

Incidencia del CONEAT y otros factores de calidad en el precio de la tierra

Lanfranco, Bruno¹; Sapriza, Gonzalo²

*¹Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria. Dirección Postal: Estación Experimental «Wilson Ferreira Aldunate» INIA-Las Brujas. Ruta 48 Km 10. Rincón del Colorado. Canelones 90200, Uruguay
Correo Electrónico: bruno@inia.org.uy*

²Ex estudiante de la licenciatura en Economía de la UCUDAL.

Recibido: 31/8/09 Aceptado:21/7/10

Resumen

El objetivo de la presente investigación es cuantificar el impacto del índice de productividad CONEAT sobre los precios pagados por los inmuebles rurales en el Uruguay. El índice CONEAT intenta expresar la relación entre la capacidad de producción de un predio, medida en términos de carne y lana, y las unidades de suelo que lo componen. La ventaja de su uso radica en su fácil comprensión por parte de los agentes. La principal crítica es que utiliza exclusivamente parámetros de producción ganadera que hacen cuestionable su uso cuando se comparan inmuebles con otras aptitudes productivas. Sin embargo, aun se lo utiliza frecuentemente para tasar inmuebles rurales o comparar productividad entre inmuebles. Para estimar el valor monetario implícito que los agentes asignan al índice CONEAT, se utilizó un modelo de precios hedónicos. Se analizó información correspondiente a 1.407 transacciones efectuadas entre diciembre de 1993 y abril del 2005, abarcando una superficie de 2 millones de hectáreas. El análisis revela que el índice CONEAT mantiene una relación positiva, no lineal, con el precio de la hectárea. Junto a la aptitud de uso, la localización y las condiciones de mercado, todas estas son características relevantes en la formación de precios de los campos uruguayos.

Palabras clave: precios hedónicos, demanda por características, diferenciación de productos, productividad de la tierra

Summary

Incidence of the CONEAT Index and Other Quality Determinant Factors of Farmland Prices

The objective of this research is to determine the impact of the CONEAT productivity index over farmland prices in Uruguay. The CONEAT index attempts to express the relationship between land productivity, measured in terms of meat and wool production, and the type of soils present in the land. The advantage of this index is that it is easily understood by all agents operating in the agricultural sector. The main critic is that it considers exclusively parameters from livestock production, which may be questioned when applied to the comparison of land for other productive uses. In spite of this pitfall, the CONEAT index is widely used to value farmlands in Uruguay, as well as to compare productivity among rural lands. In order to assess the implicit money values that land traders assign to CONEAT productivity index, a hedonic price model was estimated. This study analyzes 1,407 land transactions, representing almost 2 million hectares, carried out between December 1993 and

January 2005. The findings reveal that the CONEAT index has a nonlinear positive relationship with the price per hectare. Along with productive aptitude, farm location, and market conditions, these are all relevant characteristics for farmland price formation in Uruguay.

Key words: hedonic prices, demand for characteristics, product differentiation, land productivity

Introducción

Es muy extensa la bibliografía internacional acerca del comportamiento de los precios de la tierra para uso agropecuario. Buena parte de estos trabajos, de los que solamente se mencionan algunos de los más relevantes, se han basado en series de tiempo y han sido muy útiles para identificar la dinámica de dicho comportamiento, las tendencias de largo plazo y la ocurrencia de cambios estructurales debido a shocks externos sobre los precios. Varios trabajos han estudiado los efectos que sobre el precio tienen variables como la tasa de interés, la inflación observada y esperada, el producto bruto y los cambios en la renta (Burt, 1986; Alston, 1986; Feldstein, 1980; Just y Miranowski, 1993; Weliwita y Govindasamy, 1997; Obi 2006), la relación con los precios de los commodities (Chavas y Shumway, 1982), los factores especulativos y la dualidad que caracteriza a la tierra como un bien de capital que es a la vez factor de producción y de inversión inmobiliaria (Barry, 1980; Feldstein, 1980; Tegene y Kuchler, 1993). Pero por sobre todo, la modelación basada en series de tiempo ha sido desarrollada con un objetivo implícito o explícito no solo de explicación sino -y fundamentalmente- de predicción (Pope *et al.*, 1979; Tegene y Kuchler, 1991).

A nivel nacional, mientras tanto, se destacan en esta línea los trabajos de Lorenzo y Lanzilotta (2002a; 2002b) y Sáder (2006). Por su parte, Lorenzo y Lanzilotta (2002a; 2002b) estudiaron el comportamiento del precio de la tierra en Uruguay entre 1970 y 2001, a partir de datos de transacciones de inmuebles rurales de más de 1.000 hectáreas, registradas por el Instituto Nacional de Colonización (INC). Analizando series de precios para tierras con CONEAT¹ bajo,

medio y alto, comprobaron que en el largo plazo, los distintos tipos de tierra se valorizaban de manera similar. La elasticidad de largo plazo del precio de la tierra respecto al valor de la producción fue apenas superior a uno, siendo superior a tres con respecto al tipo de cambio real. Sáder (2006) consideró la evolución del precio promedio de la hectárea (no forestada) entre 1969 y 2005 y reafirmó las hipótesis sugeridas previamente al verificar que las fluctuaciones en el precio de la tierra se relacionaban positivamente con la evolución de la actividad agropecuaria y la persistencia de inflación en dólares de la economía uruguaya.

En un estudio que no involucró un análisis econométrico formal, VALORA (2004) analizó la evolución del precio de campos con superficies mayores a 1.000 hectáreas en Uruguay, comercializados entre los años 1997 y 2003 y registrados por el INC. Los predios comercializados se clasificaron de acuerdo a sus aptitudes productivas en agrícola-ganadero, ganadero-arrocero, ganadero de ciclo completo, ganadero criador y forestal, utilizando información de CONEAT y de suelos, complementada en algunos casos con imágenes digitales. De acuerdo a este estudio, entre 1997 y 2000 el comportamiento de los precios fue muy similar para las diferentes orientaciones productivas, evolucionando en forma dispar y con mayor variabilidad, a partir de 2002. Los autores señalaron que podría estar ocurriendo una especialización progresiva de las actividades productivas, de manera que la evolución de los precios de distintos tipos de campo dependiera de la coyuntura particular de cada sub-sector.

Al expresarlos en base 100, los precios de los campos con CONEAT más bajo (<80) promediaron

¹El programa CONEAT (Comisión Nacional de Estudio Agroeconómico de la Tierra) fue creado en la década del 60 con el objetivo de fijar, mediante un índice, la capacidad productiva media del país y la de cada inmueble rural (Art. 65, Ley N° 13.695, del 24/10/1968). Si bien su creación se debió a la necesidad de implementar un nuevo régimen impositivo, con el tiempo se convirtió en una referencia para estimar la calidad de un predio y comparar su valor frente a otros de diferente capacidad productiva.

por encima de los precios de campos con índice más alto (150). Según los autores, no habría una correlación directa entre productividad medida a través del índice CONEAT y precio; de ser así, los tres tramos de CONEAT deberían exhibir un comportamiento similar. Los autores concluyeron que los campos con bajo nivel de productividad no encuentran un reflejo claro en el índice CONEAT (VALORA, 2004).

En esta misma línea, la oficina de Estadísticas Agropecuarias (DIEA) del Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca (MGAP) ha venido publicando estadísticas descriptivas sobre las transacciones de tierras para uso agropecuario en Uruguay. En dichos trabajos se han analizado diversos aspectos como ser evolución de las ventas, número de transacciones, superficie involucrada y precios promedio, por tamaño y por departamento, la cantidad de veces que se vende un mismo predio y la evolución en relación a los precios de productos e insumos agropecuarios (DIEA, 2007). Más recientemente se han agregado nuevos factores de análisis, como ser la nacionalidad y condición jurídica de los compradores y vendedores y el índice CONEAT de los padrones involucrados en las transacciones (DIEA, 2008).

Desde el punto de vista productivo, no obstante, la tierra puede ser vista como un factor de producción heterogéneo, pasible de ser diferenciado por una serie de características que revelan su productividad y, como consecuencia, su valor de mercado. Esta serie o conjunto de características está compuesta por elementos o atributos no modificables y por atributos que pueden serlo de acuerdo a la información del mercado (Palmquist, 1989). Cuando lo que se pretende es cuantificar el valor que los propios agentes le asignan a dichas características en el mercado, más allá de factores macroeconómicos o de largo plazo, existen instrumentos más adecuados que los modelos de series de tiempo o las estadísticas descriptivas.

Una alternativa válida la constituyen los modelos de precios hedónicos, los cuales permiten cuantificar la contribución marginal de cada uno de los atributos relevantes a la formación del precio de un inmueble rural, explicando así las variaciones de corto plazo y las diferencias que se observan en los mercados que involucran productos diferenciados.

Así, el precio de compraventa de un predio se puede descomponer en la sumatoria de los valores monetarios (precios implícitos) para cada una de las características que lo definen. Los modelos hedónicos han sido extensamente empleados para la investigación económica en diversas áreas. Algunos ejemplos de su aplicación pueden hallarse en estudios de variables ambientales y sociales en el mercado inmobiliario y en la valoración de tierras en zonas urbanas y suburbanas, rurales y forestales (Brannam *et al.*, 1981; Hardie y Nickerson, 2001; Herriges *et al.*, 2003; Tsoodle *et al.*, 2003; Munroe *et al.*, 2004; Bhattarai *et al.*, 2004; King y Schreiner, 2004; McLaren *et al.*, 2004; Obi, 2006).

El objetivo de este artículo es presentar algunos resultados de una extensa investigación llevada a cabo para determinar la contribución de las características más relevantes en el precio de los inmuebles rurales en el Uruguay, a través de un modelo de precios hedónicos. El artículo focaliza en una de las hipótesis de investigación, que plantea que el CONEAT mantiene una relación no lineal con el valor de la tierra, independientemente de otros factores, como la aptitud potencial de uso, el tamaño y la localización del predio, que también afectan los precios de mercado. El índice CONEAT se utilizó como una medida de la productividad de un predio ya que intenta expresar la relación entre su capacidad de producción, en términos de carne y lana, con las unidades de suelo que lo componen (Capurro, 1977; CONEAT, 1979).

Modelo teórico

Un objetivo adicional encarado en este artículo es mostrar la robustez de la teoría de precios hedónicos en su aplicación práctica para el estudio de los mercados de productos diferenciados. Con este motivo, en esta sección se presenta en forma detallada el modelo teórico que sustenta el trabajo empírico desarrollado en esta investigación y cuyo fundamento se encuentra en el planteo de Rosen (1974). El análisis del mercado de tierras se presenta, entonces, como un caso particular de la teoría general.

Sea un vector que describe los K atributos que caracterizan un inmueble rural, $z' = (z_1, z_2, \dots, z_K)$.

Cada elemento del vector, z_k mide la cantidad o la proporción en que la característica $k = 1, 2, \dots, K$ se encuentra presente. Cualquier predio rural puede ser descrito completa y objetivamente por valores numéricos contenidos en z . Los potenciales interesados pueden diferir en el valor subjetivo que asignan a inmuebles con atributos diferentes. Cada predio tiene un valor de mercado, asociado a un valor fijo de z , tal que permite definir una función $p(z) = p(z_1, z_2, \dots, z_K)$ que relaciona una serie de precios implícitos a cada una de las características descritas. Definidas como características deseables, la $p(z)$ es creciente en todos sus argumentos. Se asume que es continua y diferenciable por lo menos hasta el segundo orden, no siendo necesariamente lineal.

Para modelar la decisión de compra, por parte de un agente interesado en un inmueble rural, se define una función de utilidad, $U(x, z_1, z_2, \dots, z_K)$, que expresa el grado de satisfacción del individuo. $U(x, z)$ es cóncava en sentido estricto y cumple con las restantes condiciones usuales. Es una función de las características del predio y del vector x , que representa todos los demás bienes que el agente consume y le producen satisfacción.

La decisión del comprador se expresa a través de un problema de maximización de su función de utilidad o satisfacción, sujeto a una restricción presupuestal dada por los fondos disponibles que posee para invertir en la compra del predio y en todos los demás bienes intermedios o finales que necesita o desea. Normalizando su función de presupuesto, haciendo que el precio de los demás bienes sea la unidad, y denominando M al monto disponible, el problema puede expresarse como:

$$\text{Max}_{x,z} U = U(x, z_1, z_2, \dots, z_K) \quad \text{st. } M = x + p(z) \quad (1)$$

Nótese que p es el precio por unidad y que la restricción presupuestal no tiene por qué ser lineal. La solución del problema requiere elegir un consumo óptimo de x y (z_1, z_2, \dots, z_K) que satisfaga el presupuesto y las condiciones de primer orden. Expresando (1) en términos del *lagrangeano* se obtiene:

$$\text{Max}_{x,z,\lambda} L = U(x, z_1, z_2, \dots, z_K) + \lambda [M - x - p(z)] \quad (2)$$

$$\text{CPO: } \frac{\partial L}{\partial z_k} = U_{z_k} - \lambda p_k = 0, \quad k=1, 2, \dots, K; \quad \frac{\partial L}{\partial x} = U_x - \lambda = 0; \quad \frac{\partial L}{\partial \lambda} = M - x - p(z) = 0.$$

De las dos primeras CPO se deriva la condición de equilibrio:

$$\frac{U_{z_k}}{U_x} = p_k = \frac{\partial p}{\partial z_k}, \quad k = 1, 2, \dots, K. \quad (3)$$

Las condiciones de segundo orden (SOC) se satisfacen con las propiedades usuales de U , en tanto que $p(z)$ no sea excesivamente cóncava.

Para completar el contexto del problema, se define lo que se denominará como *función de valor o de licitación*, $\theta(z_1, z_2, \dots, z_K; u, M)$ que puede integrarse a la función de utilidad para generar un grado de satisfacción u :

$$U(M - \theta, z_1, \dots, z_K) = u \quad (4)$$

La función $\theta(z; u, M)$ representa la inversión que el potencial comprador está dispuesto a realizar por valores alternativos de (z_1, z_2, \dots, z_K) , para un nivel de satisfacción u y dado un nivel de M disponible. Esto permite definir, una familia de superficies de indiferencia en el espacio K -dimensional de características, que relaciona valores alternativos de z_k a valores monetarios, en términos de unidades de x sacrificadas.

Si derivamos la ecuación (4) respecto a cada uno de los argumentos de $\theta(z; u, M)$:

$$\frac{\partial U}{\partial z_k} = -\theta_{z_k} \cdot U_x + U_{z_k} \Rightarrow \theta_{z_k} = \frac{U_{z_k}}{U_x} > 0, \quad k = 1, 2, \dots, K;$$

$$\frac{\partial U}{\partial u} = -\theta_u \cdot U_x = 1 \Rightarrow \theta_u = -\frac{1}{U_x};$$

$$\frac{\partial U}{\partial M} = U_x \cdot (1 - \theta_M) = U_x - U_x \theta_M \Rightarrow \frac{U_x}{U_x} - \theta_M \Rightarrow \theta_M = 1. \quad (5)$$

Diferenciando nuevamente la primera derivada en (5) con respecto a z_k se obtiene:

$$\frac{\partial \theta_{z_k}}{\partial z_k} = \theta_{z_k z_k} = \frac{(U_x^2 \cdot U_{z_k z_k} - 2U_x \cdot U_{z_k} \cdot U_{x z_k} + U_x^2 \cdot U_{x x})}{U_x^3} < 0. \quad (6)$$

Nótese que la desigualdad en (6) surge de los supuestos usuales de la matriz *hessiana* de U , que implica que U_{xx} y $U_{z_k z_k}$ son de signo negativo. La estricta concavidad de U implica que q es cóncava en z . Los resultados obtenidos en (5) y (6) muestran que la *función de licitación* es creciente en z_k pero a tasa decreciente. En otras palabras el precio que un comprador estaría dispuesto a pagar por la tierra aumentaría con la calidad pero en forma decreciente.

Adicionalmente, θ_{z_k} es la tasa marginal de sustitución entre z_k y el dinero, esto es, representa el valor implícito que el comprador asigna a una unidad incremental de z_k , dado un determinado nivel de satisfacción, u , y disponibilidad de dinero, M . Indica el precio de reserva por cada nivel extra de calidad, dado por z_k , precio que, a su vez, decrece con sucesivos incrementos de z_k .

Por lo tanto, $\theta(z; u, M)$ representa la cantidad que un comprador está dispuesto a pagar por un campo, dados u y M , mientras que $p(z)$ es el precio mínimo que deberá pagar en el mercado por un campo con esas características. La solución al problema (1) se obtiene, cuando, si z^* y u^* son las cantidades óptimas:

$$\begin{aligned} \theta(z^*, u^*, M) &= p(z^*) & y \\ \theta_{z_k}(z^*, u^*, M) &= p_k(z^*), & k = 1, 2, \dots, K. \end{aligned} \quad (7)$$

El equilibrio en el hiperplano K -dimensional se obtiene donde las superficies $p(z)$ y $\theta(z; u, M)$ se hacen tangentes, una con otra. Si diferenciamos con respecto a u , de acuerdo a los resultados en (5):

$$\theta_{z_k u} = \frac{\partial \theta_{z_k}}{\partial u} = \frac{U_x \cdot U_{z_k x} - U_{z_k} \cdot U_{xx}}{U_x^2} \quad (8)$$

Rosen (1974) notó que, en la teoría del consumidor «estándar», el numerador de (8) determina el signo de la elasticidad ingreso de la demanda por el bien i , cuando todos los demás bienes ($k \neq i$) se mantienen constantes. Si el signo es positivo, el gradiente de θ es inequívocamente positivo a niveles crecientes de u . A mayor ingreso aumenta el nivel de satisfacción alcanzable. Si la función $p(z)$ es con-

vexa y satisface en buena medida las condiciones de regularidad en todo su trayecto, podría esperarse que compradores con mayor disponibilidad de dinero adquieran inmuebles de mayor calidad.

Al respecto, Rosen (1974) señaló que solamente en ese caso es verdad que a mayor poder adquisitivo aumente inequívocamente la calidad global de los bienes consumidos, de modo que se produzca una estratificación por nivel de ingreso en el consumo de bienes diferenciados. Enfatizó, asimismo, que no hay ninguna razón convincente por la que la calidad consumida deba incrementarse en todos sus atributos, con el ingreso. Al decir de Lipsey y Rosenbluth (1971), la teoría de los bienes «Giffen» logró su rehabilitación a partir del análisis de los productos diferenciados, en el sentido que algunos componentes de la calidad de un producto pueden disminuir, al tiempo que otros pueden aumentar.

Según Rosen (1974), una consecuencia clara derivada de este modelo sería una tendencia natural hacia la segmentación del mercado, en el sentido que aquellos compradores que exhiben valores similares en su función de licitación tenderían a adquirir bienes (en este caso particular, predios rurales) de similares características. Según este autor, se trata de un resultado ampliamente conocido en las primeras aplicaciones que utilizaron modelos de equilibrio especial, como el caso de Tiebout (1956).

Finalmente, asumiendo que los compradores poseen diferentes gustos y preferencias que también inciden en sus decisiones, la función de utilidad puede re-expresarse como $U(x, z_1, z_2, \dots, z_K, \psi)$, donde ψ es un parámetro que difiere de persona a persona. Así, la función de licitación o de valor depende tanto de y como de M . Considerando toda la población de potenciales compradores, existe una función de distribución de probabilidad conjunta, $F(M, \psi)$ y el equilibrio global para todos ellos está dado por una familia de funciones de licitación, cuyo límite o «envoltura» superior es $p(z_1^*, z_2^*, \dots, z_K^*)$, es decir, es la función de precios implícitos o función de precios hedónicos de mercado. La función $p(z)$ es común a todos los consumidores, los que actúan en forma competitiva, aun cuando el costo marginal de la k -ésima característica p_k , no sea necesariamente constante.

Para modelar la decisión de venta de un inmueble rural, este estudio se aparta ligeramente del enfoque de Rosen (1974), más que nada en el plano conceptual. No se trata de un productor que vende su producción sino del propietario de un factor de producción que enfrenta la decisión de vender. Conceptualmente, no produce ni tiene incidencia en los valores de \mathbf{z} , a menos que se incluyan las mejoras dentro del vector de características. En sus atributos originales (productividad potencial, localización) los valores están dados.

En su aplicación empírica, el modelo se comporta en forma muy similar. La función de costos del análisis estándar se sustituye por una función $C(Q, \mathbf{z})$ que representa la utilidad (beneficio sacrificado) que el vendedor deja de percibir, por desprenderse de un factor de producción. Asumiendo que el vendedor posee solamente un inmueble rural a la venta, $Q = 1$, siendo la función C convexa y dependiente de los niveles de \mathbf{z} , es decir de la calidad del bien como factor de producción. Además, es creciente en sus argumentos, de modo que si el beneficio neto obtenido por el vendedor depende de los atributos del predio, la decisión de venta puede ser expresada de la siguiente manera:

$$\text{Max}_{z_1, z_2, \dots, z_K} \pi = p(z_1, z_2, \dots, z_K) - C(z_1, z_2, \dots, z_K) \quad (9)$$

El vector \mathbf{z} juega, de alguna manera, el papel que la restricción tecnológica imbuida en la función de producción realiza en el análisis tradicional. Las características del predio determinan la productividad potencial y expresan el valor presente de las rentas y beneficios futuros, C , que el vendedor dejará de percibir, pudiendo verse como un costo de oportunidad de deshacerse de ese factor de producción.

Con el precio expresado por unidad de superficie, la solución óptima a (9) se obtiene a partir de las CPO:

$$\text{CPO: } \frac{\partial \pi}{\partial z_k} = p_k(\mathbf{z}) - C_k(\mathbf{z}) \Rightarrow p_k(\mathbf{z}) = C_k(\mathbf{z}), \quad k = 1, 2, \dots, K. \quad (10)$$

El precio de equilibrio de una hectárea de campo se obtiene cuando el beneficio marginal proveniente de una unidad adicional del atributo z_k , iguala su costo marginal.

A continuación se define una *función de ofrecimiento*, $\varphi(z_1, z_2, \dots, z_K; \pi, v)$, que indica el precio unitario que el dueño del campo estaría dispuesto a aceptar para obtener un cierto nivel de beneficio, μ . El parámetro v por su parte, es único para cada vendedor y hace a su percepción absolutamente personal y subjetiva acerca del valor del inmueble que posee. Se puede decir, entonces, que:

$$\pi = \varphi(z_1, z_2, \dots, z_K; \pi, v) - C(z_1, z_2, \dots, z_K) \quad \text{y} \\ C(z_1, z_2, \dots, z_K) = \varphi \quad (11)$$

Diferenciando en (11) se obtiene $\varphi_{z_k} = C_{z_k}$ y $\varphi_{\pi} > 0$. Este es el precio mínimo de reserva del oferente para vender su campo, para un nivel dado de μ y asumiendo que dicho precio es creciente en z_k para $k = 1, \dots, K$, es φ_{z_k} . Nuevamente la convexidad de C no asegura necesariamente que $\varphi_{z_k z_k} > 0$.

Rosen (1974) remarcó que, en tanto φ es el precio que el vendedor está dispuesto a aceptar para un predio de característica \mathbf{z} y nivel de beneficio π , mientras que $p(\mathbf{z})$ es el precio máximo que se puede conseguir en el mercado por inmuebles de ese tipo. El beneficio π es maximizado, al igual que en (9), cuando se maximiza la función de ofrecimiento sujeta a la restricción $p = \varphi$. La solución se encuentra donde:

$$p_k(\mathbf{z}^*) = \varphi_{z_k}(z_1^*, z_2^*, \dots, z_K^*; \pi^*, v) \quad \text{y} \\ p(\mathbf{z}^*) = \varphi(z_1^*, z_2^*, \dots, z_K^*; \pi^*, v) \quad (12)$$

Desde el punto de vista del vendedor, el equilibrio se produce por la tangencia entre la superficie de indiferencia beneficio-características y la superficie de precios implícitos del mercado de características.

Siendo que el parámetro v , que tiene una distribución $G(v)$ a lo largo de la población de vendedores, hay una multiplicidad de funciones de ofrecimiento, cuyo límite o «envoltura» inferior está delimitado por la función de precios implícitos o función de precios hedónicos de mercado, aunque esta vez por debajo.

El equilibrio entre oferta y demanda en el mercado de productos diferenciados se produce cuando las respectivas funciones de licitación y de ofreci-

miento se tocan. En dicho punto, el gradiente común se corresponde con el gradiente de la función $p(z)$ de precios implícitos que compensa el mercado (equilibra oferta y demanda). En consecuencia, las observaciones de $p(z)$ representan la «envoltura» simultánea de una familia de funciones de licitación y una familia de funciones de ofrecimiento.

Materiales y métodos

Recolección de datos y confección de la base de datos

Para la presente investigación se utilizó una base de datos proporcionada por la consultora SERAGRO, que contiene operaciones de compra-venta de inmuebles rurales de más de 1.000 hectáreas, registradas por el Instituto Nacional de Colonización (INC). A los datos originales, SERAGRO añadió otras operaciones no registradas por el INC, por no llegar a las 1.000 hectáreas. La base de datos definitiva estuvo compuesta por 1.407 transacciones realizadas entre diciembre de 1993 y abril del 2005, inclusive. Cada observación incluyó: fecha de transacción (mes y año), precio pactado (en dólares por hectárea), superficie (en hectáreas), índice CONEAT, localización (departamento) y aptitud de uso del predio (ganadero, agrícola-ganadero, agrícola, lechero, arrocero, forestal). No se consideraron suelos hortícolas ni frutícolas.

Para el análisis empírico se utilizaron algunas variables exógenas con el solo objetivo de controlar efectos de mercado y condiciones generales de la economía que no constituían el objetivo de estudio. Para ello se incluyeron como variables, el tipo de cambio (valor mensual del dólar promedio interbancario), el precio de gasoil (US\$/litro) y el precio de la vaca gorda para faena (US\$/kg pie). Las fuentes utilizadas para recopilar esta información fueron las series de precios históricas publicadas por el Banco Central del Uruguay (BCU), el Instituto Nacional de Carnes (INAC) y la Dirección de Estadísticas Agropecuarias del Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca (DIEA). Se utilizó, además una variable discreta para controlar otros efectos del período de transacción no considerados en las variables anteriores.

Estimación empírica del Modelo de Precios Hedónicos

El modelo se estimó mediante una regresión multivariada. La variable dependiente fue el precio de la hectárea, expresada en dólares (US\$), registrado en cada operación de compra-venta. Como variables independientes se consideraron las características del predio incluidas en el vector z : índice CONEAT, superficie, localización y aptitud. La estimación del modelo hedónico permitió calcular el precio implícito asignado a las características del predio. Esto se obtuvo diferenciando $p(z)$ con respecto a cada z_k y evaluando las derivadas para cada una de las características:

$$p = f(z_1, z_2, \dots, z_K), \quad (13)$$

$$p_k(z) = \frac{\partial p(z)}{\partial z_k}, \quad k = 1, 2, \dots, K, \quad (14)$$

donde:

p es el precio por hectárea del predio y p_k es el precio implícito o valor marginal de la característica k , por ejemplo, del índice CONEAT. Los precios hedónicos en (14) simplemente conectan los precios de reserva de equilibrio, θ y φ , con las características del inmueble, tal que $\varphi(z) = p(z) = \theta(z)$, no revelando ninguna información acerca de la estructura de las funciones de oferta y demanda subyacentes. Se incluyó una relación no lineal solamente para el índice CONEAT, evaluándose diferentes formas funcionales para establecer dicha relación. El modelo empírico quedó compuesto por 1 constante, K relaciones lineales, 1 relación cuadrática inversa, R condiciones de mercado y S períodos de tiempo. Para $n = 1, \dots, N$ observaciones, la función (13) se expresó finalmente como:

$$p_n = \zeta + \sum_{k=1}^K \vartheta_k \cdot z_{nk} + \rho \cdot z_{nk}^{1/2} + \sum_{r=1}^R \tau_r \cdot w_{nr} + \sum_{s=1}^S \upsilon_s \cdot a_{ns} + \varepsilon_n, \quad n = 1, \dots, N. \quad (15)$$

Haciendo al índice CONEAT el primer elemento del vector z de características ($k = 1$), las variables z_{n1} y $z_{n1}^{1/2}$ representan la relación no lineal con el

precio de la tierra. Las restantes características se representaron linealmente, a través de z_{nk} , para $k \neq 1$, siendo continua solamente la superficie del predio.

La localización del predio se identificó con una variable binaria (*dummy*) para cada uno de los departamentos, a excepción de Montevideo. Las seis diferentes aptitudes de uso del predio también se representaron a través de variables *dummy*. Para evitar la singularidad de los datos, en presencia de una constante en la regresión, se descartó una *dummy* de localización (Treinta y Tres) y una de aptitud (agrícola), las que quedaron como base. El vector de características del predio quedó conformado finalmente por dos variables para el CONEAT, una para la superficie, cinco para la aptitud del predio y diecisiete para la localización ($K = 24$). La variable w_{nr} representa la r -ésima condición de mercado. Las tres variables consideradas (tipo de cambio, precio de la vaca, precio del gasoil) son continuas ($R = 3$).

La variable a_{ns} reporta el período de tiempo al que corresponde la transacción. Dichos períodos no son necesariamente iguales en duración ya que para definirlos se consideró, también, el número de transacciones involucradas. Por esta razón, los 13 años de observaciones se agruparon en nueve períodos. Las transacciones realizadas entre 1993 y 1995 constituyeron un período; las ocurridas entre 2002 y 2003 también se agruparon, así como las ocurridas entre 2004 y 2005. El resto de los años se mantuvieron como períodos independientes. La representación de los períodos de tiempo así definidos se realizó a través de variables *dummy*, por lo cual, al descartar el período utilizado como base (1996), se tiene que $S = 8$.

Los coeficientes ζ , ϑ_k , ρ , τ_r y v_s son los $1 + 24 + 1 + 3 + 8 = 37$ parámetros independientes de la regresión multivariada a ser estimados por MCO. El término ε_n representa el error residual, el cual es independiente e idénticamente distribuido, tal que $\varepsilon_n \sim N(0, \sigma^2)$.

Diferenciando (15) con respecto a z_k se obtiene el precio o valor marginal implícito para la característica k . Dejando de lado el subíndice referente al predio y sustituyendo por los coeficientes estimados para los parámetros, $\hat{\vartheta}_k$ y $\hat{\rho}$, se obtienen las expresiones empíricas de (14). Si definimos $k = 1$ para el CONEAT y dejando $k \neq 1$, para las restantes características:

$$p_1 = \hat{\vartheta}_1 + \frac{1}{2} \hat{\rho} z_1^{-(1/2)} \quad \text{y} \quad p_k = \hat{\vartheta}_k, \quad \text{para } k = 2, \dots, K. \quad (16)$$

La matriz de varianza-covarianza se computó mediante un estimador consistente en presencia de heteroscedasticidad (White, 1980) con las correcciones de Davidson y MacKinnon (1993, p.553-554).

Resultados y discusión

Las 1.407 observaciones que conformaron la base de datos estudiada representaron un total de 2.410.844 hectáreas, cuyo valor total de venta superó los 1.435 millones de dólares. El valor promedio de la hectárea alcanzó a 643 dólares. En el Cuadro 1 se presenta la cantidad de operaciones, superficie transada, valor total y precio promedio de la hectárea, por segmento de tamaño.

El 90% de las transacciones registradas en la muestra analizada involucró predios con un tamaño

Cuadro 1. Número de operaciones, superficie transada y valor, por estrato de superficie.

SUPERFICIE	OPERACIONES		SUPERFICIE		VALOR	
	Nº	%	ha	%	US\$	US\$ / ha
De 30 y 200	66	5	8.574	< 1	7.950.313	971
De 201 y 500	183	13	67.061	3	48.581.775	744
De 501 a 1.000	267	19	201.929	8	137.168.305	678
De 1.001 a 2.000	538	38	755.984	31	446.614.412	594
De 2.001 a 5.000	297	21	910.140	38	526.082.662	574
Más de 5.000	56	4	467.156	19	268.844.581	604
TOTAL	1.407	100	2.410.844	100	1.435.242.048	643

en el rango entre 200 y 5.000 hectáreas. Estas operaciones representaron el 80% de la superficie transada. El 38% de las operaciones de compraventa ocurrió en predios ubicados en el rango de entre 1.000 y 2.000 ha, representando el 31% de la superficie. Se observa que el precio promedio de venta de la hectárea disminuye a medida que aumenta el rango de tamaño. Desagregando la base de acuerdo a la localización geográfica de los predios se observa que el 60% de las operaciones corresponden a solo seis departamentos: Tacuarembó, Río Negro, Rivera, Soriano, Florida y Paysandú (Cuadro 2).

El máximo precio promedio de venta (US\$/ha) correspondió a Colonia, donde el área transada exhibió un CONEAT promedio de 150. Siguió los departamentos de Canelones (US\$ 995, CONEAT=107), Soriano (US\$ 895, CONEAT =142), San José (US\$ 893, CONEAT =136) y Río Negro (US\$ 872, CONEAT =131), delimitando una zona que comprende los departamentos del litoral sur y suroeste.

En el Cuadro 3 se presenta el porcentaje de operaciones por tipo de predio, índice CONEAT promedio y precio promedio (US\$/ha). Los criterios de clasificación de los predios por aptitud de uso están

Cuadro 2. Número de operaciones y superficie transada, por departamento.

DEPARTAMENTO	OPERACIONES		SUPERFICIE ha	% AREA DEPART.	CONEAT PROMEDIO	VALOR US\$ / ha
	Nº	%				
Artigas	34	2%	69.119	6%	79	400
Canelones	22	2%	5.353	1%	107	995
Cerro Largo	79	6%	157.567	12%	84	519
Colonia	19	1%	17.047	3%	150	1.108
Durazno	95	7%	129.927	11%	104	508
Flores	75	5%	96.939	19%	119	671
Florida	122	9%	130.579	13%	108	651
Lavalleja	42	3%	56.296	6%	77	475
Maldonado	15	1%	12.496	3%	70	528
Paysandú	119	8%	284.570	20%	97	590
Río Negro	144	10%	236.847	26%	131	872
Rivera	138	10%	313.827	33%	84	603
Rocha	64	5%	103.744	10%	81	602
Salto	66	5%	158.971	11%	88	409
San José	26	2%	23.889	5%	136	893
Soriano	135	10%	134.251	15%	142	895
Tacuarembó	183	13%	406.055	26%	85	558
Treinta y Tres	29	2%	73.367	8%	67	390
TOTAL	1.407	100	2.410.844	-	102	643

Nota: Los porcentajes pueden no sumar 100 debido al redondeo.

Cuadro 3. Número de operaciones, CONEAT y precio promedio, según aptitud de uso.

APTITUD	PARTICIPACIÓN	CONEAT PROMEDIO	VALOR (US\$ / ha)
Agrícola	8%	169	1.208
Agrícola-Ganadera	18%	133	806
Arrocera	6%	85	650
Ganadera	44%	92	477
Forestación	22%	77	625
Lechería	2%	102	643
TOTAL	100%	102	643

disponibles en Sapriza (2008). En promedio, los predios con predominancia de aptitud ganadera recibieron los menores precios, aumentando a medida que el suelo se hace más agrícola. Los suelos de aptitud arroceros y forestal fueron comercializados a valores más elevados que los ganaderos.

La estimación de los $G = 37$ parámetros independientes del modelo hedónico se llevó a cabo por MCO, a partir de la muestra de $N = 1.407$ observaciones. Sea β_i el i -ésimo elemento perteneciente al vector de coeficientes a ser estimado, el modelo empírico se puede escribir:

$$\begin{aligned} \text{Precio}_n = & \beta_0 + \beta_1 \text{Superficie}_n + \beta_2 \text{Coneat}_n + \beta_3 \text{Coneat05}_n + \beta_4 \text{Agrícola}_n + \beta_5 \text{Arrocero}_n \\ & + \beta_6 \text{Ganadero}_n + \beta_7 \text{Forestal}_n + \beta_8 \text{Lechero}_n + \beta_9 \text{Artigas}_n + \beta_{10} \text{Canelones}_n \\ & + \beta_{11} \text{CerroLargo}_n + \beta_{12} \text{Colonia}_n + \beta_{13} \text{Durazno}_n + \beta_{14} \text{Flores}_n + \beta_{15} \text{Florida}_n \\ & + \beta_{16} \text{Lavalleja}_n + \beta_{17} \text{Maldonado}_n + \beta_{18} \text{Paysandú}_n + \beta_{19} \text{RíoNegro}_n + \beta_{20} \text{Rivera}_n \\ & + \beta_{21} \text{Rocha}_n + \beta_{22} \text{Salto}_n + \beta_{23} \text{SanJosé}_n + \beta_{24} \text{Soriano}_n + \beta_{25} \text{Tacuarembó}_n \\ & + \beta_{26} \text{TipodeCambio}_n + \beta_{27} \text{PrecioGasol}_n + \beta_{28} \text{PrecioVacaGorda}_n + \beta_{29} \text{Período1}_n \\ & + \beta_{30} \text{Periodo3}_n + \beta_{31} \text{Periodo4}_n + \beta_{32} \text{Periodo5}_n + \beta_{33} \text{Periodo6}_n + \beta_{34} \text{Periodo7}_n \\ & + \beta_{35} \text{Periodo8}_n + \beta_{36} \text{Periodo9}_n + \varepsilon_n, \end{aligned} \quad n = 1, 2, \dots, N. \quad (17)$$

La prueba de significación conjunta de los $G - 1$ parámetros asociados a la variable de interés, a través del valor del estadístico $F_{36, 1.370} = 63,84$ determinó el rechazo de la hipótesis nula ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{36} = 0$), lo cual permite decir que el modelo en su conjunto tuvo un buen poder de explicativo. El coeficiente de correlación múltiple fue estimado en $R^2 = 0,643984$. No se encontró evidencia de autocorrelación en los datos. La singularidad en la matriz de datos fue evitada descartando una variable binaria por cada grupo de variables discretas (aptitud, departamento y período de la transacción). Como base se definió un predio de aptitud agrícola-ganadera, ubicado en el departamento de Treinta y Tres y comercializado en 1996².

En el Cuadro 4 se presentan los coeficientes estimados de los parámetros de la regresión multivariada, acompañados de los correspondientes errores

estándar y del estadístico t . En la última columna se aprecia la probabilidad de cometer error de tipo I y la significación estadística, para tres niveles de α (1%, 5% y 10%). Se incluye una columna con el signo esperado para cada coeficiente, previo a su estimación. La prueba de significación para la hipótesis $H_0: \beta_i = 0$ y $H_a: \beta_i \neq 0$, para $i = 0, \dots, 36$, muestra que 25 de los 37 parámetros estimados fueron estadísticamente significativos, al menos al 10%.

El índice CONEAT mostró una relación cuadrática inversa con el precio. El coeficiente lineal exhibió signo positivo (9,73221) y el cuadrático inverso fue

de signo negativo (-109,85772). En la Figura 1 se presenta el efecto neto del CONEAT sobre el precio de la hectárea de tierra. La curva que muestra la evolución del precio en función del CONEAT fue siempre creciente para todo el rango. En los niveles inferiores del índice, la curva se comportó en forma bastante inelástica y las diferencias de precio al variar el CONEAT no fueron muy apreciables. Los sucesivos incrementos en el CONEAT rápidamente llevaron a incrementos cada vez mayores en el precio de la tierra, *ceteris paribus*. La elasticidad de la curva se fue incrementando hasta hacerse casi lineal en los niveles más altos de CONEAT.

La elasticidad creció en forma muy marcada al principio (Figura 2). Multiplicó su magnitud prácticamente por 4 entre CONEAT 40 y CONEAT 100, pasando de 0,17 a 0,67. Este valor siguió creciendo en todo el rango del IC a una tasa decreciente, que

²El predio base es una consecuencia impuesta por el método econométrico y no necesariamente existe en la realidad. En efecto, la base de datos no contenía ningún predio que cumpliera simultáneamente con las 3 condiciones.

Cuadro 4. Estimación del modelo hedónico.

Variable	Signo Esperado	Estimación del Parámetro	Desviación Estándar	Estadístico-t	Probabilidad y Significación
Constante	+	332,91449	152,90535	2,17726	0,030 **
Superficie	+/-	0,00401	0,00333	1,20317	0,229
CONEAT	+	9,73221	1,73450	5,61096	0,000 ***
CONEAT^(1/2)	+/-	-109,85772	32,30719	-3,40041	0,001 ***
Agrícola	+	124,14046	40,99090	3,02849	0,003 ***
Arrocero	+	93,94212	29,66891	3,16635	0,002 ***
Ganadero	-	-88,80248	18,45460	-4,81194	0,000 ***
Forestal	+	106,36595	25,90350	4,10196	0,000 ***
Lechero	+	107,53772	55,42615	1,94020	0,053 *
Artigas	+/-	38,53234	42,26178	0,91175	0,362
Canelones	+/-	324,17067	63,42927	5,11074	0,000 ***
Cerro Largo	+/-	36,51099	34,95561	1,04450	0,296
Colonia	+/-	334,37019	83,91793	3,98449	0,000 ***
Durazno	+/-	-14,91442	34,74606	-0,42924	0,668
Flores	+/-	49,76446	39,01596	1,27549	0,202
Florida	+/-	119,81388	35,72771	3,35353	0,001 ***
Lavalleja	+/-	9,40161	36,44254	0,25798	0,796
Maldonado	+/-	128,34013	47,38848	2,70826	0,007 ***
Paysandú	+/-	47,38894	37,12899	1,27633	0,202
Río Negro	+/-	101,78185	37,02016	2,74936	0,006 ***
Rivera	+/-	58,77706	37,18714	1,57944	0,114
Rocha	+/-	89,61054	37,39150	2,39655	0,017 **
Salto	+/-	-18,82766	36,38594	-0,51744	0,605
San José	+/-	152,44071	53,65361	2,84120	0,005 ***
Soriano	+/-	92,05961	40,46725	2,27492	0,023 **
Tacuarembó	+/-	65,27236	35,88217	1,81907	0,069 *
Tipo Cambio	-	-7,66240	4,44675	-1,72315	0,085 *
Precio Gasoil	+/-	23,84050	7,04962	3,38181	0,001 ***
Precio Vaca G.	+	360,03284	80,72972	4,45973	0,000 ***
P1 (1993-95)	+/-	-18,17995	18,69622	-0,97239	0,331
P3 (1997)	+/-	72,93892	14,98645	4,86699	0,000 ***
P4 (1998)	+/-	79,11727	24,23274	3,26489	0,001 ***
P5 (1999)	+/-	137,79540	25,60061	5,38250	0,000 ***
P6 (2000)	+/-	-0,87555	26,05390	-0,03361	0,973
P7 (2001)	+/-	72,10465	39,86093	1,80891	0,071 *
P8 (2002-03)	+/-	-42,71141	61,72344	-0,69198	0,489
P9 (2004-05)	+/-	166,41664	73,73375	2,25699	0,024 **

Nivel de significación (a) de la prueba $t_{1,370,a}$ de Student, a dos colas: *** 1%; ** 5%; * 10%.

se hizo casi constante a partir de valores de CONEAT en torno 130-140. Entre CONEAT 100 y 140 la elasticidad pasó de 0,67 a 0,81 (crecimiento de poco más del 20%), mientras que entre 140 y 250 creció solamente un 23% más, pasando de 0,81 a 1,00.

Se observa que el coeficiente relativo a superficie (0,00401) no fue significativo. Esto indica que el ta-

maño de predio no tuvo efecto, por sí mismo, sobre el precio por hectárea. La tendencia normalmente observada en cuanto a que los predios de menor tamaño se venden a precios superiores se debería a otras características, como la aptitud de uso y la localización, dos características asociadas al tamaño.

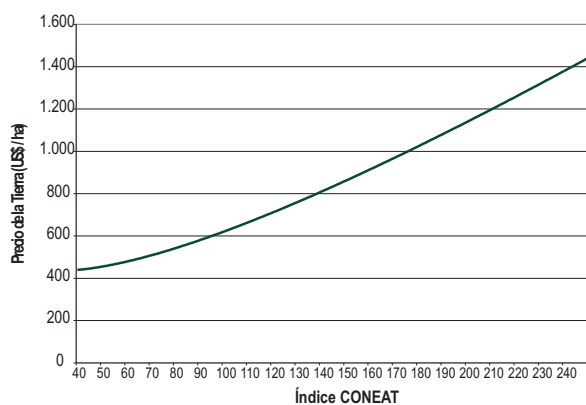


Figura 1. Efecto del índice de productividad CONEAT sobre el precio de la tierra.

La aptitud de uso del predio demostró ser una característica relevante. Todos los coeficientes resultaron ser estadísticamente diferentes de cero. Las magnitudes y signos se comportaron de acuerdo a lo esperado. El coeficiente de aptitud como campo ganadero exhibió signo negativo ($-88,80248$); un campo exclusivamente ganadero recibió una penalización de US\$/ha 88,80, respecto al recibido por uno agrícola-ganadero, por el solo hecho de tener esa limitante (*ceteris paribus*).

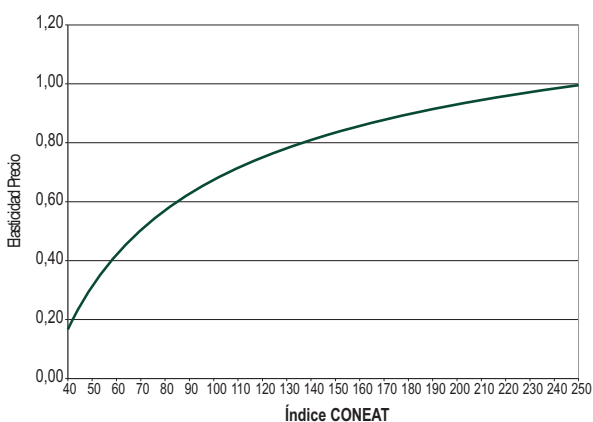


Figura 2. Elasticidad precio del índice CONEAT.

Todos los demás tipos de predio recibieron un sobreprecio respecto al predio base, a igualdad de otras condiciones. Los campos de aptitud agrícola recibieron el mayor sobreprecio (US\$ 124,14). Los

de aptitud lechera (US\$ 107,54) y forestal (US\$ 106,37) recibieron sobreprecios similares, mientras que los de aptitud arrocerá (US\$ 93,94) recibieron el nivel de sobreprecio menor³.

La localización geográfica del predio también demostró tener incidencia en el precio de la hectárea. Nueve departamentos exhibieron diferencias significativas de signo positivo, respecto a la base (Treinta y Tres). En orden de magnitud pero con las mismas consideraciones se ubicaron: Colonia (US\$ 334,37), Canelones (US\$ 324,17), San José (US\$ 152,44), Maldonado (US\$ 128,34), Florida (US\$ 119,81), Río Negro (US\$ 101,78), Soriano (US\$ 92,06), Rocha (US\$ 89,61) y Tacuarembó (US\$ 65,27).

Conclusiones

La mayor ventaja del uso del índice CONEAT como expresión de la productividad de un predio radica en su fácil comprensión. La principal crítica que se la ha hecho es que utiliza exclusivamente parámetros de producción ganadera que hacen cuestionable su uso cuando se comparan inmuebles con otras aptitudes productivas. Sin embargo, aún se lo utiliza frecuentemente para comparar el valor entre inmuebles.

Los resultados presentados en este artículo permiten profundizar el conocimiento del mercado de tierras para uso agropecuario. Añaden información complementaria a la proporcionada por otros estudios recientes. Para la base de datos en estudio, que abarcó 1.407 transacciones de predios rurales registradas entre diciembre de 1993 y abril de 2005, se demostró que el CONEAT exhibió una relación positiva aunque no lineal con el precio de la hectárea de tierra. A valores inferiores de CONEAT, la función de precios hedónicos fue bastante inelástica. Dicha elasticidad se incrementó rápidamente al principio pero en forma decreciente, hasta hacerse prácticamente unitaria para los niveles superiores del índice.

Este efecto del CONEAT es independiente de otros atributos del predio. Una consecuencia práctica es que la conversión, por simple regla de tres, de los

³En realidad, nada puede decirse, desde el punto de vista estadístico entre las magnitudes de estos coeficientes; la evidencia estadística indica solamente que todos son significativos respecto al predio base (agrícola-ganadero).

precios a base CONEAT 100 puede resultar en una distorsión. Esta conversión tiende a sobrevalorar los precios de predios con índice menor a 100 y a subvalorar los de índice superior a esta base. El precio promedio ajustado a base 100, de predios con CONEAT inferior, puede acabar siendo superior al precio promedio ajustado de predios con mayor índice.

Se ha sugerido que el CONEAT no captura correctamente la productividad en suelos aptos para actividades no ganaderas, como la forestación o la producción arrocerera. Esto no explica la distorsión observada. La relación no lineal es independiente de su aptitud de uso. En este estudio, la diferencia en el precio de la hectárea entre un predio CONEAT 70 y ese mismo predio CONEAT 80, con la misma aptitud y ubicación (*ceteris paribus*), fue de casi 34 dólares. Entre dos predios idénticos en todo pero uno con CONEAT 130 y otro con 140, la diferencia fue de 50 dólares.

Por su lado, la localización del predio y su aptitud de uso también afectaron marcadamente el valor de mercado de los campos. Tomando en cuenta exclusivamente la aptitud de uso, los predios agrícolas recibieron los mayores precios, seguidos de los forestales y los lecheros (en un nivel similar), los predios arroceros, los agrícola-ganaderos y, por último, los ganaderos. Por otra parte, los predios localizados en los departamentos de la zona centro-sur y litoral-sur del país recibieron un sobre precio respecto a la base de comparación (Treinta y Tres). Finalmente, el tamaño en hectáreas, no demostró, en sí mismo, tener efectos significativos sobre el precio de la hectárea.

Este estudio presentó algunas limitantes que resultaron imposibles de subsanar en esta instancia. En primer lugar, si bien incluyó un buen número de años, la información utilizada llegaba solamente hasta el primer cuatrimestre de 2005. Los resultados hubieran podido ser más relevantes de haberse contado con una base de datos más actualizada. En segundo lugar, la inclusión de otras variables relevantes en la determinación del precio (distancia a centros poblados, accesos, facilidades e instalaciones, etc.) permitirían un análisis más acabado.

A partir de un convenio celebrado en abril de 2006, la Dirección Nacional de Registros (DNR) del Ministerio de Educación y Cultura (MEC) entrega a la oficina de Estadísticas Agropecuarias (DIEA) del Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca (MGAP) una copia de las bases de datos en que se registran las transacciones de inmuebles rurales. Si bien la DIEA valida y procesa los datos recibidos y presenta las tendencias generales en forma de estadísticas descriptivas, no realiza un análisis más riguroso para determinar la contribución de cada una de las características del bien al precio final de transacción. En ese sentido, los modelos de precios hedónicos permiten estimar fácilmente estos diferenciales de precios. Son precisamente esas características o atributos diferenciales, lo que los compradores aprecian a la hora de definir su disposición a pagar por una fracción campo en el mercado.

Agradecimientos

Los autores desean expresar su enorme gratitud a la Consultora SERAGRO, quien cedió gentilmente la base de datos utilizada en este trabajo, en especial a los Ings. Agrs. Nicolás Lussich y Juan Ponce de León.

Bibliografía

- Alston, J.M. 1986. «An analysis of growth of U.S. farmland prices, 1963-82.» *American Journal of Agricultural Economics* 68(1): 1-9.
- Barry, P.J. 1980. «Capital asset pricing and farm real estate.» *American Journal of Agricultural Economics* 62(3): 549-553.
- Bhattarai, G.R.; Pandit, R. and Hite, D. 2004. «Willingness to pay for public goods: A hedonic demand model for neighborhood safety, school and environmental quality.» Selected Paper. Presented at the *Southern Agricultural Economics Association (SAEA) Annual Meetings*. Tulsa, OK.
- Brannman, L.; Buongiorno, J. and Fight, R. 1981. «Quality adjusted price indices for Douglas-Fir timber.» *Western Journal of Agricultural Economics*. 6(2): 259-272.
- Burt, O.R. 1986. «Econometric modeling of the capitalization formula for farmland prices.» *American Journal of Agricultural Economics* 68(1): 10-26.
- Capurro, M. 1977. «CONEAT: Reseña de la metodología adoptada para determinar la productividad a nivel predial.» *Fundación de Cultura Universitaria*. Montevideo: 42 pp.
- Chavas J.P. and Shumway, C.R. 1982. «A pooled time-series cross-section analysis of land prices.» *Western Journal of Agricultural Economics* 7(1): 31-42.
- CONEAT. 1979. «Grupos de suelos CONEAT. Índices de productividad.» Comisión Nacional de Estudio Agroeconómico de la Tierra, Ministerio de Agricultura y Pesca. CONEAT-MAP. Montevideo: 167 pp.

- Davidson, R. and MacKinnon, J. 1993. «Estimation and inference in Econometrics.» New York: Oxford University Press.
- DIEA. 2008. «Tierras de uso agropecuario: Ventas y arrendamientos – Período 2000-2007.» Dirección de Estadísticas Agropecuarias, Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca. DIEA-MGAP. Series Trabajos Especiales N° 262. Montevideo: 52 pp.
- DIEA. 2007. «El precio de la tierra en el Uruguay: Ventas de tierras para uso agropecuario. Enero de 2000 a junio de 2006.» Dirección de Estadísticas Agropecuarias, Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca. DIEA-MGAP. Series Trabajos Especiales N° 250. Montevideo: 32 pp.
- Feldstein, M. 1980. Inflation, portfolio choice and the prices of land and corporate stock.» *American Journal of Agricultural Economics* 65(5): 910-916.
- Hardie, I. and Nickerson, C. 2001. «The effect of a forest conservation regulation on the value of subdivisions in Maryland space.» *The University of Maryland*. Department of Agricultural and Resource Economics. Working Paper 03-01.
- Herriges, J.A.; Secchi, S. and Babcock, B.A. 2003. «Living with hogs in Iowa: The impact of livestock facilities on rural residential property values.» *University of Iowa Center for Agricultural and Rural Development*. Working Paper 03-WP 342.
- Just, R.E. and Miranowski, J. A. 1993. «Econometric modeling of the capitalization formula for farmland prices.» *American Journal of Agricultural Economics* 75(1): 156-168.
- King, S.A. and Schreiner, D.F. 2004. «Hedonic estimation of Southeastern Oklahoma forestland prices.» Selected Paper. Presented at the *Southern Agricultural Economics Association (SAEA) Annual Meetings*. Tulsa, OK.
- Lipsey, R.G. and Rosenbluth G. 1971. «A contribution to the new theory of demand: A rehabilitation of the Giffen good.» *The Canadian Journal of Economics* 4(2): 131-163.
- Lorenzo, F. y Lanzilotta, B. 2002a. «El precio de la tierra en Uruguay.» OPYP-MGAP. Anuario 2002. Montevideo.
- Lorenzo, F. y Lanzilotta, B. 2002b. «CONEAT: precio de la tierra y creación de un fondo inmobiliario de tierras en Uruguay.» Informe Final. Centro de Investigaciones Económicas - CINVE. Montevideo: 65 pp.
- McLaren, R.S., Henning, L.A. and Vendeveer, L.R. 2004. «Marginal effects of land characteristics and purchase factors on rural land values.» Selected Paper. Presented at the *Southern Agricultural Economics Association (SAEA) Annual Meetings*. Tulsa, OK.
- Munroe, D.K.; Parker, D.C. and Campbell, H.S. 2004. «The varied impact on residential property values in a metropolitan, micropolitan, and rural areas: The case of the Catawba Regional Trail.» Selected Paper. Presented at the *American Agricultural Economics Association (AAEA) Annual Meetings*. Denver, CO.
- Obi, A. 2006. «Trends in South African agricultural land prices. Ph.D. Dissertation. The University of The Free State. Bloemfontein, South Africa: 307 pp.
- Palmquist, R.B. 1989. «Land as a differentiated factor of production: A hedonic model and its implications for welfare measurement.» *Land Economics* 65(1): 23-28.
- Pope, R.D.; Kramer, R.A.; Green, R.D. and Gardner, B.D. 1979. «An evaluation of econometric models of U.S. farmland prices.» *Western Journal of Agricultural Economics* 4(1): 107-120.
- Rosen, S. 1974. «Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition.» *Journal of Political Economy* 82(1): 34-55.
- Sáder, F.M. 2006. «El precio de la tierra de uso agropecuario.» Oficina de Programación y Política Agropecuaria, Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca. OPYP-MGAP. Anuario 2006. Montevideo: 8pp.
- Sapriza, G. 2008. «Diferenciales de precio en el mercado inmobiliario rural del Uruguay.» Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad Católica del Uruguay «Dámaso Antonio Larrañaga». Trabajo de investigación monográfico. Montevideo, Uruguay: 68 pp.
- Tegene, A. and Kuchler, F. 1993. «Evidence on the existence of speculative bubbles in farmland prices.» *Journal of Real Estate Finance and Economics* 6: 223-236.
- Tegene, A. and Kuchler, F. 1991. «A error correcting model of farmland prices.» *Applied Economics* 23: 1741-1747.
- Tiebout, S. 1956. «A pure theory of local expenditures.» *Journal of Political Economy* 64(5): 416-424.
- Tsoodle, L.; Golden, B. and Featherstone, A. 2003. «Determinants of Kansas agricultural land values.» Selected Paper. Presented at the *Southern Agricultural Economics Association (SAEA) Annual Meetings*. Mobile, AL.
- VALORA. 2004. «Estudio de evolución del valor de la tierra rural en el Uruguay. Período 1997-2003.» VALORA Consultoría & Valuaciones (Octubre 2004). Montevideo: 30 pp.
- Weliwita, A. and Govindasamy, R. 1997. «Determinants of farmland prices in the North-Eastern United States: A cointegration analysis.» *Applied Economics Letters* 4: 211-214.
- White, H. 1980. «A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity.» *Econometrica*. 48(4): 817-838.