2013

Documentos de Trabajo

Año2013/Nº1

CONTRIBUCIÓN DE MEJORAS: ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN HEDÓNICA – ALGUNOS RESULTADOS

Eusebio Cleto del Rey

El presente trabajo fue presentado como eje temático de la Reunión de Discusión Nro.193, organizada por el Instituto de Investigaciones Económicas en la Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales de la Universidad Nacional de Salta, el 27 de Febrero de 2013.

Instituto de Investigaciones Económicas
FCEJyS - UNSa
31/10/2013

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA

Facultad de Ciencias Económicas,

Jurídicas y Sociales

Instituto de Investigaciones Económicas

Reunión de Discusión Nº 193

Fecha: 27/02/2013

Hs.: 16

CONTRIBUCIÓN DE MEJORAS: ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN HEDÓNICA

Algunos Resultados

Eusebio Cleto del Rey

1. Introducción

Nos dice SELIGMAN (1893) en la pág. 321: "Un Gravamen Especial es una contribución compulsiva pagada por una sola vez para sufragar el costo de un mejoramiento específico a la propiedad, emprendido en interés público, y recaudado por el gobierno en proporción al beneficio especial que resulta para el dueño de la propiedad."[1] Este autor denomina "Gravamen Especial" a lo que en nuestro país se conoce como "Contribución de Mejoras". La expresión "emprendido en interés público" se refiere a lo que comúnmente se llama "obra pública" (DEL REY, 2009).

Sea el cambio del precio del stock de terreno empleado por la firma i, debido a la construcción de una obra, ΔP_{Ii}, la medida del beneficio que recibe esa firma propietaria (DEL REY, 1999, pág. 4/5; DEL REY, 2002, pág. 15/16).

Según las ideas de SELIGMAN (1893), que compartimos, se debe repartir el costo de la obra, o parte de él, en proporción al beneficio que de ella derive cada contribuyente, o sea ΔP_{Ii}. Calculamos:

$$\Delta P_I = \sum_{i=1}^{m} \Delta P_{Ii} \tag{1}$$

Donde: ΔP_I es el total de beneficios privados que produce la obra; m es el número de firmas propietarias beneficiadas.

Luego calculamos la proporción del beneficio de la obra que le corresponde a cada propietario, del siguiente modo:

$$q_i = \frac{\Delta P_{Ii}}{\Delta P_I} \qquad \forall\, i = 1, 2, \cdots, m \tag{2}$$

Si lo que se debe distribuir es el costo total de la obra, la contribución de mejoras que recaerá sobre cada lote será:

$$CM_i = q_i\, C \qquad \forall\, i = 1, 2, \cdots, m \tag{3}$$

[1] La traducción del inglés es nuestra.

Donde: CM_i es la contribución de mejoras que debe pagar, por una sola vez, la firma i; C es el costo total de la obra.

Pero esto supone que la obra no produce beneficios para la comunidad como un todo. Si este supuesto no fuera cierto, del costo total de la obra se debe restar la parte proporcional de ese costo que le corresponda a esos beneficios, parte que la comunidad como un todo deberá pagar con fondos provenientes de rentas generales.

Para determinar la contribución de mejoras que le corresponde pagar a cada firma i, por la construcción de cierta obra pública que afecta a su terreno, necesitamos estimar el cambio en el precio de ese lote debido a la obra, o sea ΔP_{Ii}. Para esa estimación se puede aplicar la idea de precios hedónicos.

Cuando los productos son diferenciados, esto es, cada unidad o conjunto de unidades de ellos tiene características distintas de las de otra unidad u otro conjunto, podemos aplicar la hipótesis hedónica, que nos dice que "... esos bienes son valuados por sus atributos o características capaces de producir utilidad. Los precios hedónicos son definidos como los precios implícitos de los atributos y se revelan a los agentes económicos a través de los precios observados de los productos diferenciados y de las cantidades específicas de las características asociadas con ellos" (ROSEN, 1974)[2].

Los terrenos son bienes diferenciados que se distinguen por características tales como su ubicación, forma, tamaño y disposición o no de ciertos servicios. Entre los últimos podemos distinguir: Electricidad, gas natural, teléfono, cloaca, agua corriente, pavimento, alumbrado público, TV por cable, etc. (MELONI y RUIZ NÚÑEZ, 1998).

Algunas de las características mencionadas en el párrafo anterior surgen de la construcción de una obra pública, que permite el cobro de contribución de mejoras, ya que el agregar una característica a los terrenos, hace elevar el precio de los mismos, y esa elevación es el beneficio que recibe cada propietario y que se emplea para prorratear entre ellos el total a recaudar por contribución de mejoras.

[2] La traducción es nuestra.

Esto indica que se abre la posibilidad de conocer el beneficio que recibe cada lote de terreno, valuando el precio implícito de la característica que agrega la obra a ese lote.

Según lo proponen MELONI y RUIZ NÚÑEZ (1998), es necesario estimar una función del siguiente tipo, a la que se denomina función hedónica:

$$P = p(A_1, A_2, \ldots A_k) + u \qquad (4)$$

Donde: P es el precio del terreno, por metro cuadrado; A_j, para $j = 1, 2, \ldots k$, son los atributos del terreno, en alguna forma medidos; u es un componente al azar, sujeto a los supuestos acostumbrados de normalidad, media nula y varianza constante.

Al conjunto de los k atributos (k variables independientes) definidos en la ecuación (4), lo podemos dividir en dos subconjuntos del siguiente modo: a) El de las variables que miden características de los terrenos:

$$A_h \qquad \forall\ h = 1, 2, \cdots, m \qquad (5)$$

Entre los atributos que pertenecen a este subconjunto podemos mencionar la existencia de pavimento en la calle en que se ubica el terreno, su superficie, la disponibilidad de cloacas, etc., y b) El de las variables que indican zonas de ubicación, suponiendo que cada zona corresponde a un mercado inmobiliario:

$$A_j \qquad \forall\ j = (m+1), (m+2), \cdots, k \qquad (6)$$

Que pueden ser las de la zonificación de la ciudad de Salta de CID (2003).

2. <u>Método de Casetti</u>

Especifiquemos la función hedónica de modo que sólo depende de las características del lote, pertenecientes al subconjunto a):

$$P = \beta_0 + \sum_{h=1}^{m} \beta_h\ A_h + \mu \qquad (7)$$

Donde: P fue definido en la ecuación (4); β_0 es la coordenada al origen; $\beta_h \quad \forall\, h=1,2,\cdots,m$ son los coeficientes de regresión; A_h fueron definidas en la ecuación (5); μ es una variable aleatoria que se distribuye como $N\left(0,\, \sigma_\mu^2 I_n\right)$.

Empleando el método de CASETTI (1997), procedamos luego a expandir este modelo empleando como variables de expansión las del subconjunto b). Para ello, suponemos que β_0 y los β_h varían del siguiente modo:

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \sum_{j=(m+1)}^{k} \gamma_{0j}\; A_j + \varepsilon_0$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + \sum_{j=(m+1)}^{k} \gamma_{1j}\; A_j + \varepsilon_1$$

$$\beta_2 = \gamma_{20} + \sum_{j=(m+1)}^{k} \gamma_{2j}\; A_j + \varepsilon_2$$

……………………………

$$\beta_m = \gamma_{m0} + \sum_{j=(m+1)}^{k} \gamma_{mj}\; A_j + \varepsilon_m \qquad (8)$$

Donde: A_j fueron definidas en la ecuación (6); $\gamma_{hj} \quad \forall\; h = 0,1,2,\cdots,m; \quad j = 0,\,(m+1),\,(m+2),\cdots,k$ son parámetros; $\varepsilon_h \quad \forall\; h = 0,1,2,\cdots,m$ son variables aleatorias que se distribuyen como $N\left(0,\, \sigma_h^2 I_n\right)$.

Reemplazando (8) en (7) obtendremos:

$$P = \gamma_{00} + \sum_{h=1}^{m} \gamma_{h0}\; A_h + \sum_{j=m+1}^{k} \gamma_{0j}\; A_j + \sum_{h=1}^{m} \sum_{j=m+1}^{k} \gamma_{hj}\; \left(A_h A_j\right) + \varpi \qquad (9)$$

Donde:

$$\varpi = \varepsilon_0 + \varepsilon_0' + \sum_{h=1}^{m} A_h\; \varepsilon_h + \sum_{j=\acute{}m+1}^{k} A_j\; \varepsilon_j + \delta \qquad (10)$$

Donde: ε_0' y $\varepsilon_j \quad \forall\; j = m+1, m+2, \cdots, k$ son las variables aleatorias de las ecuaciones de expansión del modelo "dual" correspondiente al "primal" que aquí presentamos (véase: CASETTI, 1997, pág. 27/29) que se distribuyen como

$N(0, \sigma_0'^2 I_n)$ y $N(0, \sigma_j^2 I_n)$; δ es una variable aleatoria que se distribuye como $N(0, \sigma_\delta^2 I_n)$.

Las ecuaciones (9) y (10) constituyen el modelo expandido por el método de Casetti.

3. Los Datos

Entre Noviembre de 2007 y Diciembre de 2009 hemos realizado una encuesta entre los oferentes (o sus agentes inmobiliarios) de lotes para la venta en la Ciudad de Salta (Capital), recolectando datos de alrededor de 500 terrenos de entre los que, luego de desechar las observaciones que fueron consideradas no utilizables, quedaron en la muestra 433 terrenos. En esta encuesta fueron recopilados datos sobre el precio de cada terreno (la variable dependiente de la función hedónica), la ubicación de cada lote y las siguientes variables del subconjunto a) antes mencionado: Superficie, pavimento 1, pavimento 2, pavimento 3, alumbrado 1, alumbrado 2, Cloaca, video, gas natural y cableado telefónico.

El precio de los terrenos fue deflactado empleando el Índice de Precios al Consumidor de Salta y expresado en pesos por metro cuadrado dividiendo el precio total de cada terreno por su superficie.

Luego, usando la ubicación del lote (también registrado en la encuesta) y los cinco clusters o zonas de la ciudad establecidas por CID (2003), fueron creadas cuatro variables dummies, una para cada uno de los primeros clusters, quedando el último, el de menor nivel socioeconómico, como categoría de referencia.

Empleando también los clusters de CID (2003), considerando a cada una de esas cinco zonas como un mercado inmobiliario diferente y definiendo como “vecinos” a los lotes que se encuentran en un mismo mercado, el Lic. Juan Carlos Cid construyó la matriz W que empleamos en los cálculos pertinentes.

En la Tabla N° 1 del Apéndice presentamos en la primera columna el nombre de cada variable descripta en los párrafos anteriores y en la segunda columna una especificación de ellas. Salvo en el caso de las dos variables cuantitativas observadas (precio y superficie), lo que se consigna en la segunda columna es la característica (categoría) para la que la variable dummy nombrada en la primera columna toma valor 1. Más adelante describiremos una variable adicional que surgió de las de la Tabla N° 1 y explicaremos como se obtiene.

4. Algunas Estimaciones

Empezamos estimando la función hedónica mediante una regresión del logaritmo natural del precio en todas las variables del subconjunto a), excepto “CATE”, definidas en la Tabla N° 1. Es nuestra estimación del modelo de la ecuación (7), que presentamos en la Tabla N° 2 del Apéndice.

Algunas observaciones que merece esa regresión son las siguientes:

1) Trabajamos con una especificación semilogarítmica por las siguientes razones:

a) Ésta es la especificación habitual en la literatura sobre precios hedónicos de inmuebles. Es, por ejemplo, la que emplean MELONI y RUIZ NÚÑEZ (1998). Por su parte BASU and THIBODEAU (1998, pág. 66) toman la forma semilogarítmica para el caso de las casas dando sus razones para así hacerlo y citando a otros autores que también la usaron.

b) Hemos aplicado la transformación de Box - Cox a la variable dependiente precio de los terrenos, estimado la regresión con las los mismos regresores que la que nos ocupa y realizado sendos tests de la razón de verosimilitud para las hipótesis nulas $\lambda = 1$ y $\lambda = 0$. Si bien rechazamos ambas, para la primera hipótesis obtuvimos $\chi^2 = 750{,}94$ y para la segunda $\chi^2 = 6{,}94$, siendo el valor de tabla, para 1 grado de libertad, $\chi^2_{0,01} = 6{,}63$. Evidentemente $\lambda = 0$ está más cerca que $\lambda = 1$ de la estimación máximo verosímil de ese parámetro.

c) Hicimos los tests descriptos en b) para varias de nuestras funciones estimadas, cuya variable dependiente fue el precio de los terrenos pero los regresores fueron diferentes, y el resultado fue similar.

d) Nuestro interés en definir si conviene adoptar la forma lineal o la semilogarítmica se debe a que ellas simplifican notablemente, en relación con el caso que emplea la estimación con λ máximo verosímil, el cálculo posterior de ΔP_{Ii} [3].

2) La variable “CATE” fue excluida de la regresión porque está perfectamente correlacionada con “ALU 1”.

3) Empleando la matriz de ponderaciones W construida por el Lic. Cid, ya mencionada, hicimos un test de autocorrelación espacial de los errores de esta regresión utilizando el estadístico I de Moran. Obtuvimos un valor de 38,958 para ese estadístico estandarizado, lo que nos permite afirmar, prácticamente con certidumbre, que los errores están espacialmente autocorrelacionados.

Hemos intentado luego estimar el modelo expandido por el método de Casetti, que tenemos en la ecuación (9), en el que los regresores son las diez variables del subconjunto a), las cuatro variables del subconjunto b) y las cuarenta interacciones entre cada variable de un subconjunto con todas las del otro, o sea cincuenta y cuatro regresores. Como se podía esperar, tuvimos multicolinealidad perfecta.

A partir de esa primera y frustrada regresión, fuimos excluyendo las variables del subconjunto a) que consideramos menos interesantes para el tributo que nos ocupa (véase: DEL REY, 2009, Sec. 3 y 6) juntamente con las correspondientes interacciones, hasta obtener la primera estimación factible, que es la de la Tabla N° 3 del Apéndice. En ella las variables rotuladas con tres letras, a veces un dígito, punto, la letra Z y otro dígito son las interacciones. Por ejemplo: “Pav1.Z1” es la interacción entre “Pavimento bueno” y “Está en el cluster A1”. Las variables del subconjunto a) que excluimos fueron: PAV2, PAV3, CLOA, VIDE, GASN, CATE y las correspondientes interacciones con las variables del subconjunto b), o sea un total de treinta variables excluidas.

[3] Véase, por ejemplo, DEL REY y CID (2003), pág. 5 y 6. Véase también el comentario a) de CERRO (2003).

Empleando la misma matriz de ponderaciones espaciales que para el caso anteriormente considerado, aplicamos un test de autocorrelación espacial con el estadístico I de Moran a los residuos de la regresión de la Tabla N° 3, obteniendo un valor de 1,465 para el I estandarizado, que nos permite aceptar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial de los errores a cualquier nivel de significación usual. Este resultado no es extraño, por cierto, pues la expansión según Casetti la hemos realizado mediante variables dicotómicas creadas con el mismo criterio que la matriz de ponderaciones empleada para calcular el estadístico I.

En la Tabla N° 3 se puede observar que numerosos coeficientes de regresión no son significativamente diferentes de cero a los niveles acostumbrados. Entre ellos se encuentra el de la variable PAV1, siendo que, justamente, la pavimentación de calles es el ejemplo clásico de obras que generan cobro de contribución de mejoras.

Debido a lo expresado en el párrafo inmediato anterior, hemos continuado realizando regresiones con distintos conjuntos de regresores y el logaritmo del precio de los lotes como variable dependiente, hasta que obtuvimos la estimación de la función hedónica que presentamos en la Tabla N° 4.

En la tabla mencionada en el párrafo anterior se empleó como uno de los regresores la variable ALU que no está definida en la Tabla N° 1. Se trata de una variable dummy que obtuvimos sumando en cada observación los valores de las dummies ALU1 (la calle tiene alumbrado a sodio o mercurio) y ALU2 (la calle tiene alumbrado común). Por lo tanto, ALU toma valor 1 si el alumbrado público de la calle en la que se encuentra el lote es a sodio, a mercurio o común. La categoría de referencia es: No tiene alumbrado.

En la Tabla N° 4 se observa que la estimación del coeficiente de regresión de ALU es significativamente diferente de cero al 10 % de nivel de significación pero no al 5 % ni al 1 %. Hemos probado sustituir ALU por ALU1, y el resultado fue peor.

Hicimos la regresión del precio de los terrenos con la transformación de Box – Cox en los mismos regresores que los de la Tabla N° 4 y calculamos el estadístico de la razón de verosimilitud para realizar el test de la hipótesis nula $\lambda = 1$, obteniendo $\chi^2 = 776{,}27$ y de la hipótesis $\lambda = 0$, resultando $\chi^2 = 4{,}67$. Aceptamos la segunda hipótesis al 1 % de nivel de significación, pues $\chi^2_{0,01} = 6{,}63$ con un grado de libertad, pero rechazamos ambas al 5 % y al 10 %, con $\chi^2_{0,05} = 3{,}84$ y $\chi^2_{0,10} = 2{,}71$. De cualquier manera, la especificación semilogarítmica es preferida a la lineal.

Por su parte, el estadístico I de Moran estandarizado es igual a 1,2356 para los residuos, con la matriz W antes descripta, lo que nos permite acptar la hipótesis nula de que no hay autocorrelación espacial en los errores.

Llama la atención que de las 40 interacciones posibles entre variables del subconjunto a) y del b) sólo dos aparecen en la Tabla N° 4, que corresponden a "pavimento bueno" con ubicación en Zona 1 (cluster A1) y Zona 2 (cluster A2). Seguramente esto se debe a la fuerte multicolinealidad existente al tratar de estimar el modelo expandido, lo que impide separar los efectos de cada variable incluida en la regresión. Sobre la posibilidad de que se presente ese fenómeno nos previene CASETTI (2010, pág. 490).

5. Conclusiones

Si aceptamos la regresión de la Tabla N° 4 como nuestra estimación de la función hedónica del precio de los terrenos en Salta (Capital), podemos sacar las siguientes conclusiones:

1) La variable SUPERFIC tiene coeficiente de regresión negativo, lo que indica que un mayor tamaño del terreno hace que el precio por metro cuadrado sea menor. Esto lo hemos observado en todas las regresiones experimentales realizadas (véanse Tablas N° 2 y 3), y en todas ellas la estimación es significativamente diferente de cero.

2) El coeficiente de PAV1 indica que el hecho de encontrarse el lote frente a una calle con buen pavimento aumenta su precio un 47 %, cualquiera sea su ubicación. Pero, además, si está en la Zona 1 (Cluster A1) el incremento total es igual al 172 % y si se ubica en la Zona 2 (Cluster A2) ese incremento llega al 277 % (véase la fórmula de cálculo en DEL REY, 2002, pág. 31 y 32 o DEL REY y CID, 2003, pág. 5). Estos incrementos de precio parecen, intuitivamente, demasiado elevados.

3) El coeficiente de ALU implica que la existencia de alumbrado público a sodio, a mercurio o común en la calle en la que se encuentra el lote hace elevar el precio por metro cuadrado en un 17 %.

4) Por su parte, el coeficiente de CLOA significa que si el lote tiene cloaca conectada el incremento de su precio es del 32 %.

5) Nótese que los valores obtenidos en los puntos 2), 3) y 4) surgen de una transformación no lineal del estimador del coeficiente, la cual es sesgada aunque éste no lo sea (BRADU and MUNDLAK, 1970).

Si bien en la Tabla N° 4 la variable ZON3 tiene coeficiente significativamente diferente de cero a los niveles acostumbrados, ese coeficiente no resultó significativo en muchas regresiones experimentales, tal como vemos, por ejemplo, en la Tabla N° 3. Ello puede significar que existe algún problema con el Cluster B, que nos sirve para definir esa variable, pues nada parecido ocurre con las otras zonas.

Es nuestro propósito continuar esta investigación con la estimación de modelos de dependencia espacial, empleando para ello la matriz W de ponderaciones espaciales descripta arriba y, quizás, otras que está tratando de armar el Lic. Juan Carlos Cid, con otros criterios de para definir vecindad.

APÉNDICE

Tabla N° 1

Variable	Descripción
Precio	Precio del lote por metro cuadrado, deflactado por el Índice de Precios al Consumidor de Salta, Base: Noviembre de 2007
SUPERFIC	Superficie del lote en metros cuadrados
PAV1	Pavimento bueno
PAV2	Pavimento regular
PAV3	Cordón cuneta
ALU1	Alumbrado a sodio o mercurio
ALU2	Alumbrado común
CLOA	Tiene cloaca conectada
VIDE	Tiene video cable
GASN	Tiene gas natural conectado
CATE	Tiene cableado telefónico
ZON1	Está en el cluster A1
ZON2	Está en el cluster A2
ZON3	Está en el cluster B
ZON4	Está en el cluster C

Tabla N° 2

Estimadores consistentes de White para el caso de heterocedasticidad

Variable dependiente = Logaritmo del Precio

R^2 = 0.2496

$\overline{R}^2$ = 0.2337

σ^2 = 0.6895

Número de observaciones = 433

Número de variables = 9

****

Variable	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	4.210544	22.522901	0.000000
SUPERFIC	-0.000204	-3.106163	0.002023
PAV1	0.751412	6.879581	0.000000
PAV 2	0.854425	4.658184	0.000004
PAV 3	0.558031	5.315561	0.000000
ALU1	0.145473	1.013612	0.311347
ALU 2	-0.028787	-0.251925	0.801222
CLOA	0.335564	2.670532	0.007865
VIDE	0.178007	1.255555	0.209971
GASN	0.228584	1.373617	0.170288

Tabla N° 3

Estimadores consistentes de White para el caso de heterocedasticidad

Variable dependiente = Logaritmo del Precio

R^2 = 0.4719

$\overline{R}^2$ = 0.4408

σ^2 = = 0.5031

Número de observaciones = 433

Número de variables = 24

****

Variable	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	4.433831	35.743104	0.000000
SUPERFIC	-0.000601	-6.592405	0.000000
PAV1	0.037703	0.257623	0.796828
ALU1	0.687195	3.459411	0.000598
ALU2	0.141541	1.066174	0.286976
ZON1	1.571472	10.673214	0.000000
ZON2	0.458528	2.580297	0.010220
ZON3	0.279763	1.479671	0.139733
ZON4	0.637078	3.375930	0.000806
Sup. Z1	0.000072	0.434298	0.664301
Pav1.Z1	0.715020	3.262337	0.001198
Alu1. Z1	-0.336164	-1.331193	0.183869
Alu2. Z1	-0.339176	-2.005687	0.045549
Sup. Z2	0.000476	4.361144	0.000016
Pav1.Z2	0.949077	2.221135	0.026890
Alu1. Z2	-0.092745	-0.215038	0.829845
Alu2. Z2	-0.081328	-0.336630	0.736569
Sup. Z3	0.000411	1.710635	0.087909
Pav1.Z3	0.379741	1.521639	0.128874
Alu1. Z3	0.122401	0.409212	0.682599
Alu2. Z3	0.642344	2.623576	0.009027
Sup. Z4	0.000389	2.897377	0.003966
Pav1.Z4	0.468427	2.198784	0.028454
Alu1. Z4	-0.891803	-3.160716	0.001691
Alu2. Z4	-0.075433	-0.382510	0.702282

Tabla N° 4

Estimadores consistentes de White para el caso de heterocedasticidad

Variable dependiente = Logaritmo del Precio

R^2 = 0.4397

$\overline{R}^2$ = 0.4264

σ^2 = = 0.5161

Número de observaciones = 433

Número de variables = 10

****

Variable	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	4.128696	38.442601	0.000000
SUPERFIC	-0.000243	-3.696961	0.000247
PAV1	0.385515	4.543248	0.000007
ALU	0.160628	1.673054	0.095058
CLOA	0.279373	2.877954	0.004206
ZON1	1.241797	12.654075	0.000000
ZON2	0.612472	4.545825	0.000007
ZON3	0.977077	9.841763	0.000000
ZON4	0.537033	6.916852	0.000000
Pav1.Z1	0.614339	3.466373	0.000582
Pav1.Z2	0.942116	3.576479	0.000389

BIBLIOGRAFÍA:

BASU, Sabyasachi and THIBODEAU, Thomas G. (1998): "Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices", Journal of Real Estate Finance and Economics", Vol. 17:1, pág. 61-85.

BRADU, Dan and MUNDLAK, Yair (1970): "Estimation in Lognormal Linear Models", Journal of the American Statistical Association, Vol. 65, Nº 329.

CASETTI, Emilio (1997): "The Expansion Method, Mathematical Modeling, and Spatial Econometrics", International Regional Science Review, 20, 1 & 2, pág. 9-33

CASETTI, Emilio (2010): "Expansion Method, Dependency, and Multimodeling", Fischer, Manfred M. and Getis, Arthur (Editors): Handbook of Applied Spatial Analysis – Software Tools, Methods and Applications, Berlin, Springer-Verlag, pág. 487 a 505.

CERRO, Ana María (2003): "Comentario al Trabajo LA CONTRIBUCIÓN DE MEJORAS: UNA APLICACIÓN DE ECONOMETRÍA ESPACIAL de Eusebio Cleto del Rey y Juan Carlos Cid", A. A. E. P: Anales: XXXVIII Reunión Anual, Mendoza, en el Web site: http://www.aaep.org.ar

CID, Juan Carlos (2003): "Clasificación de áreas geográficas de la ciudad de Salta: Una aplicación de los micro datos del Censo de 2001". Dirección General de Estadísticas de Salta, en el Web site: www.estadisticas.salta.gov.ar/.

DEL REY, Eusebio Cleto (1999): "La Contribución de Mejoras", A. A. E. P.: Anales: XXXIV Reunión Anual, Rosario (Santa Fe), en el Web site: http://www.aaep.org.ar.

DEL REY, Eusebio Cleto (2002): "La Contribución de Mejoras: Teoría, Metodología y Un Ejercicio Empírico", CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.), Cuaderno Nº 19, Año X, Septiembre, Salta, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, J. y S., Universidad Nacional de Salta.

DEL REY, Eusebio Cleto (2009): "Literatura Económica sobre Contribución de Mejoras", CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.), Cuaderno Nº 24, Año XVII, Septiembre, Salta, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, J. y S., Universidad Nacional de Salta.

DEL REY, Eusebio Cleto y CID, Juan Carlos (2003): "La Contribución de Mejoras: Una Aplicación de Econometría Espacial", A. A. E. P: Anales: XXXVIII Reunión Anual, Mendoza, en el Web site: http://www.aaep.org.ar.

MELONI, Osvaldo y RUIZ NÚÑEZ, Fernanda (1998): "Determinantes de los Precios de Mercado de los Terrenos en San Miguel de Tucumán", A. A. E. P.: Anales: XXXIII Reunión Anual, Mendoza, en el Web site: http://www.aaep.org.ar. Otra versión de este trabajo fue publicada como: "El precio de los terrenos y el valor de sus atributos. Un enfoque de precios hedónicos", Económica (La Plata), Año: XLVIII, N° 1 – 2, Enero – Diciembre 2002.

ROSEN, Sherwin (1974): "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differenciation in Pure Competition", Journal of Political Economy, Vol.: 82, Nº 1, pág. 34 a 55.

SELIGMAN, Edwing R. A. (1893): "The Classification of Public Revenues", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 7, N° 3, pág. 286 a 321.

Universidad Nacional de Salta
Facultad de Ciencias Económicas,
Jurídicas y Sociales
Instituto de Investigaciones Económicas
Av. Bolivia 5150
4400 Salta
Argentina

REUNIONES DE DISCUSIÓN

Nº	Fecha	Autor	Título
184	8/ 7/08	Carolina Piselli	"La Encuesta Permanente de Hogares: Fuente de Datos Socioeconómicos de Argentina"
185	6/ 8/08	Eusebio Cleto del Rey	"Razones para Subsidiar la Educación Universitaria"
186	10/ 9/08	Eusebio Cleto del Rey	"El Capital"
187	8/10/08	Eduardo Antonelli	"La Oferta de Trabajo"
188	4/ 3/09	Eusebio Cleto del Rey	"La Universidad como Empresa"
189	13/10/10	Juan Carlos Cid	"La Desigualdad Educativa en la Argentina y en la Provincia de Salta"
190	9/ 3I11	Eduardo Antonelli	"El Tratamiento de las Importaciones Intermedias en la Matriz de Insumo-Producto"
191	18/ 5/11	Juan Carlos Cid	"Aplicación de un modelo de econometría espacial a datos agregados de asistencia escolar en la Argentina"
192	7/12/11	Nicolás Liendro	"Determinantes de la Demanda de Transporte en la Ciudad de Salta"
193	27/ 2/13	Eusebio Cleto del Rey	"Contribución de Mejoras: Estimación de la Función Hedónica – Algunos Resultados"