

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
Facultad de Ciencias Económicas,
Jurídicas y Sociales
Instituto de Investigaciones Económicas

Reunión de Discusión N° 157

Fecha: 28/11/2001

Hs.: 16

LA CONTRIBUCIÓN DE MEJORAS: UN EJERCICIO EMPÍRICO

Eusebio Cleto del Rey

1. Introducción

Este trabajo tiene por fin presentar los resultados obtenidos al aplicar a una base de datos disponible, correspondiente al Departamento Capital de la Provincia de Salta, la teoría y la metodología desarrolladas en DEL REY, 1999a, DEL REY, 1999b y DEL REY, 2000, para estudiar la contribución de mejoras mediante la estimación de funciones hedónicas. Por tal razón, no incluimos aquí, en lo posible, desarrollos teóricos o metodológicos, sino que remitimos al lector a esos trabajos y a otros que sean pertinentes para cada caso.

Los resultados que ahora mostramos se incluirán en un artículo en preparación, que será presentado para su publicación en CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.), con las modificaciones que surjan, si posteriormente se agregan nuevas observaciones, se realizan nuevos experimentos con los datos o ambas cosas.

2. Los Datos

Empleando la información relevada por el Sr. Armando Romero Dondiz, sobre precio y otras características de terrenos ofrecidos en venta en el Departamento Capital de la Provincia de Salta, hemos formado una base de datos que contiene 121 observaciones. Las variables sobre las que se realizaron esas observaciones son las descritas en la Tabla N° 1.

Tabla N° 1

Variable	Descripción
P	Precio: pesos por metro cuadrado
A_1	Dummy: 1 sobre calle con pavimento 0 en todos los otros casos
A_2	Dummy: 1 si está ubicado en el centro de la ciudad 0 en todos los otros casos
A_3	Dummy: 1 si está ubicado en Tres Cerritos 0 en todos los otros casos
A_4	Dummy: 1 si está ubicado en el Grand Bourg 0 en todos los otros casos
A_5	Dummy: 1 si está ubicado en San Lorenzo, El Típal o La Almodena 0 en todos los otros casos
A_6	Superficie del terreno en metros cuadrados
A_7	Dummy: 1 si tiene servicio de gas natural 0 en todos los otros casos
A_8	Dummy: 1 si tiene servicio de cloaca 0 en todos los otros casos

Es necesario hacer las siguientes aclaraciones:

- a) Los datos fueron recolectados por Romero Dondiz mediante métodos a los que podríamos denominar “artesanales”, sin aplicar técnicas sofisticadas, como las empleadas por las consultoras que mencionan MELONI Y RUIZ NUÑEZ (1998). Esto se debe a la falta de recursos para financiar la recolección. La no aplicación de esas técnicas fue compensada por el conocimiento que Romero Dondiz tiene respecto al mercado inmobiliario salteño, adquirido en la práctica de ese tipo de comercio.
- b) El relevamiento de la información tuvo lugar durante la primera mitad del año 2001. Las observaciones sobre P no fueron corregidas por cambios en el nivel general de precios.
- c) El fin para el que Romero Dondiz recolectó los datos no es su aplicación al estudio de la contribución de mejoras, sino a la caracterización las distintas zonas de la ciudad, en las cuales se observen precios similares para los terrenos, y encontrar variables que permitan separarlas. Todo ello en relación con la actividad inmobiliaria, y con el fin último de cumplir con el Seminario Monográfico de su carrera de Contador Público.
- d) No todos los terrenos observados por Romero Dondiz fueron incluidos en nuestra base, debido a que algunos de ellos no contaban con información respecto a todas las variables empleadas en nuestras regresiones, y fueron descartados.
- e) Las variables explicativas empleadas, al menos en las regresiones iniciales, fueron A_1 a A_8 , descritas en la Tabla N° 1. Pudimos haber incluido otras, pero no lo hicimos porque ello implicaba una gran pérdida de grados de libertad, ya que hubiéramos debido descartar las observaciones que no presentaban información respecto a esas variables. De cualquier manera, las que tomamos son suficientes para el ejercicio que nos proponemos.
- f) Las que hubieran podido ser ampliadas en su número son las dummies que representan ubicación del lote, pues ese dato está presente en todas las observaciones, pero no es nuestro propósito zonificar la ciudad, por lo que nos conformamos con las cuatro ubicaciones mencionadas en la Tabla N° 1.

3. Las Regresiones

Las regresiones fueron calculadas con el paquete computacional LIMDEP. Se empleó la subrutina BOXCOX, a fin de hacer inferencias respecto a la forma de la función, pues ella no surge de la teoría.

Las primeras regresiones obtenidas se encuentran en la Tabla N° 2. En ellas se emplean todas las variables explicativas que comprende nuestra base de datos. El número de grados de libertad es 112.

Tabla N° 2

Variable	Var. Dependiente P	Var. Dependiente $\ln P$	Var. Dependiente P^{λ}
Constante	9,5056638 (1,247)	2,3226868 (9,414)	3,1107245 (7,569)
A_1	16,454029 (1,880)	0,3233657 (2,291)	0,7867301 (2,575)
A_2	119,13326 (2,215)	1,7218346 (3,373)	4,4061060 (3,609)
A_3	59,053450 (2,382)	1,2585012 (3,611)	2,9643241 (3,855)
A_4	21,257280 (2,040)	0,7453782 (3,358)	1,5801246 (3,488)
A_5	- 1,3060543 (- 0,159)	- 0,2071294E-1 (- 0,126)	- 0,1169189 (- 0,335)
A_6	- 0,4882518E-3 (- 1,293)	- 0,3551367E-4 (- 4,072)	- 0,5982474 E-4 (- 3,489)
A_7	- 0,7710690 (- 0,123)	0,3179911E-1 (0,255)	0,5029956 E-1 (0,191)
A_8	9,4610741 (1,055)	0,6177218 (2,986)	1,1534599 (2,781)
λ	1	0	0,2326685 (3,609)
R^2	0,767620	0,999908	0,999586

R^2 corregido	0,76954	0,99991	0,99959
-----------------	---------	---------	---------

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos proporcionados por Armando Romero Dondiz.

Nota: Los números que están entre paréntesis corresponden al estadístico t de Student.

En la segunda columna de la Tabla N° 2 tenemos la regresión con la transformación de Box – Cox sobre la variable dependiente, empleando $\lambda = 1$, lo que es similar a hacer una regresión lineal con mínimos cuadrados ordinarios (MCO), teniendo como variable dependiente a $P-1$. En efecto, los coeficientes de regresión resultan numéricamente iguales con ambos métodos, pero se presentan diferencias en los errores estándares de los coeficientes y, por lo tanto, en los respectivos t de Student. Si la regresión hubiera sido hecha con P como variable dependiente y con MCO, hubiera resultado idéntica a la calculada con MCO, empleando $P-1$ como variable dependiente, salvo porque la constante hubiera sido 10,5056638 en lugar de 9,5056638.

La regresión de la tercera columna transforma a la variable dependiente empleando $\lambda = 0$, lo que equivale a aplicar MCO a la regresión entre el logaritmo natural de P y las variables independientes.

La última columna presenta la regresión con transformación de Box – Cox sobre la variable dependiente, empleando la estimación máximo verosímil de λ .

En la tabla podemos observar que los coeficientes de A_5 y A_7 son fuertemente consistentes con cero en todas las regresiones. Ello quiere decir que:

- 1) El metro cuadrado de un lote ubicado en San Lorenzo, El Típal o La Almudena vale, *ceteris paribus*, lo mismo que si estuviera ubicado en cualquiera de los barrios para los que no se usó variable dummy.

2) El servicio de gas natural no influye en el precio de los terrenos. Esto provee evidencia empírica a lo que hemos sostenido en nuestros trabajos teóricos (DEL REY, 1999a y 1999b, Sec. 2).

Otras variables tienen también el coeficiente consistente con cero, pero solamente en la regresión lineal de la segunda columna de la tabla.

Ante tales resultados, decidimos estimar nuevas regresiones en las que no se incluyen las variables A_5 y A_7 . Son las que presentamos en la Tabla N° 3. El número de grados de libertad es ahora 114.

Tabla N° 3

Variable	Var. Dependiente P	Var. Dependiente $\ln P$	Var. Dependiente P^{λ}
Constante	9,4482500 (1,245)	2,3195349 (9,496)	3,0968775 (7,608)
A_1	16,484098 (1,972)	0,3339266 (2,457)	0,8147059 (2,770)
A_2	119,05436 (2,222)	1,7312551 (3,396)	4,4161085 (3,620)
A_3	58,984695 (2,409)	1,2710973 (3,662)	2,9879625 (3,902)
A_4	21,432131 (2,133)	0,7557395 (3,444)	1,6128727 (3,612)
A_6	- 0,5022238E-3 (- 1,348)	- 0,3560595E-4 (- 4,095)	- 0,6062998E-4 (- 3,554)
A_8	8,8084579 (1,068)	0,6327721 (3,229)	1,1618721 (2,990)
λ	1	0	0,2320151 (3,597)
R^2	0,767489	0,999907	0,999588
R^2 corregido	0,76941	0,99991	0,99959

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos proporcionados por Armando Romero Dondiz.

Nota: Los números que están entre paréntesis corresponden al estadístico t de Student.

La descripción de las columnas es igual a la de la Tabla N° 2, ya que la presente difiere de ella sólo porque tiene dos variables independientes menos.

La regresión lineal de la segunda columna es muy pobre, no sólo por sus R^2 (tanto el sin corregir como el corregido) relativamente bajos, sino porque ninguno de sus coeficientes de regresión es significativo al 1 % de significación. Los de A_1 , A_2 , A_3 y A_4 son significativamente diferentes de cero al 5 % de nivel. Los dos restantes y la constante son consistentes con cero a cualquiera de los niveles de significación usuales. Es, en especial preocupante que el coeficiente de A_1 (pavimento) no sea fuertemente significativo, ya que es aquel en el que se basarán nuestros cálculos.

En la tercera columna tenemos la regresión semilogarítmica, en la que todos los coeficientes son significativos a los niveles acostumbrados, salvo, justamente, A_1 que lo es al 5 %.

La última regresión tiene todos sus coeficientes significativamente diferentes de cero a cualquier nivel de significación acostumbrado.

En su ecuación (10-48) Greene (GREENE, 1999, pág. 422) propone calcular el siguiente estadístico de la razón de verosimilitud, para contrastar la hipótesis de que $\lambda = 1$:

$$\chi^2 = -2 \ln L(\lambda = 1) - \ln L(\lambda = 0) = EMV$$

y

$$\chi^2 = -2 \ln L(\lambda = 0) - \ln L(\lambda = 1) = EMV$$

para $\lambda = 0$.

Donde empleamos una simbología ligeramente diferente a la de Greene, que es:

χ^2 se distribuye como chi-cuadrado con un grado de libertad.

$\ln L_{\lambda=1}$, $\ln L_{\lambda=0}$ y $\ln L_{\lambda=EMV}$ simbolizan el logaritmo natural de la función de verosimilitud para los valores de λ : 1, 0, y su estimación de máxima verosimilitud, respectivamente.

Los valores correspondientes a las regresiones de la Tabla N° 3 son:

$$\ln L_{\lambda=1} = -553,2479$$

$$\ln L_{\lambda=0} = -79,5852$$

$$\ln L_{\lambda=EMV} = -169,9981$$

Con ello resulta:

Para la hipótesis de que $\lambda = 1$:

$$\chi^2 = 766,4996$$

Valor que comparado con: $\chi^2_{0,01} = 6,63$, que muestra la tabla correspondiente (con un grado de libertad), resulta significativo al 1 %. Pero lo es también a niveles de significación mucho menores.

Para la hipótesis de que $\lambda = 0$:

$$\chi^2 = -180,8258$$

Valor que carece de sentido para chi-cuadrado, debido a que es negativo.

GREENE (1999), en la página antes mencionada, dice luego de proponer los tests: "No es adecuado contrastar el modelo lineal como alternativa al lineal logarítmico de esta manera. Los modelos no están anidados y ninguna estimación (0 o 1) es un EMV (Estimador de Máxima Verosimilitud). Como tal, este contraste no es un contraste de la razón de verosimilitud (no hay nada que impida al estadístico chi-cuadrado ser negativo, lo que sugiere que hay algo erróneo con este « contraste »."

En la misma página nos dice además, antes del párrafo que acabamos de transcribir: "Utilizando la estimación de λ y su error estándar, podemos

también llevar a cabo un contraste t (de hecho, un contraste de Wald) de la hipótesis de que $\lambda = 0$.”

Vemos que en la Tabla N° 3 el valor de t es 3,597 para λ estimado, por lo que resulta significativamente diferente de cero, a cualquier nivel de significación aceptable.

Esta evidencia empírica parece decirnos que la forma de la función hedónica que surge de los datos no es ni lineal ni semilogarítmica, ya que con χ^2 aceptamos la hipótesis $\lambda \neq 1$ y con t aceptamos $\lambda \neq 0$. Pero debido a que los tests realizados no resultan confiables, creemos conveniente continuar investigando este asunto, en el campo de la Econometría.

4. Cálculo de la Base Imponible

En trabajos anteriores, consideramos al cambio en el precio de un terreno debido a una obra pública, ΔP , como la contribución de mejoras que debe pagar su propietario. En su comentario a DEL REY (1999b), el Dr. Macón (MACÓN, 1999) nos hizo notar que ello implica suponer una alícuota del tributo del 100 %, pues ese cambio de precio es sólo la base imponible y no la contribución de mejoras. En efecto, el Estado puede, por numerosas razones que no es el caso considerar aquí, fijar una alícuota menor al 100 % y recaudar de cada terreno sólo parte de ΔP . Es por eso que a este cambio de precio lo llamamos aquí “base imponible”.

La base imponible de la contribución de mejoras se debe calcular para cada terreno determinado, que cumpla con las siguientes condiciones:

- a) Ser de nuestro interés, porque recibirá los servicios de la obra pública por la que se cobrará contribución de mejoras.
- b) Pertener al mercado inmobiliario que corresponde a los terrenos de la muestra con la que se estimaron los parámetros de la función hedónica.
- c) No necesariamente será uno de los terrenos incluidos en la muestra, y en la mayoría de los casos no lo será.

Con las tres estimaciones de la función hedónica contenidas en la Tabla N° 3 calcularemos la base imponible de la contribución de mejoras correspondiente a un terreno, cuya calle se planea pavimentar, que tiene las características siguientes (Ver: Tabla N° 1):

- 1) $A_2 = 0$, $A_3 = 0$ y $A_4 = 0$; esto quiere decir que el lote de terreno no está ubicado en el centro de la ciudad, ni en Tres Cerritos, ni en el Grand Bourg, sino en cualquiera de los lugares (incluidos San Lorenzo, El Típal y La Almudena) a los que no se les asignó variable dummy.
- 2) $A_6 = 1546,04$ que es la media muestral de la superficie de un lote, en metros cuadrados.
- 3) $A_8 = 1$ significa que tiene cloaca.

Siguiendo la metodología presentada en DEL REY (2000), hacemos los siguientes cálculos:

i) Veamos primero la regresión lineal de la segunda columna de la Tabla N° 3: En tal caso, el aumento del precio del terreno es directamente el coeficiente estimado de A_1 :

$\Delta P = \hat{\beta}_1 = 16,48$ pesos por metro cuadrado. Esta es la base imponible de la contribución de mejoras, por unidad.

$\hat{\beta}_1$ es definido más adelante, en ii).

La base imponible total, de todo el terreno, es entonces:

$$S \Delta P = 25478,74$$

Donde:

S es la superficie del lote que estamos considerando, o sea la media muestral de la superficie (Ver: 2), arriba).

ii) En el caso semilogarítmico de la tercera columna de la Tabla N° 3, debemos aplicar las siguientes fórmulas:

$$P_1 = P' e^{\hat{\beta}_1} \quad \text{cuando la calle esté pavimentada, y}$$

$$P_2 = P' \quad \text{en tanto no lo esté.}$$

Donde:

$$P' = e^{\hat{\beta}_0} e^{\hat{\beta}_2 A'_2} \dots e^{\hat{\beta}_k A'_k}$$

$\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ son las estimaciones de los respectivos coeficientes de regresión, cuyos valores correspondientes a este caso figuran en la tercera columna de la Tabla N° 3.

e es la base de los logaritmos naturales.

Entonces:

$$\Delta P = P_1 - P_2 = P' (e^{\hat{\beta}_1} - 1)$$

En nuestro caso resulta:

$$P' = 18,12 \quad \text{pesos por metro cuadrado.}$$

$e^{\hat{\beta}_1} - 1 = 0,3964$, lo que implica un incremento de 39,64 % en el valor del terreno por el hecho de estar sobre calle pavimentada.

$$\Delta P = 7,18 \quad \text{pesos por metro cuadrado, que es la base imponible unitaria.}$$

La base imponible para todo el terreno resulta:

$$S \Delta P = 11100,57$$

iii) Por último, en el caso de transformar la variable dependiente según Box – Cox, con el valor de $\lambda = 0,2320151$, estimado por máxima verosimilitud, cuya regresión se encuentra en la cuarta columna de la Tabla N° 3, empleamos las siguientes ecuaciones:

$$P_1 = \hat{\lambda} \left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X'_2 + \dots + \hat{\beta}_k X'_k \right)^{\frac{1}{\hat{\lambda}}} + 1 \quad \text{cuando la calle esté}$$

pavimentada, y

$$P_2 = \hat{\lambda} \left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2 X'_2 + \dots + \hat{\beta}_k X'_k \right)^{\frac{1}{\hat{\lambda}}} \quad \text{en tanto no lo esté.}$$

Donde:

$\hat{\lambda}$ es el valor estimado de λ , y los otros símbolos tienen el mismo significado que en el caso anterior.

Entonces:

$$\Delta P = P_1 - P_2$$

En nuestro caso obtuvimos:

$$P_1 = 27,38$$

$$P_2 = 18,44$$

$$\Delta P = 8,94$$

Todo ello en pesos por metro cuadrado. Como en los otros casos, ΔP es la base imponible unitaria de la contribución de mejoras.

La base imponible total es:

$$S \Delta P = 13821,60$$

Puesto que, tanto en el caso ii) como en el iii), la transformación de los estimadores de los parámetros de la regresión que nos permite obtener los estimadores de P_1 y P_2 no es lineal, estos últimos son sesgados. En el caso ii) es posible corregir el sesgo (Ver: DEL REY, 1999a y DEL REY, 1999b), pero no lo es en el de iii), pues desconocemos su forma. En esta sección no se realizó ninguna corrección (en el caso en el que ello es posible) para que sean comparables los valores presentados.

5. Conclusiones

Algunas conclusiones que se mencionan en el resto del trabajo, pero que creemos conveniente repetir aquí son:

1) Los lotes ubicados en San Lorenzo, El Típal o La Almudena valen lo mismo que los que se encuentran en aquellos barrios para los que no se asignó una dummy. Esto puede deberse a que los barrios sin dummy son muy heterogéneos, y en ellos pueden haber precios mucho mayores que los de San Lorenzo, El Típal o La Almudena, y otros mucho menores. Para analizar esto mas cuidadosamente deberíamos introducir un mayor número de variables dummies de ubicación.

2) El servicio de gas natural no produce cambio en el precio del terreno. Esto está de acuerdo con nuestra hipótesis de que la construcción de redes,

para proveer servicios que se pagan privadamente, por unidad, no genera contribución de mejoras.

3) Hay evidencias empíricas de que la función hedónica no es lineal, para el caso de los datos considerados. Ello se desprende del test realizado y, por simple inspección, de los resultados presentados en la Tabla N° 3.

4) Lo dicho en 3) se puede también aplicar, aunque con menos fuerza, a la forma semilogarítmica.

5) Las inferencias de 3) y 4) no son suficientemente fuertes debido a que los tests realizados son poco confiables.

Deseamos agregar algunas cosas no presentadas anteriormente:

6) Comparemos las bases imponibles obtenidas en la Sec. 4 para i) y ii) con la de iii): La de i) es igual al 184,34 % de la de iii), en tanto que la de ii) es sólo el 80,31 % de la misma. Por lo tanto, la especificación semilogarítmica parece mejor que la lineal, pues da resultados más cercanos a los de la especificación máximo verosímil. Pero téngase en cuenta que no hemos corregido por sesgo.

7) En el caso del precio del lote considerado, calculado con las tres funciones estimadas, sin pavimento, las diferencias no son tan grandes. Así, con los datos de la Tabla N° 3: Para i), resulta un precio de $P'' = 17,48$, en tanto que ya tenemos calculado ese mismo precio para ii) en $P' = 18,12$ y para iii) en $P_2 = 18,42$. De ello resulta que: P'' es el 94,90 % de P_2 , en tanto que P' es el 98,37 del mismo.

8) Recuérdese que lo que aquí presentamos es un mero *ejercicio empírico* que, si bien se basa en datos reales, no es confiable para la toma de decisiones debido a sus imperfecciones. Una de ellas es la omisión de algunas variables que deben estar en la función hedónica, tales como: Forma del

terreno, dummies para: servicios telefónicos, de TV por cable, otras ubicaciones del terreno, además de las consideradas, etc. Ello, seguramente, produce sesgos en nuestros estimadores.

Referencias:

DEL REY, Eusebio Cleto (1999a): "La Contribución de Mejoras - Síntesis y Resumen", Asociación Argentina de Economía Política (A. A. E. P.): Anales: XXXIV Reunión Anual, Rosario (Santa Fe), pág. 242 a 249.

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

DEL REY, Eusebio Cleto (2000): "La Transformación de Box – Cox: Una Nota", Reunión de Discusión N° 144, (Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, J. y S., Universidad Nacional de Salta), 26 de Julio.

GREENE, William H. (1999): Análisis Econométrico, Madrid, Prentice Hall, Tercera Edición.

MACÓN, Jorge (1999): "La Contribución de Mejoras (Comentario a un trabajo del Prof. Eusebio del Rey)", A. A. E. P.: Anales: XXXIV Reunión Anual, Rosario (Santa Fe), 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 CD y en el Web site: <http://www.aaep.org.ar>.

Universidad Nacional de Salta
 Facultad de Ciencias Económicas,
 Jurídicas y Sociales
 Instituto de Investigaciones Económicas
 Buenos Aires 177
 4400 Salta
 Argentina

REUNIONES DE DISCUSIÓN

<u>Nº</u>	<u>Fecha</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>
148	4/ 4/01	Eduardo Antonelli	“Una Nota sobre la Oferta Agregada”
149	2/ 5/01	Eduardo Antonelli	“Evaluación Encuesta Alumnos Economía I”
150	30/ 5/01	Eduardo Antonelli	“Aspectos Teóricos del Insumo-Producto”
151	6/ 6/01	Eusebio Cleto del Rey y Carlos Luis Rojas	“Algunas Reflexiones sobre la Prevención de la Leishmaniosis”
152	20/ 6/01	Eduardo Antonelli	“La Oferta Agregada: Un Marco General”
153	4/ 7/01	Eduardo Antonelli y Héctor Eugenio Martínez	“Una Modelización de la Economía Argentina 1900-2000”
154	19/ 9/01	Lea Cristina Cortés de Trejo	“Presupuesto Nacional y Transparencia Fiscal”
155	3/10/01	Eduardo Antonelli	“Un Ejercicio de Análisis de Activos Financieros”
156	17/10/01	Eduardo Antonelli	“Evaluación de la Segunda Encuesta Docente de Economía I”
157	28/11/01	Eusebio Cleto del Rey	“La Contribución de Mejoras: Un Ejercicio Empírico”