

*ESTIMACIONES DEL IMPACTO DEL LÍMITE DE CRECIMIENTO
(ANILLO DE CONTENCIÓN) SOBRE LOS VALORES DEL SUELO
EN EL NORTE DE HEREDIA, 1997-2007*

Rosendo Pujol M.¹
Eduardo Pérez M.²
Leonardo Sánchez H.³

Recibido: 14/06/2013

Aceptado: 18/09/2013

RESUMEN

Este trabajo busca cuantificar el impacto causal del límite de crecimiento en el norte de Heredia. Utilizando el gradiente de precios y un modelo de diferencia-en-diferencias, se estimó el diferencial en el valor del suelo atribuible al impacto del límite de crecimiento durante el periodo 1997-2007. Este efecto se manifiesta por medio de un cambio en la pendiente del gradiente de precios, señal de que el mayor y mejor uso en ausencia de la regulación ha sido restringido – lo cual implica que la regulación ha sido exitosa en reducir el nivel de desarrollo urbano en la zona de protección.

PALABRAS CLAVES: ECONOMETRÍA ESPACIAL, CRECIMIENTO URBANO, VALOR DEL SUELO, PRECIOS HEDÓNICOS, MODELOS DE DIFERENCIA EN DIFERENCIAS.

ABSTRACT

This paper seeks to quantify the causal impact of the growth boundary in northern Heredia. Using the gradient of prices and a model of difference-in-differences, we estimated the differential in land value attributable to the impact of the regulation on the growth limit for the 1997-2007 periods. This effect is manifested by a change in the slope of the price gradient, indicating that the highest and the best use in the absence of regulation has been restricted - which means that the regulation has been successful in reducing the level of urban development in the protection zone.

KEY WORDS: SPATIAL ECONOMETRICS, URBAN GROWTH, LAND VALUE, HEDONIC PRICE, MODEL OF DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES.

-
- 1 Universidad de Costa Rica , Director del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible y de la Maestría Interdisciplinaria en Gestión Ambiental y Ecoturismo; catedrático de la Escuela de Ingeniería Civil de la Lic. en Ing. Civil (UCR, 1971), Código Postal 11501-2060, Costa Rica; rosendo.pujol@ucr.ac.cr
 - 2 University of Twente , Faculty of Geo-Information Science and Earth Observation (ITC), eperez@produs.ucr.ac.cr
 - 3 Universidad de Costa Rica, Investigador del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas y del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible de la Universidad de Costa Rica, Código Postal 11501-2060, Costa Rica; joseleonardo.sanchez@ucr.ac

I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo explora las variaciones espaciales y temporales en los valores del suelo en el norte de la ciudad de Heredia. Específicamente, se busca determinar cómo ha influido el límite de crecimiento sobre los valores del suelo y si existe un efecto causal de la política pública sobre el mercado del suelo.

A partir del análisis, se concluyó que los valores del suelo más allá del límite de crecimiento son menores que dentro de él (como predice la teoría), pero este efecto tiene una magnitud mucho menor que el crecimiento de los valores en el tiempo. Se demostró que el gradiente de precios varía en el tiempo más allá del límite de crecimiento: conforme la ciudad se acerca a este límite regulatorio y comienzan a operar las restricciones, el mayor y mejor uso pasa de agricultura a urbanización dispersa – un uso menos intenso que el que existiría de no ser por el límite de crecimiento.

Los datos compilados fueron analizados mediante un modelo de diferencia-en-diferencias, que también normalizó los sesgos espaciales subyacentes mediante la utilización de econometría espacial. El modelo planteado puede interpretarse como un modelo de precios hedónicos o, alternativamente, como el gradiente de precios del suelo normalizado por otros codeterminantes.

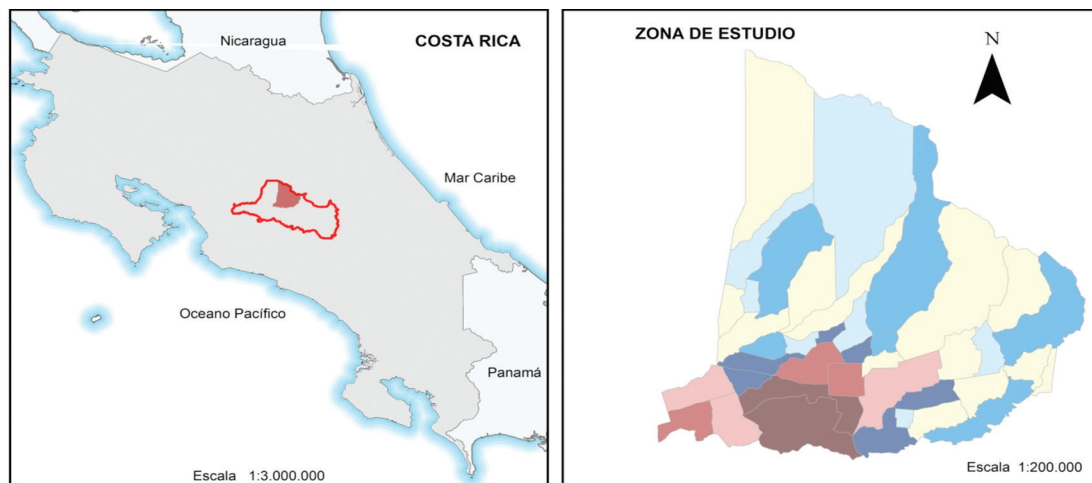
Este artículo se divide en seis secciones. La primera parte resume el objetivo, los principales hallazgos y esquematiza la estrategia metodológica. Las consideraciones conceptuales se desarrollaron en un segundo apartado; a partir de ellas, se planteó un modelo que es descrito en la tercera sección. La cuarta parte resume los detalles de aplicación de la metodología en tanto que la quinta describe la base de datos. El último apartado incluye resultados, su análisis y síntesis en el contexto de las políticas públicas regionales.

II. METODOLOGÍA

1. Zona de Estudio

La zona de estudio se localiza en el Gran Área Metropolitana de Costa Rica (GAM), y está compuesta por los cantones de Heredia, Barva, Santo Domingo, San Rafael, San Isidro, Belén y San Pablo que forman parte del Área Metropolitana de Heredia. La GAM cuenta con una extensión territorial de 196,700 Ha. que equivalen al 3,83% del territorio nacional, e incluye un anillo de contención urbana de 44,200 ha. La zona de estudio comprende cerca de 27.538 Ha lo que representa cerca del 14% del área de la GAM (ver Figura 1).

FIGURA 1
ZONA DE ESTUDIO



*Línea roja del recuadro de la izquierda hace referencia a la GAM.

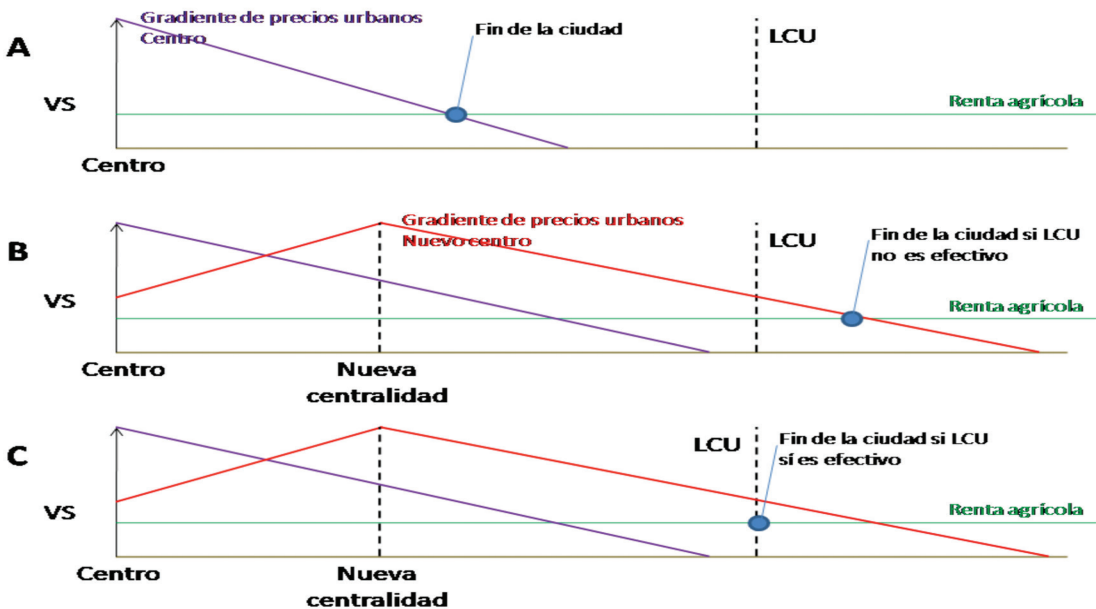
2. Marco conceptual

La evaluación del impacto de límites de crecimiento urbano sobre los valores del suelo tiene una muy larga trayectoria. Existe muchísima evidencia de que el establecimiento de un límite de crecimiento urbano causa un diferencial de precios entre el espacio dentro de ese límite y el espacio fuera de él: desde los estudios de Knaap (1985) sobre el límite de crecimiento de la ciudad de Portland hasta evaluaciones mucho más recientes (e.g. Grout et al., 2011)⁴. Notable entre ellos es el trabajo de Nelson (1986), quien interpreta los cambios en los valores del suelo como consecuencia del efecto restrictivo sobre el desarrollo de un límite de crecimiento (nótese que el efecto es sobre el valor del suelo y no necesariamente sobre el valor de las viviendas; el precio de la vivienda depende de la disponibilidad a pagar de sus consumidores, que es independiente de su escasez).

Un límite de crecimiento modifica el gradiente de precios si prohíbe al mayor y mejor uso localizarse en cierto espacio. Así, la renta urbana pasa a ser 0 y se le asigna a ese espacio la renta máxima de la producción agrícola (en las Figuras 2 y 3, simplificada como una línea horizontal, aunque también es sujeto de costos de transporte a mercados, etc.)

Desde el punto de vista teórico, la renta del suelo viene dada por la disponibilidad a pagar del mayor y mejor uso (Smolka, 1983), de modo que las restricciones regulatorias – aún en equilibrio – solo modificarían un eventual gradiente de precios si cambian el mayor y mejor uso de una localización. Es posible una modificación al gradiente de precios, si se produce densificación adicional. En particular, el principal determinante del mayor y mejor uso no es la intensidad del entorno, sino la posición con respecto a centralidades de una localización particular (posición que no se ve afectada per se por la restricción en el borde), de modo que el gradiente solo cambiaría si se expandiera el centro o surgiera una nueva centralidad.

FIGURA 2
POSIBLES REACCIONES DEL GRADIENTE DE PRECIOS ANTE EL CRECIMIENTO URBANO EN LA PERIFERIA



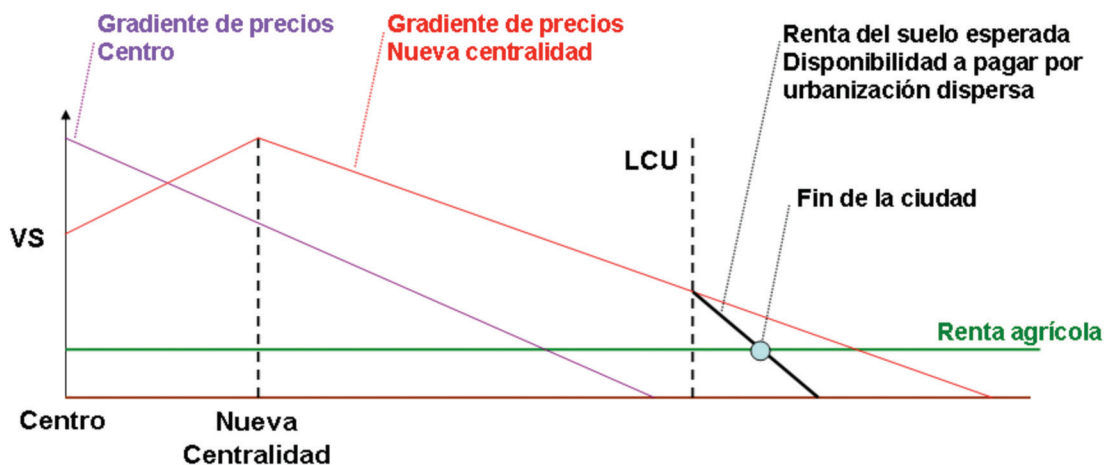
⁴ Cuando los límites de crecimiento en efecto restringen el desarrollo urbano. Cho et al. (2008), por ejemplo, discuten el caso de una regulación débil que no tiene impacto sobre los valores del suelo (en Knoxville, Tennessee, Estados Unidos).

La Figura 2 representa conceptualmente los impactos de un límite de crecimiento urbano. Cuando el límite se definiera innecesariamente (Figura 2A), la renta del suelo urbano – función de los costos de transporte al centro y cuya variación con respecto al centro está representada por la línea violeta – llegaría a igualar la renta agrícola en un punto dentro del límite de crecimiento urbano. Este punto (azul) marca el fin de la ciudad: los propietarios más allá de él obtienen una renta mayor de cultivar la tierra que de urbanizarla. Conforme la ciudad crece (un efecto representado en la figura 2B por el cambio de pendiente en los gradientes urbanos), emergen nuevas centralidades (gradiente urbano rojo).

Si el límite de crecimiento urbano no es efectivo, la ciudad terminará más allá de este (representado por el punto azul de la figura 2B). En caso de que sí lo fuera (figura 2C), la ciudad termina donde la renta urbana es aún mayor que la renta agrícola. Esto, a su vez, genera dos incentivos: los propietarios de las tierras agrícolas más allá del límite de crecimiento, pero que podrían obtener una renta urbana mayor a la renta agrícola, probablemente especularán con el valor del suelo y presionarán políticamente por la eliminación del límite de crecimiento urbano (o cuando menos, por su expansión). A su vez, algunos usos urbanos tienen un fuerte incentivo para localizarse ilegalmente más allá del límite de crecimiento. Simultáneamente, la ciudad posiblemente se densifique dentro de los límites establecidos.

En el caso de la Gran Área Metropolitana, dadas las posibilidades de construir una vivienda en parcelas agrícolas (propiedades con un tamaño mínimo de 5000 m²), teóricamente para el propietario de la finca y sus trabajadores, se produce una urbanización en muy baja densidad que es compatible con algunos de los objetivos ambientales del límite de crecimiento⁵. En este caso, la renta (el valor) del suelo es menor o igual que la línea roja del gradiente urbano (pues el mayor y mejor uso para esa localización probablemente es más denso que la urbanización tolerada, o a lo sumo, igual de denso) y mayor que la línea verde de la renta agrícola. La Figura 3 esquematiza esta situación, que es la hipótesis sobre la forma del gradiente de precio urbano en el límite de crecimiento de la zona de estudio.

FIGURA 3
EFECTO ESPERADO DEL LÍMITE DE CRECIMIENTO SOBRE EL GRADIENTE DE PRECIOS
EN LA ZONA DE ESTUDIO



5 Pero no con otros, por ejemplo la preservación de suelos fértiles para producción agropecuaria.

3. Formalización del modelo conceptual

La modelación del valor del suelo tiene por objetivo aislar el impacto del límite de crecimiento de otras tendencias y patrones. Se propuso un modelo de precios hedónicos según el cual el valor del suelo depende del área de la propiedad, la relación entre el valor de la construcción y el valor del suelo, el tiempo de viaje (en condiciones de flujo libre) a San José y a Heredia, la pendiente y la posición con respecto al límite de crecimiento urbano.

El modelo propuesto se formalizó en la ecuación [1]. Su estructura permite la interpretación de los resultados en un marco de modelación causal, utilizando la técnica de diferencia-en-diferencias.

$$VS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot AREA_{it} + \beta_2 \cdot BtoLR_{it} + \beta_3 \cdot SJTT_i + \beta_4 \cdot HETT_i + \beta_5 \cdot SLP_i + \delta_1 \cdot LCU_{it} + \sum \delta_j A_j + \mu \quad [1]$$

donde:

- VS es igual al valor del suelo (deflactado por el índice de precios a la construcción), dividido por el área de la parcela.
- AREA es el área de la parcela, en metros cuadrados.
- BtoLR es la razón entre el valor de la construcción y el valor del suelo.
- SJTT es el tiempo de viaje más corto a San José bajo condiciones de flujo libre, en minutos.
- HETT es el tiempo de viaje a Heredia bajo condiciones de flujo libre, en minutos.
- SLP es el porcentaje de pendiente en una celda de 20x20 metros sobre la cual se ubica la propiedad cuyo valor del suelo se modela.
- LCU es una variable categórica igual a 1 para las propiedades más allá del límite de crecimiento urbano.
- T es una variable categórica igual a 1 para el año 2007 y 0 para el periodo 1997-1999
- LCU·T es el producto de LCU y T.
- μ es el término de error, que debe ser aleatorio con media 0 y desviación estándar σ^2 para que sea apropiado utilizar mínimos cuadrados ordinarios.

Dado el carácter espacial de la base de datos, es posible que exista correlación espacial en el término de error, en cuyo caso se supone que este tiene un proceso autoregresivo – la suposición más común (Anselin y Bera, 1998) – de la forma:

$$\mu = \lambda \cdot W \cdot v + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad [2]$$

donde W es una matriz de pesos que refleja las relaciones espaciales entre cada punto (dato) y sus vecinos, v es un vector que incluye la parte sistemáticamente correlacionada (a través del proceso espacial) del error, λ es el parámetro que representa la autoregresividad espacial del error, dado el proceso de dependencia espacial resumido en W, y ε es un el error homoscedástico, como se especificó.

Todas las variables, excepto LCU, T y LCU·T, corresponden a logaritmos naturales de los valores originales.

El modelo retoma la hipótesis central de este trabajo sobre el impacto del límite de crecimiento urbano sobre los valores del suelo. Específicamente, busca simultáneamente sintetizar los siguientes efectos: (a) que los valores del suelo más allá del límite de crecimiento son menores que los valores del suelo dentro de él, (b) que los valores del suelo aumentan con el paso del tiempo y (c) que los valores del suelo más allá del límite de crecimiento aumentan más rápidamente que los valores del suelo dentro de él (porque el mayor y mejor uso, con el crecimiento de la ciudad, pasa de

agropecuario a residencial en baja densidad a lo cual deben sumarse los factores que justifican el incremento general de precios del suelo).

El efecto (a) – diferencial de precios entre áreas dentro y fuera del límite de crecimiento urbano – es medido en el modelo por el signo, magnitud y significancia del coeficiente δ_1 (que debería ser negativo). El efecto (b), apreciación de los valores del suelo, es descrito por el signo, magnitud y significancia del coeficiente δ_2 (que debería ser positivo). El efecto (c) corresponde al impacto causal del límite de crecimiento y está representado por un coeficiente δ_3 positivo y significativo. En este caso, el mejor modelo teórico para representar el gradiente de precios es la figura 3. Si, en cambio, el coeficiente δ_3 fuera negativo, entonces el comportamiento del gradiente vendría dado por la figura 2C.

4. Instrumentos econométricos y estadísticos

Modelos de precios hedónicos

Un modelo de precios hedónicos describe el precio de bienes que tienen varios atributos. Cuando un consumidor adquiere este bien, en la práctica, está adquiriendo una canasta que incluye todos sus atributos (es decir, el consumidor obtiene utilidad de los atributos del bien antes que del bien mismo). De ahí se sigue que es posible descomponer el precio del bien en función de sus atributos.

En general, modelos de regresión que describen el valor del suelo en función de diversos atributos de cada propiedad individual o de su entorno pueden interpretarse como modelos de precios hedónicos (incluso si no se designan como tales, algo relativamente frecuente dado lo extendido del uso de los modelos de precios hedónicos). En particular, los modelos de precios hedónicos son muy populares para investigar los efectos de la accesibilidad sobre el valor del suelo (e.g. Maciel y Biderman, 2010, Rodríguez y Mojica, 2009), describir dinámicas agregadas de los modelos de localización residencial como el gradiente de precios (Biderman, 2001) e incluso evaluar el efecto de políticas públicas (e.g. Knaap, 1985, Chamblee et al., 2009, Lynch et al., 2007).

La técnica diferencia-en-diferencias

La técnica de diferencia-en-diferencias es una formalización que permite aislar el efecto de un cambio en un grupo “tratado”, comparado con un grupo de control – que no fue sujeto de ese cambio, pero cuya evolución es similar en cualesquiera otros aspectos al grupo “tratado”. La técnica fue primero propuesta por Ashenfelter y Card (1985). Consiste en la formulación de un modelo de regresión que incluya los siguientes términos:

$$y = \beta_0 + \sum \beta_i x_i + \delta_1 \cdot r_i + \delta_2 \cdot T + \delta_3 \cdot r_i \cdot T + \mu \quad [3]$$

donde r_i es una variable dicotómica igual a 1 si el dato pertenece al grupo de control y 0 si no; T es una variable dicotómica igual a 1 si el dato corresponde al segundo periodo y 0 si corresponde al primero; el efecto que se busca evaluar ocurrió entre $T = 0$ y $T = 1$, y $r_i \cdot T$ es la interacción de ambos. El impacto atribuible al efecto que se evalúa – el cambio asociado exclusivamente al grupo tratado y, por tanto, consecuencia del tratamiento – se mide mediante el coeficiente de regresión δ_3 .

Econometría espacial

En el sentido amplio, puede definirse la dependencia espacial como la coincidencia entre similitud de valores y similitud de localizaciones en una serie de datos o, formalmente (Anselin y Bera, 1998),

$$\text{Cov}(y_i, y_j) = E(y_i \cdot y_j) - E(y_i) \cdot E(y_j) \neq 0 \quad [4]$$

El problema metodológico introducido por la dependencia espacial surge porque, al estimar regresiones, dos variables con patrones espaciales pueden estar fuertemente relacionadas no por la relación sustantiva entre ellas sino porque ambas comparten el mismo patrón de dependencia espacial.

Un rezago espacial es análogo al concepto que se aplica en series temporales. La diferencia principal es que, en el caso de series temporales, solo existe una dimensión y un dato relacionado a través del rezago. En el espacio, existen dos dimensiones; dentro del área de influencia de cada dato i , pueden existir k valores que influyen sobre el valor de i (y cada uno de ellos influye de forma diferente, según si está más próximo o lejano a la posición de i). Las relaciones espaciales entre diversos datos pueden resumirse en una matriz cuadrada de $n \times n$ (n siendo la cantidad de registros en la base de datos) de pesos W ,

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & \dots & w_{i1} & \dots & w_{n1} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ w_{1j} & \dots & w_{ij} & \dots & w_{nj} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ w_{1n} & \dots & w_{in} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad [5]$$

donde cada entrada w_{ij} es la relación entre el registro i (con la posición en el espacio correspondiente a las coordenadas (x_i, y_i)) y el registro j para los n registros de la base de datos. Estas entradas se utilizan como factores de ponderación en el análisis de econometría espacial mayor (se parecen inherentemente más, por su misma cercanía) que datos lejanos. Para efectos del análisis en esta sección, se ha utilizado el inverso de la distancia euclídeana. Este es un factor de ponderación común y simple, que refleja la importancia de la cercanía entre registros.

En econometría espacial, existen dos tipos comunes de autocorrelación: autocorrelación en los datos de la variable independiente, que obliga a introducir un rezago espacial sobre ella, y autocorrelación en los errores de un modelo lineal. En el caso más general,

$$y = \beta_0 + \rho \cdot W_1 \cdot y + \sum \beta \cdot x + \mu, \quad \mu = \lambda \cdot W_2 \cdot v + \varepsilon \quad [6]$$

donde W_1 y W_2 son matrices de pesos espaciales que no necesariamente son iguales; estas matrices reflejan los procesos de autocorrelación en la variable dependiente y en el término de error, respectivamente (véase Anselin y Bera, 1998, para un tratamiento más detallado del tema, así como variaciones sobre el modelo planteado). Los parámetros ρ y λ representan, respectivamente, la autocorrelación en la variable dependiente y en el término de error. Si no se incluyeran estos rezagos, en caso de existir un proceso de dependencia espacial, los coeficientes estimados estarían probablemente sesgados.

La estimación de modelos con dependencia espacial sigue, en general, el siguiente proceso: para un modelo lineal y una estructura supuesta de relaciones espaciales (resumida en la matriz de pesos espaciales W), se prueba si existe un sesgo por dependencia espacial: primero en la variable dependiente y después sobre los residuos del modelo lineal. Si existiera, se estima una regresión utilizando esta misma matriz de pesos para definir el error y/o rezago espacial – u otras formas más complejas de econometría espacial. En el análisis realizado, se ha supuesto $W_1 = W_2 = W$.

Sobre la base del modelo lineal, se estiman en este trabajo seis pruebas para explorar potenciales sesgos por dependencia espacial: la I de Moran sobre la variable dependiente, la I de Moran

(modificada) sobre los residuos y las cinco pruebas de multiplicadores de Lagrange propuestas por Anselin et al. (1996) para detectar dependencia por autocorrelación espacial, por correlación espacial en los términos de error, por autocorrelación dada la existencia de correlación de errores y viceversa.

En todos los casos, las entradas de la matriz de pesos se definen como el inverso de la distancia euclídeana entre cada par de puntos si estos están a menos de 5000 m entre sí; y 0 en caso contrario.

Cuando en un modelo particular se detectó la presencia de algún proceso de dependencia espacial, se estimó el modelo con rezago espacial. A este modelo, se le realizó la prueba de multiplicadores de Lagrange para detectar correlación espacial de los errores (pues es posible que, una vez controlada la autocorrelación de la variable dependiente, no exista sesgo en el término de error). Únicamente en los casos en que los errores del modelo con rezago espacial presentan correlación, se estimó el modelo con rezago y correlación de errores.

Estimaciones

La asignación de las características del entorno a la base de datos se realizó utilizando el programa ArcGIS 10.0™. Específicamente, se transformaron coberturas tipo raster en geodatos vectoriales puntuales. Estos fueron asociados a los puntos con valor del suelo conocido mediante la operación Spatial Join al punto más cercano.

Todas las estimaciones econométricas y estadísticas se realizaron utilizando el programa R (R Development Core Team, 2011). Los paquetes car (Fox y Weisberg, 2011) y lmtest (Zeileis y Hothorn, 2002) se emplearon para realizar pruebas de heteroscedasticidad y factor de inflación de la varianza (multicolinealidad). El paquete spdep (Bivand, 2011) se utilizó para probar y estimar regresiones con efectos espaciales.

Fuente de datos

El análisis que se presenta utiliza la base de datos de hipotecas del Banco Nacional de Costa Rica; se ha adoptado el resultado del avalúo que el banco realiza como representativo del valor de mercado.

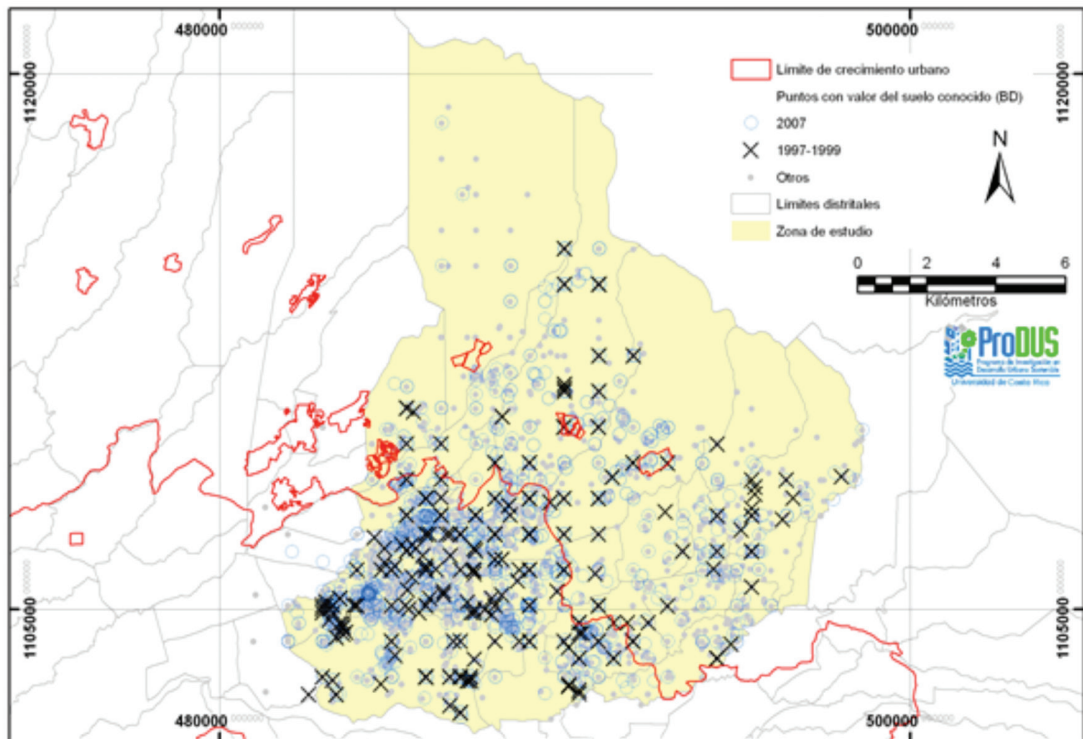
De la base de datos nacional, se extrajeron y geolocalizaron las propiedades de seis cantones de Heredia: Heredia, Barva, Santo Domingo, San Rafael, San Isidro, Belén y San Pablo. El proceso de geolocalización involucró asignar, para cada propiedad y a partir del número del plano catastral, las coordenadas del inmueble en el Registro de Bienes Inmuebles. La base de datos incluye muchas variables que describen cuantitativa y cualitativamente cada inmueble. Desgraciadamente, la mayoría de variables se encuentran muy poco sistematizadas por lo cual su utilización en un marco cuantitativo es poco eficiente. Aún así, la base de datos constituye una muy importante y valiosa fuente de información⁶. De ella, se han extraído las siguientes características:

- Valor del suelo, estimado como: $[(\text{Valor Total} - \text{Valor Construcción}) / \text{Área Parcela}]$.
- Razón entre valor de la construcción y valor del suelo, que es igual a: $[(\text{Valor Construcción}) / (\text{Valor Total} - \text{Valor Construcción})]$.
- Área de la parcela en metros cuadrados.
- Coordenadas de la parcela en el sistema Lambert Norte (producto de combinar el número de plano, que es parte de la base de datos, con información del Registro de Bienes Inmuebles).

6 Descripción completas de la base de datos, posibles aplicaciones y limitaciones pueden encontrarse en Alfaro y Navarro (2009), Monge y Rojas (2009), y Núñez y Salas (2010).

- Año en que se otorgó la hipoteca.
- Los valores fueron deflatados utilizando el índice de precios de insumos para la construcción de vivienda (base enero 1976), elaborado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica.

FIGURA 4
BASE DE DATOS GEOLOCALIZADA PARA MODELACIÓN DEL VALOR DEL SUELO



La Figura 4 muestra la localización de los datos, separando 1997-1999, 2007 y todos los otros años, y el límite de crecimiento urbano de la región.

A cada registro se le asignaron características de su entorno: distancia con respecto a centralidades (San José y Heredia), pendiente y posición con respecto al límite de crecimiento urbano:

- El tiempo de viaje con respecto a Heredia se estimó bajo condiciones de flujo libre (velocidad de 60 KPH para todas las vías excepto las carreteras primarias, para las cuales se supuso 80 KPH). Se generó una superficie de tiempo de viaje siguiendo el procedimiento descrito en la sección IV y calculando las distancias al centro de Heredia.
- El tiempo de viaje a San José se estimó de la misma manera que para Heredia. Se estimaron por separado tiempos de viaje a la intersección entre el río Virilla, por una parte, y las rutas nacionales 1, 3, 5 y 32, por otra. A cada celda de la superficie se le asignó el menor valor de tiempo de viaje, entre estos cuatro.
- La pendiente se expresa en porcentaje en una celda de 20x20 m. Se asigna la dirección de la mayor pendiente posible.

- La posición del límite de crecimiento urbano se formaliza como una variable dicotómica igual a 1 para las propiedades más allá del límite de crecimiento (i.e. que tienen restricciones a la urbanización) y 0 si están dentro del límite de crecimiento.

La base de datos fue estructurada de modo que pudiera utilizarse para la estimación de la ecuación [1], es decir manteniendo la estructura del experimento natural. Se seleccionaron los registros de dos años: el año 2007 (el último año con información completa, pues los registros de 2008 llegan aproximadamente a julio de ese año) y el periodo 1997-1999 (se agregan tres años depreciando los incrementos en el valor del suelo entre ellos, dado el corto periodo de tiempo); esta agregación se debe a que hay muchos más registros-hipotecas en 2007 que en cualquier otro año (e incluso, hay cinco veces más registros en 2007 que en el conjunto de años 1997- 1999).

Las condiciones iniciales de este experimento natural (los datos correspondientes a 1997-1999) buscan reflejar el gradiente de precios del suelo representado por la Figura 2A: una ciudad en la cual el uso urbano no ha llegado aún a ocupar todo el espacio hasta el límite regulatorio (es decir, en que este límite de crecimiento urbano no es una restricción). Cuanto más antiguos los datos, mejor se refleja esta realidad en el modelo 2; pero debe subrayarse la falta de registros en los primeros años de la serie como una limitante al diseño del experimento: solo hasta 1998, se registran más de 100 hipotecas en un año; así, usar datos de años anteriores desbalancea los resultados al punto de poder introducir sesgos potenciales en ellos.

El año 2007, en cambio, puede ser descrito conceptualmente como un gradiente de precios similar a las Figuras 2C o 2: con una reducción sustancial del valor del suelo con respecto al gradiente promedio de la región. El experimento parece apropiado, dada la enorme expansión urbana de la región en sus bordes durante la última década: aunque la situación de 1997-1999 no sea estrictamente la reflejada por la Figura 2A (i.e. que el límite de crecimiento ejerza alguna restricción), es claro que para 2007 este efecto debería ser mucho más profundo.

III. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

1. Determinantes del valor del suelo

En general, los modelos hedónicos estimados son variantes de un modelo básico, dado por la ecuación [7]. Los Cuadros 1 a 3 resumen las magnitudes y significancia estadística de estos coeficientes para las cuatro variantes del modelo estimadas. Los resultados son sistemáticamente consistentes a través de distintas especificaciones y cambios en las muestras.

$$VS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot AREA_{it} + \beta_2 \cdot BtoLR_{it} + \beta_3 \cdot SJTT_i + \beta_4 \cdot HETT_i + \beta_5 \cdot SLP_i \quad [7]$$

En total, se estimaron trece variantes del modelo: mínimos cuadrados ordinarios para todos los modelos; correcciones de heteroscedasticidad para los modelos 1 y 2 (el modelo 3 no presentó heteroscedasticidad) y modelos con rezagos y/o errores espaciales para los modelos 1 y 2 (el modelo 3 no presentó efectos espaciales). Los tres resultados reportados son resultados no sesgados de los resultados obtenidos.

CUADRO 1
COEFICIENTES DE REGRESIÓN DE VARIABLES SELECCIONADAS (MODELO 1)

Variable	Modelo 1. ML con dependencia espacial (Ecuación [1] / Base de datos: 1997-1999 y 2007 (1929 registros) / Rezago espacial / Método de estimación: máxima verosimilitud)			
	Estimate	Std.Error	z value	Pr(> z)
Intercepto	5.7914	0.4414	13.4873	<2.2e-16
Razón Valor de construcción / Valor de suelo [BtoLR]	-0.0126	0.0029	-3.7834	0.0003
Área de parcela [AREA]	-0.3530	0.0120	-27.9103	<2.2e-16
Límite de crecimiento urbano (fuera = 1) [LCU]	-0.0214	0.0678	-0.2352	0.7349
Tiempo de viaje a San José - flujo libre [SJTT]	-0.1690	0.0256	-5.9810	0.0000
Tiempo de viaje a Heredia - flujo libre [HETT]	-0.0912	0.0261	-3.0708	0.0019
Pendiente [SLP]	-0.0003	0.0049	-0.0474	0.9342
T (año 2007 = 1)	0.5610	0.0340	17.1705	<2.2e-16
T x Límite de crecimiento urbano	-0.0901	0.0653	-1.2834	0.1557
Rho (rezago espacial)	0.2820	0.0613	4.5994	0.0000
Varianza residual del ML sigma cuadrado		0.2536		
Criterio de información de Akaike		2851.1		
Estadístico de Wald (probabilidad)		21.155 (4.2363e-06)		
Log likelihood		-1414.5360		
N		1929		
Estadístico LM de autocorrelación espacial de residuos (probabilidad)		3.1885 (0.074158)		

CUADRO 2
COEFICIENTES DE REGRESIÓN DE VARIABLES SELECCIONADAS (MODELO 2)

Variable	Modelo 2. ML con dependencia espacial. Ecuación [1] excluyendo términos LCU.T y T / Base de datos: solo registros de 2007 (1552 registros) / Rezagó espacial y error espacial / Método de estimación: máxima verosimilitud			
	Estimate	Std.Error	z value	Pr(> z)
Intercepto	13.186	0.6542	19.3502	<2.2e-16
Razón Valor de construcción / Valor de suelo [BtoLR]	-0.0143	0.0033	-3.6008	2.08E-04
Área de parcela [AREA]	-0.3578	0.0133	-26.9413	<2.2e-16
Límite de crecimiento urbano (fuera = 1) [LCU]	-0.132	0.0559	-2.7981	0.00136
Tiempo de viaje a San José - flujo libre [SJTT]	-0.3311	0.0454	-7.3129	5.41E-12
Tiempo de viaje a Heredia - flujo libre [HETT]	-0.2371	0.0379	-5.918	4.65E-09
Pendiente [SLP]	-0.001167	0.0055	-0.2102	0.7416
Rho (rezago espacial)	-0.6238	0.0872	-6.8825	5.88E-12
Lambda (error espacial)	0.9617	0.0194	49.201	<2.2e-16
Varianza residual del ML sigma cuadrado			0.2611	
Criterio de información de Akaike			2380.1	
Log likelihood			-1180.055	
N			1552	

CUADRO 3
COEFICIENTES DE REGRESIÓN DE VARIABLES SELECCIONADAS (MODELO 3)

Variable	Modelo 3. 1997-1999. Ecuación [1] excluyendo términos LCU.T y T / Base de datos: solo registros de 1997-1999 (377 registros) / Sin evidencia de procesos espaciales ni de heteroscedasticidad / Método de estimación: mínimos cuadrados ordinarios		
	Coefficiente	Error Std.	Estadístico t (Pr(> t))
Intercepto	6.1940	0.3160	21.3210 <2e-16***
Razón Valor de construcción / Valor de suelo	-0.0001	0.0058	-0.0132 0.9899
Área de parcela	-0.3109	0.0256	-11.791 <2e-16***
Límite de crecimiento urbano (fuera = 1)	-0.1761	0.0709	-2.381 0.01129*
Tiempo de viaje a San José - flujo libre (min.)	-0.1453	0.0370	-3.657 0.00025***
Tiempo de viaje a Heredia - flujo libre (min)	-0.1300	0.0437	-2.785 0.00513**
Pendiente	0.0101	0.0102	1.109 0.2511
Error estándar de residuales		0.3943	
370 grados de libertad		0.5420	
R2		0.5346	
R2 ajustado		72.97 (<2.2e-16)	
Estadístico f (probabilidad) 6 y 1545 grados de libertad		4.97 (0.5477)	
Prueba de Breusch-Pagan de heteroscedasticidad (probabilidad). 6 grados de libertad			
N			377

Los tiempos de viaje a centralidades importantes son un elemento central del modelo. Los modelos clásicos de localización residencial conciben la renta del suelo urbano como un intercambio entre costo de transporte (distancia al centro) y costo de la vivienda (renta del suelo), (véase Glaeser (2008)). Los signos y significancia de los coeficientes de tiempo de viaje a San José y Heredia confirman esta relación: son todos negativos y significativos al 99% de nivel de confianza. La elasticidad al tiempo de viaje a San José es de alrededor del 17% (negativo). Para Heredia, el valor es sistemáticamente menor a San José: similar en 1997-1998 (-0,145 con respecto a San José, -0,13 con respecto a Heredia) y más importante en 2007 en San José (-0,331 vs. -0,237 para Heredia). La elasticidad parece haber aumentado en el tiempo (aunque no se probó la interacción de estos factores con variables dicotómicas que representaran periodos), lo cual tiene sentido en el marco de la teoría: los tiempos de viaje representan condiciones de flujo libre (sin congestión). Conforme aumentan los flujos viales en la zona de estudio, el tiempo de viaje real es mucho menor que el valor en flujo libre, lo cual implica viajes más caros. En consecuencia, el impacto de este factor sobre la renta del suelo es mayor.

Parece también claro que (en promedio) el efecto del límite de crecimiento es un diferencial de precios negativo: los valores más allá del límite de crecimiento urbano tienden a ser menores que los valores dentro de dicho límite. Esto es cierto para dos de tres modelos (2 y 3), que presentan coeficientes negativos y significativos al 98% de nivel de confianza. El único caso no significativo (modelo 1, de diferencia-en-diferencias) se discute posteriormente.

2. El impacto causal del límite de crecimiento

A partir del modelo de precios hedónicos base, es posible concluir que el valor del suelo más allá del límite de crecimiento es menor que dentro de él (una vez controladas las características del inmueble y la accesibilidad a las centralidades más importantes). La hipótesis general planteada es que, conforme la ciudad ha crecido, el límite de crecimiento, básicamente ineficiente en la zona de estudio, se ha transformado en una restricción real. Esta restricción no prohíbe completamente la urbanización, pero sí la limita a desarrollos en muy baja densidad. Como consecuencia, la renta del suelo observada es menor que la renta del suelo teórica (que existiría en ausencia del límite de crecimiento porque, en principio, el mayor y mejor uso en este espacio sería más intenso que el tipo de urbanización tolerada por la regulación), pero mayor que la renta agrícola – la rentabilidad de una parcela de café, que es el cultivo predominante en la zona de estudio—. Esta última relación fue demostrada explícitamente en Pujol y Pérez (2012) utilizando variantes de los modelos de precios hedónicos aquí reportados.

El modelo de diferencia-en-diferencias, formalizado en la ecuación [1], permite establecer el efecto causal del límite de crecimiento. Este resultado es fuertemente dependiente de los supuestos sobre expansión urbana realizados (i.e. la coincidencia de los precios del suelo 1997-1999 con el gradiente representado en la Figura 1A y la aleatoriedad de los datos). Los resultados estimados se muestran en la ecuación [8]:

$$VS_{it} = 5,7913 - 0,0214 \cdot LCU_{it} + 0,5610 \cdot T_t - 0,0901 \cdot T_t \cdot LCU_{it} + \sum \beta_i V_i \quad [8]$$

(13,4873)
(0,2352)
(17,1705)
(1,2184)

El coeficiente δ_1 (correspondiente a la variable LCU_{it}) no es significativo ($t = 0,2352$), lo cual implica prima facie que el límite de crecimiento no actúa como una restricción: no existe una diferencia entre el valor del suelo más allá del límite de crecimiento y los valores del suelo dentro de dicho límite.

El coeficiente debería ser negativo y significativo porque se espera una renta más allá del límite de crecimiento menor que la renta urbana: sea porque es la renta agropecuaria, sea porque se

restringe el mayor y mejor uso. Caso contrario, la ciudad debería extenderse en forma continua más allá del límite de crecimiento urbano (es decir, se viola el supuesto de que el gradiente se comporta como la figura 1A en el periodo inicial).

El coeficiente δ_2 de la variable T representa la apreciación del suelo durante la década que va de 1997 a 2007. Es fuertemente significativo y positivo (como cabe esperar) y de una magnitud considerable: la elasticidad estimada es de un +0,561.

El coeficiente δ_3 , que mide el tratamiento (i.e. el cambio del gradiente, de acuerdo con las hipótesis planteadas), tampoco es significativo aunque el valor de t (1,2184) es mucho mayor que el estadístico t del coeficiente δ_1 . Este resultado, en conjunto con la no significancia del coeficiente δ_1 , sugiere que el gradiente de precios no varía en el límite de crecimiento urbano.

Además de la evidencia del modelo hedónico base, los patrones de urbanización (véase Pujol y Pérez, 2012) fuertemente sugieren que las conclusiones derivadas de analizar los coeficientes δ_1 y δ_3 no son consistentes con las realidades del mercado inmobiliario. Es posible que la variación temporal sea mucho mayor que la variación espacial, por lo cual este primer diferencial dominaría sobre los resultados promedio. Las variables LCU·T y T están altamente correlacionadas; pero se descartaron problemas de multicolinealidad mediante pruebas de inflación de varianza. Los potenciales problemas por distribución espacial de los datos fueron controlados al introducir (o probar la inexistencia) de efectos que consideran la autocorrelación espacial.

Alternativamente, es posible que exista algún sesgo por variable omitidas – en particular, por interacciones entre otros determinantes y el efecto causal. El resultado observado en la ecuación [8] (no significancia del diferencial entre las propiedades dentro y fuera del LCU) se atribuiría a que este diferencial no es discreto, sino un cambio en el gradiente de precios (refiérase a la Figura 2). En términos del modelo 2, esto implicaría que la interacción entre las variables de costo de viaje a centralidades y los términos LCU y T·LCU deben ser significativas.

Esta explicación fue explorada mediante la estimación del modelo representado por la ecuación [9] –nótese que esta es una versión reducida del modelo planteado en la ecuación [1], con el fin de concentrarse en las interacciones esenciales y cuyos resultados se reportan en la ecuación [10] (se incluyeron correcciones tanto por rezago espacial como por correlación espacial del término de error; la magnitud y signo del coeficiente y el valor del estadístico t, que se indica entre paréntesis bajo cada coeficiente):

$$VS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot SJTT_i + \delta_1 \cdot LCU_{it} + \delta_2 \cdot T_t + \delta_3 \cdot LCU_{it} \cdot T_t + \beta_2 \cdot LCU_{it} \cdot T_t \cdot SJTT_i + \mu \quad [9]$$

$$VS_{it} = \underset{(4,923)}{1,297} - \underset{(3,937)}{0,0981} \cdot SJTT_i - \underset{(3,198)}{0,238} \cdot LCU_{it} + \underset{(13,841)}{0,534} \cdot T_t + \underset{(3,986)}{1,721} \cdot LCU_{it} \cdot T_t - \underset{(4,882)}{0,310} \cdot LCU_{it} \cdot T_t \cdot SJTT_i + \mu \quad [10]$$

Pese a su forma simplificada, este modelo parece más acertado que el modelo 1 para describir los cambios ocurridos en el valor del suelo en la zona de estudio. Los valores ubicados más allá del límite de crecimiento son, en promedio, menores que aquellos ubicados dentro (elasticidad de LCU igual a -0,238).

La apreciación de las propiedades fuera del límite de crecimiento es de tales proporciones que, en el límite de crecimiento mismo, estas son más valiosas que el promedio de toda la serie de datos. Nótese que este promedio incluye datos de 1997-1999, consistentemente más bajos que los valores de 2007; por esta razón, el resultado es consistente con el modelo 2, que predice un valor promedio menor fuera del límite de crecimiento cuando solo se consideran los valores del suelo de 2007.

El gradiente de precios en efecto se vuelve más pronunciado, durante el segundo periodo, a partir del límite de crecimiento urbano. Este efecto es tan fuerte que las propiedades ubicadas a seis

minutos o más del límite de crecimiento, ya han agotado el efecto (específico más allá del límite de crecimiento) de la apreciación del valor del suelo; es decir,

$$VS_{ii} - f(LCU, SJTT) = 1,721 \cdot 1 \cdot 1 - 0,310 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 6 \leq 0 \quad [11]$$

Este resultado, asimismo, permite explicar por qué los coeficientes de LCU y de T·LCU del modelo 2 no son significativos: el efecto espacial de LCU, negativo, y el cambio de gradiente (interacción entre LCU, T, y tiempo de viaje a San José) se compensan con la apreciación que sufren las propiedades más allá del límite de crecimiento (interacción entre LCU y T), de modo que el efecto conjunto de estas tres dinámicas es nulo en promedio – y por lo tanto, los coeficientes mencionados no son significativos en el modelo 2.

Esta apreciación es difícil de explicar dentro de la concepción simplificada que se ha utilizado. Puede obedecer a dos posibles efectos, los cuales además no son mutuamente excluyentes. Por una parte, el núcleo de población de San Isidro de Heredia no ha sido explícitamente definido (véase la figura 4) y, por ello, no está dentro del límite de crecimiento. Existe así un grupo de propiedades urbanas que en principio están sujetas a ciertas restricciones, pero en la práctica posiblemente se desarrollen libremente, dada la ambigüedad de la regulación. Estas propiedades introducen una debilidad en la política pública.

Simultáneamente, debe señalarse que el gradiente de precios – aunque representa la dinámica fundamental – no agota todas las interacciones existentes en el mercado inmobiliario. En particular, el desarrollo planteado no incorpora el efecto de externalidades ambientales. La mayor calidad del paisaje ubicado más allá del límite de crecimiento, podría también contribuir a explicar el diferencial observado.

IV. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

- Las estimaciones realizadas permiten concluir que sí ha existido un impacto del límite de crecimiento urbano sobre el gradiente de precios en la ciudad de Heredia. Los resultados observados son, en general, consistentes con las formalizaciones teóricas. Un efecto que era de esperar, no fue detectado: la segmentación del mercado del suelo en dos partes (rural y urbana). Esto es atribuible a la definición de la regulación, que aunque parcialmente define una zona de protección, ha sido lo suficientemente flexible como para permitir desarrollos urbanos de baja densidad más allá del límite de crecimiento.
- Tomando en conjunto los resultados observados con análisis complementarios sobre los patrones de área construida (Pujol y Pérez, 2012a y 2012b), así como comparaciones de las superficies de valores del suelo predichas con las rentas de productos agrícolas regionales (2012a), puede concluirse que el efecto restrictivo de la regulación ha sido relativamente importante. Queda pendiente por explorar el impacto simultáneo de otros factores, en particular los cambios en los patrones de accesibilidad asociados al aumento progresivo de la congestión en toda la región.
- Las deficiencias de la regulación regional señaladas en otros documentos (véase en particular el reporte completo de este proyecto: Pérez et al., 2011) tampoco deben ser subestimadas, pues al acercarse la ciudad a los parajes rurales de la interfaz peri-urbana, es de esperar que las contradicciones se intensifiquen. Pero tampoco deben subestimarse los logros del sistema. Por el contrario, reforzar los instrumentos existentes puede ser una base apropiada para extender la regulación regional hacia los ámbitos de acción de la planificación estratégica moderna.
- Es importante construir bases de datos que incorporen de manera más sistemática las características de las viviendas, su calidad y entorno de manera tal que permitirá crear indicadores que aproximen mejor el valor de las viviendas.

- El estudio refleja la realidad de una zona de la Gran Área Metropolitana (GAM), por lo que es importante replicar la investigación para toda la GAM u otras zonas que también son afectadas por el anillo de contención.

V. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alfaro, S. y D. Navarro. 2009. *Estudio de la formación del valor del suelo mediante herramientas geoestadísticas y modelación econométrica para el caso de Curridabat. 1998-2007*. Trabajo final de graduación, Licenciatura en Economía. San José, Costa Rica, Universidad de Costa Rica
- Anselin, L. y A.K. Bera. 1998. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics, en A. Ullah y D.E.A. Gilles (ed.) *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcell Dekker Inc., Nueva York
- Anselin, L., A.K. Bera, R. Florax y M.J. Yoon. 1996. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77-104
- Ashenfelter, O. y D. Card. 1985. Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *Review of Economics and Statistics*, 67(4), pp. 648-660
- Bivand, R. y contribuciones de M. Altman, L. Anselin, R. Assunção, O. Berke, A. Bernat, G. Blanchet, E. Blankmeyer, M. Carvalho, B. Christensen, Y. Chun, C. Dormann, S. Dray, R. Halbersma, E. Krainski, P. Legendre, N. Lewin-Koh, H. Li, J. Ma, G. Millo, W. Mueller, H. Ono, P. Peres-Neto, G. Piras, M. Reder, M. Tiefelsdorf y D. Yu. 2011. *spdep: Spatialdependence: weighting schemes, statistics and models*. R package version 0.5-32. <http://CRAN.R-project.org/package=spdep>
- Chamblee, J.F., C.A. Dehring y C.A. Depken. 2009. Watershed development restrictions and land prices: Empirical evidence from southern Appalachia. *Regional Science and Urban Economics*, 39(3), pp. 287-296
- Cho, S-H., N. Poudyal y D.M. Lambert. 2008. Estimating spatially varying effects of urban growth boundaries on land development and land value. *Land Use Policy*, 25(3), pp. 320-329
- Fox, J. y S. Weisberg. 2011. *An {R} Companion to Applied Regression (2nda edición)*. Sage, Thousand Oaks, CA. URL: <http://socserv.socsci.mcmaster.ca/jfox/Books/Companion>
- Glaeser, E.L. 2008. *Cities, Agglomeration and Spatial Equilibrium*. Oxford: Oxford University Press
- Knaap, G.T. 1985. The Price Effects of Urban Growth Boundaries in Metropolitan Portland, Oregon. *Land Economics*, 61(1), pp. 26-35
- Lynch, L., W. Gray y J. Geoghegan. 2007. Are Farmland Preservation Program Easement Restrictions Capitalized into Farmland Prices? What Can a Propensity Score Matching Analysis Tell Us? *Review of Agricultural Economics*, 29(3), pp. 502-509
- Maciel, V.F. y C. Biderman. 2010. The Impact of Highway Construction on Land Prices: The Case of the São Paulo's Beltway ('Rodoanel'). Presentado en el XXXVIII Encontro Nacional de Economia de la ANPEC, 7 a 10 de diciembre, URL http://www.anpec.org.br/encontro_2010.htm#TRABALHOS
- Monge, C.A. y A. Rojas. 2009. *Análisis geoespacial y modelación econométrica en el estudio de la formación del precio del suelo: el caso de los distritos Central y Gravilias del cantón de Desamparados 1997-2007*. Trabajo final de graduación, Licenciatura en Economía. San José, Costa Rica, Universidad de Costa Rica
- Nelson, A.C. 1986. Using Land Markets to Evaluate Urban Containment Programs. *Journal of the American Planning Association*, 52(2), pp. 156-171
- Núñez, P. y J.C. Salas. 2010. *La formación de precios del suelo: Caso de estudio del cantón de Escazú*. Trabajo final de graduación, Licenciatura en Economía. San José, Costa Rica, Universidad de Costa Rica

- Pérez, E., R. Pujol, L. Sánchez y L. Zamora. 2011. *Restricciones a la urbanización y valores del suelo en la Gran Área Metropolitana. El caso del Norte de Heredia* (Proyecto A9604). San José, Costa Rica: ProDUS, Universidad de Costa Rica
- Pujol, R. y E. Pérez. 2012a. *Crecimiento urbano en la región metropolitana de San José, Costa Rica. Una exploración espacial y temporal de los determinantes del cambio de uso del suelo, 1986-2010*. San José, Costa Rica: ProDUS, Universidad de Costa Rica e Instituto Lincoln
- Pujol, R. y E. Pérez. 2012b. *Impacto de la planificación regional de la Gran Área Metropolitana sobre el crecimiento urbano y el mercado inmobiliario*. Ponencia elaborada para el Decimotavo Informe Estado de la Nación. San José: Programa Estado de la Nación
- R Development Core Team (2011). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>
- Rodríguez, D.A. y C.H. Mojica. 2009. Capitalization of BRT network expansions effects into prices of non-expansion areas. *Transportation Research Part A*, 43(5), pp. 560-571
- Smolka, M.O. 1983. Precio de la tierra y valorización inmobiliaria urbana: esbozo para una conceptualización del problema. *Revista Interamericana de Planificación*, 15(60), pp. 70-89
- Zeileis, A. y T. Hothorn. 2002. Diagnostic Checking in Regression Relationships. *R News*, 2(3), pp. 7-10. URL <http://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/>



Todos los derechos reservados. Universidad de Costa Rica. Este artículo se encuentra licenciado con Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 3.0 Costa Rica. Para mayor información escribir a revista.iice@ucr.ac.cr