 Prob>F = 0.0007	Grupo 7	F(1,19) = 36.859 Prob>F = 0.0000

Anexo No. 4
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Amazonas	Leticia	1,678,545	1,507,470	1,362,614	1,240,059	1,447,172
Antioquia	Amalfi	1,735,871	1,601,766	1,521,213	1,467,628	1,581,619
Antioquia	Anza	1,194,610	1,080,104	993,914	934,834	1,050,866
Antioquia	Apartadó	1,541,813	1,382,694	1,287,410	1,210,003	1,355,480
Antioquia	Campamento	892,259	823,083	774,357	744,120	808,455
Antioquia	Carolina del Príncipe	8,682,219	7,952,439	7,626,780	7,345,236	7,901,668
Antioquia	Copacabana	3,444,375	3,124,833	2,946,732	2,803,728	3,079,917
Antioquia	Dabeiba	816,755	741,932	689,962	653,552	725,550
Antioquia	Don Matías	3,238,807	2,938,397	2,746,239	2,603,500	2,881,736
Antioquia	El Retiro	8,560,204	7,713,471	7,096,197	6,659,615	7,507,372
Antioquia	Entrerios	3,503,936	3,168,654	2,935,972	2,768,813	3,094,344
Antioquia	Envigado	10,394,502	9,270,558	8,658,438	8,118,428	9,110,481
Antioquia	Girardota	3,737,381	3,357,207	3,118,675	2,931,633	3,286,224
Antioquia	Gómez Plata	1,993,960	1,846,421	1,757,502	1,700,996	1,824,720
Antioquia	Guarne	5,947,624	5,380,939	4,966,296	4,678,254	5,243,278
Antioquia	Guatapé	5,047,165	4,556,425	4,196,851	3,944,945	4,436,346
Antioquia	Itagui	4,244,309	3,768,554	3,514,391	3,284,155	3,702,852
Antioquia	La Ceja del Tambo	4,692,201	4,209,232	3,883,129	3,637,755	4,105,579
Antioquia	La Unión	2,980,931	2,690,295	2,492,665	2,347,691	2,627,895
Antioquia	Marinilla	3,266,551	2,976,730	2,801,105	2,670,917	2,928,826
Antioquia	Medellín	7,247,030	6,819,110	6,454,951	6,238,233	6,689,831
Antioquia	Montebello	1,250,676	1,156,060	1,093,477	1,054,455	1,138,667
Antioquia	Puerto Nare	1,988,971	1,846,129	1,763,479	1,712,027	1,827,651
Antioquia	Remedios	1,857,501	1,719,430	1,650,055	1,601,718	1,707,176
Antioquia	San Pedro de los Milagros	3,303,462	2,968,092	2,744,962	2,576,431	2,898,237
Antioquia	Santa Bárbara	1,673,380	1,523,118	1,422,012	1,350,641	1,492,288
Antioquia	Segovia	529,930	474,294	442,843	416,102	465,792
Antioquia	Támesis	2,774,440	2,573,199	2,446,220	2,369,678	2,540,884
Antioquia	Turbo	1,098,443	988,878	919,153	865,508	967,996
Antioquia	Valparaíso	5,372,402	4,889,908	4,534,899	4,297,106	4,773,579
Antioquia	Yarumal	2,270,134	2,097,014	2,010,890	1,949,494	2,081,883
Arauca	Arauca	1,881,412	1,634,736	1,537,877	1,591,877	1,661,475
Arauca	Arauquita	322,487	238,491	271,447	831,552	415,994
Arauca	Saravena	1,039,993	873,761	993,182	944,344	962,820
Atlántico	Barranquilla	4,657,290	4,184,091	3,958,914	3,847,822	4,162,029

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Atlántico	Malambo	2,145,661	1,915,822	1,792,180	1,686,925	1,885,147
Atlántico	Soledad	2,006,622	1,816,068	1,711,024	2,781,935	2,078,912
Bogotá	Bogotá	8,772,505	8,306,667	7,924,944	7,675,074	8,169,797
Bolívar	Arjona	2,077,161	1,875,034	1,760,903	1,669,386	1,845,621
Bolívar	Calamar	1,906,132	1,344,971	1,272,850	1,224,879	1,437,208
Bolívar	Carmen de Bolívar	1,096,324	1,001,100	943,856	905,445	986,681
Bolívar	Cartagena	7,908,038	6,768,988	6,362,274	6,148,707	6,797,002
Bolívar	Mahates	2,030,797	1,736,004	1,631,002	1,561,746	1,739,887
Bolívar	Margarita	1,365,637	1,266,736	1,196,231	1,159,589	1,247,048
Bolívar	María la Baja	895,366	803,206	732,576	683,005	778,538
Bolívar	San Estanislao	1,013,822	924,676	865,495	823,966	906,990
Bolívar	San Fernando	1,176,773	1,067,840	982,067	924,031	1,037,678
Bolívar	San Jacinto	812,729	749,513	705,665	673,469	735,344
Bolívar	San Juan Nepomuceno	673,254	609,630	568,282	536,624	596,948
Bolívar	Santa Catalina	1,179,226	1,054,340	963,716	1,064,072	1,065,339
Bolívar	Santa Rosa Norte	1,640,542	1,488,316	1,383,338	1,317,232	1,457,357
Bolívar	Talagua Nuevo	392,561	390,859	362,600	342,704	372,181
Bolívar	Turbaco	2,000,427	3,307,817	3,109,208	2,740,662	2,789,529
Bolívar	Villa Nueva	795,924	923,417	866,952	825,945	853,060
Boyacá	Aquitania	1,815,734	1,661,135	1,550,282	1,503,426	1,632,644
Boyacá	Arcabuco	4,809,958	4,422,901	4,163,747	3,986,104	4,345,677
Boyacá	Duitama	4,561,545	4,019,744	3,806,444	3,740,767	4,032,125
Boyacá	Garagoa	2,881,094	2,656,044	2,508,095	2,564,537	2,652,442
Boyacá	La Capilla	2,296,853	2,084,071	1,929,515	1,823,183	2,033,405
Boyacá	Macanal	1,735,022	1,656,412	1,563,762	1,516,309	1,617,876
Boyacá	Miraflores	2,257,857	2,051,629	1,957,317	1,923,167	2,047,492
Boyacá	Nobsa	8,151,764	7,533,178	7,262,324	7,039,971	7,496,809
Boyacá	Otanche	1,004,059	929,872	876,260	839,028	912,305
Boyacá	Paipa	4,702,642	4,334,602	4,041,541	6,961,477	5,010,065
Boyacá	Pauna	566,733	520,859	494,342	484,032	516,491
Boyacá	Puerto Boyacá	2,882,893	2,632,892	2,456,857	2,324,294	2,574,234
Boyacá	Samacá	2,431,432	2,244,438	2,119,054	2,042,158	2,209,271
Boyacá	San José de Pare	2,713,337	2,515,629	2,354,494	2,254,008	2,459,367
Boyacá	San Mateo	1,319,155	1,222,420	1,155,668	1,119,801	1,204,261
Boyacá	Santa María	2,281,588	2,125,281	2,025,936	1,963,892	2,099,174

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Boyacá	Santana	3,136,501	2,889,493	2,705,031	2,591,398	2,830,606
Boyacá	Socotá	288,051	262,473	242,743	229,864	255,783
Boyacá	Sogamoso	2,566,870	2,496,633	2,346,021	3,103,312	2,628,209
Boyacá	Tunja	5,253,706	4,898,291	4,674,256	4,688,115	4,878,592
Boyacá	Turmequé	1,655,986	1,478,470	1,375,895	1,304,876	1,453,807
Boyacá	Villa de Leiva	8,768,362	8,646,452	8,095,998	7,861,538	8,343,087
Caldas	Anserma de los Caballeros	1,411,130	1,615,563	1,487,634	1,413,573	1,481,975
Caldas	Chinchiná	2,096,831	1,935,735	1,758,091	1,651,896	1,860,638
Caldas	Manizales	6,369,236	6,134,883	5,646,375	5,405,631	5,889,031
Caldas	Marquetalia	647,451	831,666	766,654	729,247	743,754
Caldas	Riosucio	1,068,219	1,255,913	1,162,081	1,140,546	1,156,690
Caldas	Risaralda	1,851,748	1,706,337	1,580,436	1,502,581	1,660,275
Caldas	Supía	1,321,678	1,233,834	1,138,464	1,087,653	1,195,407
Caldas	Villa María	2,595,430	2,428,956	2,212,086	2,099,985	2,334,114
Caquetá	Belén de los Andaquíes	1,215,521	1,126,882	1,064,915	1,017,857	1,106,294
Caquetá	Cartagena del Chairá	519,385	1,400,894	1,289,988	545,172	938,860
Caquetá	El Doncello	1,007,069	918,813	866,797	823,210	903,972
Caquetá	Florencia	1,990,509	1,791,072	1,669,685	1,619,281	1,767,637
Caquetá	Montañita	805,196	727,363	664,016	612,998	702,393
Caquetá	Paujil	1,208,651	1,100,824	1,020,200	955,341	1,071,254
Caquetá	Puerto Rico	922,727	1,138,159	1,062,457	1,016,359	1,034,925
Caquetá	San Vicente del Caguán	1,065,117	1,458,471	1,336,519	1,233,748	1,273,464
Casanare	Aguazúl	2,986,123	2,839,904	2,564,529	3,312,931	2,925,872
Casanare	Maní	3,073,320	2,209,859	1,995,600	1,862,836	2,285,404
Casanare	Nunchía	1,556,508	1,347,207	1,219,367	1,138,631	1,315,428
Casanare	Orocué	1,713,347	1,579,406	1,427,433	1,358,937	1,519,781
Casanare	Tamara	403,779	387,019	349,753	329,320	367,468
Casanare	Trinidad	2,711,667	2,402,416	2,175,744	2,455,490	2,436,329
Casanare	Yopal	5,434,151	4,921,115	4,418,684	4,274,283	4,762,058
Cauca	Bolívar	330,396	306,047	284,808	269,384	297,658
Cauca	Cajibío	618,674	562,216	519,605	491,951	548,111
Cauca	Caloto	1,791,976	1,623,376	1,479,778	1,399,471	1,573,651
Cauca	El Tambo	556,457	501,332	461,355	434,658	488,451
Cauca	Inza	283,986	284,492	263,011	248,324	269,953
Cauca	Mercaderes	944,492	865,118	806,195	769,073	846,220

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Cauca	Morales	706,341	634,887	576,719	536,011	613,490
Cauca	Paez	483,759	439,738	406,656	383,539	428,423
Cauca	Patía (El Bordo)	1,596,752	1,451,160	1,357,598	1,289,101	1,423,653
Cauca	Popayán	2,607,344	2,397,270	2,280,865	2,333,508	2,404,747
Cauca	Puerto Tejada	1,779,475	1,615,994	1,489,817	1,387,237	1,568,131
Cauca	Rosas	656,145	595,442	547,510	515,368	578,616
Cauca	Santander de Quilichao	2,501,236	1,928,763	1,794,237	1,728,254	1,988,122
Cauca	Silvia	762,256	685,030	633,543	595,652	669,120
Cauca	Sotará Paispamba)	1,130,023	1,016,302	924,751	862,271	983,337
Cauca	Timbío	1,100,863	1,010,288	941,791	890,944	985,971
Cauca	Tunia (Piendamó)	1,371,872	1,237,330	1,141,959	1,063,084	1,203,561
Cesar	Agustín Codazzi	1,058,533	832,604	774,655	727,763	848,389
Cesar	Bosconia	1,329,482	1,196,918	1,126,255	1,076,086	1,182,185
Cesar	Chiriguana	1,236,871	1,137,957	1,056,263	1,000,139	1,107,807
Cesar	La Paz (Robles)	1,317,611	1,201,020	1,123,952	1,068,720	1,177,826
Cesar	Valledupar	2,462,653	2,244,836	2,105,135	2,585,215	2,349,460
Chocó	Istmina	1,303,497	1,841,977	1,757,086	2,515,809	1,854,592
Chocó	Nóvita	108,565	118,363	111,411	106,385	111,181
Chocó	Nuquí	970,266	996,334	941,748	921,583	957,483
Chocó	Quibdó	1,410,270	2,304,462	2,214,706	1,954,090	1,970,882
Chocó	Unguía	271,802	278,747	262,354	305,084	279,497
Córdoba	Cereté	1,853,465	1,668,115	1,521,302	1,475,257	1,629,535
Córdoba	Chinú	1,477,886	1,344,574	1,239,551	1,210,213	1,318,056
Córdoba	Ciénaga de Oro	2,343,138	2,142,544	2,007,510	1,945,688	2,109,720
Córdoba	Montería	3,302,123	2,857,301	2,618,616	2,778,626	2,889,167
Córdoba	Planeta Rica	1,894,416	1,714,667	1,584,534	1,555,745	1,687,341
Córdoba	San Andrés de Sotavento	1,071,900	989,647	926,309	901,782	972,409
Córdoba	San Antero	3,314,893	3,168,818	2,924,052	2,804,680	3,053,111
Córdoba	San Bernardino de Sahagún	1,133,328	1,008,797	916,963	881,713	985,200
Córdoba	San Bernardo del Viento	1,942,974	1,758,329	1,620,249	1,541,434	1,715,746
Córdoba	San Carlos	2,327,988	2,155,938	2,018,538	1,943,112	2,111,394
Córdoba	San Pelayo	1,443,395	1,305,634	1,192,886	1,128,060	1,267,494
Córdoba	Santa Cruz de Lorica	1,323,449	1,197,950	1,095,006	1,047,497	1,165,976
Cundinamarca	Agua de Dios	3,089,517	2,825,172	2,661,198	2,554,409	2,782,574
Cundinamarca	Anapoima	14,374,627	13,064,236	12,227,168	11,677,536	12,835,892

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Cundinamarca	Arbeláez	2,638,911	2,364,337	2,188,749	2,061,378	2,313,344
Cundinamarca	Bojacá	6,849,848	6,180,907	5,671,695	6,047,072	6,187,381
Cundinamarca	Cajicá	7,057,346	6,336,291	5,818,336	5,458,501	6,167,619
Cundinamarca	Fusagasugá	6,002,952	6,040,115	5,597,574	5,218,850	5,714,873
Cundinamarca	Gachancipá	4,463,576	4,052,490	3,744,307	3,555,062	3,953,859
Cundinamarca	Girardot	4,541,121	4,077,763	3,833,925	3,707,267	4,040,019
Cundinamarca	Guasca	4,827,373	4,396,744	4,049,179	4,041,699	4,328,749
Cundinamarca	La Mesa de Juan Díaz	5,755,791	5,108,999	4,708,579	4,656,625	5,057,499
Cundinamarca	La Peña	1,329,674	1,207,105	1,113,874	1,052,646	1,175,825
Cundinamarca	La Vega	5,690,568	5,084,146	4,646,911	5,099,874	5,130,375
Cundinamarca	Madrid	7,249,662	6,626,075	6,102,853	5,731,530	6,427,530
Cundinamarca	Medina	3,079,497	2,853,952	2,692,566	2,594,885	2,805,225
Cundinamarca	Mesitas del Colegio	4,026,446	3,666,842	3,369,482	3,137,116	3,549,972
Cundinamarca	Mosquera	11,213,150	10,003,866	9,236,180	8,718,574	9,792,943
Cundinamarca	Pasca	3,676,345	3,325,541	3,066,652	2,891,964	3,240,126
Cundinamarca	Sesquilé	10,441,493	9,526,922	8,824,511	8,345,856	9,284,696
Cundinamarca	Simijaca	3,056,776	2,739,848	4,308,514	4,082,477	3,546,904
Cundinamarca	Soacha	1,663,214	2,675,969	2,519,014	2,356,754	2,303,738
Cundinamarca	Sopó	12,434,626	11,177,467	10,221,548	9,640,299	10,868,485
Cundinamarca	Tabio	11,696,975	10,565,140	9,725,614	9,170,369	10,289,524
Cundinamarca	Tocancipá	8,509,349	9,473,625	14,292,434	11,121,907	10,849,329
Cundinamarca	Ubaté	3,306,318	2,986,613	2,780,436	2,648,804	2,930,543
Cundinamarca	Viotá	1,246,797	1,182,553	1,099,657	1,041,746	1,142,688
Huila	Aipe	2,227,308	1,858,784	2,006,243	1,906,720	1,999,764
Huila	Algeciras	860,017	724,059	686,627	655,841	731,636
Huila	Baraya	2,005,335	1,831,584	1,710,620	1,627,183	1,793,681
Huila	El Pital	1,060,556	970,004	906,372	863,094	950,007
Huila	Garzón	1,660,208	1,516,060	1,444,801	1,383,637	1,501,177
Huila	Gigante	1,731,040	1,567,665	1,476,019	1,411,107	1,546,458
Huila	La Plata	1,271,048	1,163,321	1,101,260	1,068,225	1,150,964
Huila	Neiva	3,497,766	3,169,438	2,978,503	2,810,900	3,114,152
Huila	Palermo	2,633,768	2,473,603	2,317,844	2,192,574	2,404,447
Huila	Pitalito	2,440,445	2,233,694	2,099,320	1,998,556	2,193,004
Huila	Rivera	2,305,812	2,044,400	1,898,656	1,771,492	2,005,090
Huila	San Agustín	1,233,307	1,127,246	1,059,547	1,012,757	1,108,214

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Huila	Turquí	1,150,197	1,052,277	982,234	934,395	1,029,776
Huila	Teruel	1,641,227	1,503,749	1,414,627	1,351,260	1,477,716
Huila	Timaná	1,127,467	1,033,247	959,782	909,767	1,007,566
Huila	Yaguará	3,712,627	144,028,957	4,396,001	4,219,043	39,089,157
La Guajira	Maicao	1,129,310	1,911,391	1,783,872	1,461,106	1,571,420
La Guajira	Riohacha	2,868,014	2,634,548	2,498,946	4,134,984	3,034,123
La Guajira	San Juan del Cesar	1,678,324	1,536,619	1,449,315	1,390,023	1,513,570
La Guajira	Villanueva	1,160,315	1,064,705	1,015,525	976,639	1,054,296
Magdalena	Fundación	1,195,942	822,049	770,964	724,254	878,302
Magdalena	Pivijay	948,312	760,340	702,114	662,868	768,409
Magdalena	San Sebastián de Buenavista	658,273	597,434	552,698	521,063	582,367
Magdalena	Santa Ana	1,766,535	2,324,675	2,142,525	1,725,880	1,989,904
Magdalena	Santa Marta	5,584,743	5,003,991	4,685,906	4,407,591	4,920,558
Meta	Acacías	2,892,636	3,850,688	3,585,484	3,397,429	3,431,559
Meta	Castilla la Nueva	8,210,227	7,438,700	6,830,866	7,327,443	7,451,809
Meta	Cumaral	5,166,194	4,638,361	4,264,055	3,998,069	4,516,670
Meta	Restrepo	2,828,326	2,542,819	2,341,932	2,381,273	2,523,588
Meta	San Martín	4,803,573	4,417,957	4,115,424	3,913,583	4,312,634
Meta	Villavicencio	4,343,706	3,942,750	3,678,578	3,562,348	3,881,845
Meta	Vista Hermosa	717,716	653,990	612,666	584,590	642,240
Nariño	Albán	193,460	177,405	165,011	157,034	173,227
Nariño	Aldana	1,044,380	944,204	865,145	810,726	916,114
Nariño	Guachucal	1,160,479	1,057,477	986,200	945,251	1,037,352
Nariño	Guaitarilla	442,396	400,554	369,377	348,470	390,199
Nariño	La Florida	442,533	399,176	365,904	340,449	387,016
Nariño	La Unión	600,795	540,698	502,895	477,241	530,407
Nariño	Pasto	2,488,714	2,248,639	2,118,989	2,022,272	2,219,653
Nariño	Pupiales	900,761	804,698	738,063	691,135	783,664
Nariño	San Pablo	386,494	346,048	316,364	294,671	335,894
Nariño	Sandoná	586,547	527,555	496,306	474,092	521,125
Nariño	Tangua	820,729	740,404	677,651	626,629	716,353
Nariño	Tumaco	846,470	749,154	696,066	802,110	773,450
Nariño	Túquerres	936,762	842,575	782,264	1,341,589	975,798
Norte de Santander	Abrego	352,807	319,927	297,049	283,033	313,204
Norte de Santander	Chinácota	3,685,320	3,302,521	3,086,989	2,905,051	3,244,970

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Norte de Santander	Convención	368,706	333,433	311,594	294,674	327,102
Norte de Santander	Cúcuta	2,628,953	2,353,602	2,205,712	2,220,032	2,352,075
Norte de Santander	El Carmen	306,238	425,314	391,212	367,838	372,650
Norte de Santander	El Zulia	1,173,846	1,041,302	946,941	871,861	1,008,488
Norte de Santander	Los Patios	2,382,954	1,995,383	1,896,599	1,846,207	2,030,286
Norte de Santander	Salazar de las Palmas	880,783	803,113	750,604	713,974	787,118
Norte de Santander	San Calixto	235,012	214,937	200,065	190,284	210,075
Norte de Santander	Teorama	502,037	459,739	428,581	409,134	449,873
Norte de Santander	Tibú	919,792	840,692	787,829	752,481	825,198
Norte de Santander	Toledo	600,151	583,323	545,886	517,158	561,630
Norte de Santander	Villa del Rosario	2,242,809	2,025,550	1,915,778	1,849,968	2,008,526
Putumayo	Mocoa	1,443,806	1,299,243	1,219,621	1,148,140	1,277,702
Putumayo	Orito	442,653	400,863	375,516	685,591	476,156
Putumayo	Puerto Asis	653,406	584,767	545,031	1,080,455	715,915
Putumayo	Villagarzón	211,220	197,490	183,072	171,547	190,832
Quindío	Armenia	4,468,766	3,733,219	3,532,982	3,402,063	3,784,257
Quindío	Calarcá	2,233,303	1,971,067	1,844,298	2,114,165	2,040,708
Quindío	La Tebaida	2,327,483	2,000,168	1,856,192	1,895,709	2,019,888
Quindío	Montenegro	1,715,760	1,587,464	1,463,787	1,816,874	1,645,971
Quindío	Quimbaya	1,877,590	1,689,724	1,568,863	1,488,935	1,656,278
Risaralda	Belén de Umbría	1,105,668	1,123,980	1,050,436	998,362	1,069,612
Risaralda	Dos quebradas	2,933,857	2,796,539	2,646,495	2,529,208	2,726,525
Risaralda	La Virginia	1,854,974	1,958,585	1,870,174	1,785,991	1,867,431
Risaralda	Mistrató	574,846	577,635	532,898	591,604	569,246
Risaralda	Pereira	5,982,098	5,998,619	5,638,481	5,349,517	5,742,179
San Andres	Providencia	4,405,778	3,953,283	3,579,018	3,389,771	3,831,963
Santander	Barrancabermeja	2,936,358	2,685,225	2,561,684	2,596,067	2,694,833
Santander	Bolívar	836,496	769,727	720,689	690,962	754,468
Santander	Bucaramanga	6,539,498	5,947,633	5,277,875	4,983,239	5,687,061
Santander	Charalá	2,094,273	1,971,439	1,898,261	1,848,289	1,953,066
Santander	Curití	1,157,687	1,045,953	977,131	995,540	1,044,078
Santander	Floridablanca	3,635,684	3,353,807	3,489,108	3,257,648	3,434,062
Santander	Guadalupe	1,504,587	1,389,710	1,307,949	1,254,083	1,364,082
Santander	La Paz	1,009,142	925,711	862,256	821,360	904,617
Santander	Málaga	1,247,175	1,193,364	1,129,367	1,089,944	1,164,963
Santander	Oiba	2,162,840	1,974,157	1,845,982	1,799,862	1,945,710

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Santander	Puente Nacional	1,600,865	1,460,778	1,363,147	1,493,907	1,479,674
Santander	San Andrés	828,860	777,768	742,323	721,561	767,628
Santander	Suaita	2,387,056	2,198,625	2,067,153	1,979,807	2,158,160
Santander	Vélez	1,033,710	945,734	886,883	848,911	928,810
Santander	Villanueva	1,001,774	903,396	849,073	806,817	890,265
Santander	Zapatoca	1,506,104	1,393,737	1,341,718	1,300,797	1,385,589
Sucre	La Unión de Sucre	1,539,524	1,428,734	1,321,739	1,256,530	1,386,632
Sucre	Morroa	912,845	832,947	770,686	732,257	812,184
Sucre	Ovejas	795,120	737,264	686,235	646,003	716,156
Sucre	Sampués	572,317	510,857	466,581	434,958	496,178
Sucre	San Benito Abad	1,277,769	1,159,923	1,069,826	963,606	1,117,781
Sucre	San Marcos	1,267,308	1,144,360	1,058,732	991,307	1,115,427
Sucre	San Onofre	1,721,917	1,574,900	1,465,463	1,393,186	1,538,866
Sucre	San Pedro	1,277,185	1,175,099	1,107,108	1,059,653	1,154,761
Sucre	Sincé	1,598,383	1,470,791	1,365,843	1,292,482	1,431,875
Sucre	Sincelejo	1,490,465	1,363,181	1,278,025	1,220,736	1,338,102
Tolima	Alvarado	3,046,874	2,843,375	2,718,389	2,654,640	2,815,820
Tolima	Armero (Guayabal)	2,136,634	2,037,757	2,027,146	2,059,702	2,065,310
Tolima	Cajamarca	1,650,093	1,619,220	1,532,013	1,463,407	1,566,183
Tolima	El Espinal	2,099,536	1,856,700	2,352,586	2,215,245	2,131,017
Tolima	El Guamo	2,671,740	2,480,374	2,845,860	2,771,057	2,692,258
Tolima	Flandes	2,101,791	2,094,345	1,992,445	1,972,580	2,040,290
Tolima	Ibagué	4,096,455	3,771,745	3,598,896	3,569,154	3,759,063
Tolima	Mariquita	1,923,974	1,786,205	1,687,907	1,971,203	1,842,322
Tolima	Melgar	11,137,338	9,678,891	9,068,479	9,247,757	9,783,116
Tolima	Natagaima	964,156	880,393	822,916	779,025	861,622
Tolima	Ortega	586,015	544,309	516,924	754,478	600,431
Tolima	Rovira	1,251,932	1,171,540	1,124,000	1,097,435	1,161,227
Tolima	Saldaña	2,342,320	2,136,642	1,998,044	1,906,597	2,095,901
Tolima	San Luis	1,487,439	1,372,414	1,289,431	1,234,480	1,345,941
Tolima	Venadillo	2,533,022	2,291,188	2,161,452	2,051,005	2,259,167
Valle	Bolívar	1,934,225	1,798,431	1,706,721	1,653,217	1,773,148
Valle	Buga	3,420,688	3,165,763	3,012,522	2,957,669	3,139,161
Valle	Bugalagrande	4,961,519	4,533,985	4,238,226	4,041,443	4,443,793
Valle	Cali	5,026,954	4,514,255	4,106,851	3,872,414	4,380,119
Valle	Calima del Darién	6,371,812	5,794,874	5,318,441	4,996,812	5,620,485

Anexo No. 4 (Continuación)
Avalúo Catastral per Cápita (pesos de 1998)

Departamento	Municipio	1999	2000	2001	2002	Promedio 1999-2002
Valle	Candelaria	4,970,031	4,571,700	4,226,045	3,934,984	4,425,690
Valle	Cartago	2,701,749	2,559,469	2,430,909	2,338,413	2,507,635
Valle	Guacarí	2,183,153	1,992,096	1,860,297	1,778,183	1,953,432
Valle	La cumbre	2,307,326	2,227,781	2,096,265	2,065,990	2,174,341
Valle	La Unión	1,795,176	1,643,922	1,539,992	2,221,322	1,800,103
Valle	La Victoria	2,911,827	2,640,951	2,502,626	2,429,054	2,621,114
Valle	Obando	3,841,575	3,505,575	3,263,959	3,204,768	3,453,969
Valle	Palmira	5,454,448	4,923,481	4,613,840	4,705,609	4,924,344
Valle	Pradera	2,552,698	2,404,694	2,233,647	2,113,639	2,326,169
Valle	Riofrío	2,357,557	2,113,650	1,955,518	1,850,290	2,069,254
Valle	Roldadillo	1,750,097	1,596,795	1,491,421	2,065,864	1,726,044
Valle	Sevilla	1,721,806	1,570,046	1,476,048	1,402,926	1,542,707
Valle	Toro	1,926,053	1,748,466	1,630,999	1,556,726	1,715,561
Valle	Tulúa	3,604,602	3,348,498	3,170,453	3,038,182	3,290,434
Valle	Yumbo	9,701,016	8,718,230	8,285,074	8,623,879	8,832,050
Valle	Zarzal	3,028,563	2,777,993	2,610,485	2,516,430	2,733,368

Fuente: Cálculo de los autores, con base en información del IGAC, Catastro Bogotá, Catastro Antioquia, Catastro Medellín y Catastro Cali.