

e- Agronegocios



UNIVERSIDAD DE
COSTA RICA

e-Agronegocios

Revista electrónica publicada por el Centro de Investigación en Economía Agrícola y Desarrollo Agroempresarial, la Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios y el Programa de Posgrado en Gerencia Agroempresarial de la Universidad de Costa Rica, 2060, San José, Costa Rica.

e-Agronegocios

Revista electrónica semestral, ISSN-2215-3462

Volumen 2, número 2, artículo 4

Julio - Diciembre 2016

Publicado 1 de julio, 2016

<https://sites.google.com/site/eagronegociosucr/>

ESTIMACIÓN DEL EFECTO DE LA PENDIENTE SOBRE EL VALOR DE LA TIERRA EN LA ZONA DE LA DAMITA, CAÑÓN DEL GUARCO, POR MEDIO DEL MÉTODO ECONOMÉTRICO DE VALUACIÓN

Javier Paniagua Molina

Estimación del efecto de la pendiente sobre el valor la tierra
en la zona de La Damita, Cañón del Guarco, por medio del
método econométrico de valuación

Javier Paniagua Molina¹

RESUMEN

Se realizó investigación en la zona de Cañón del Guarco, provincia de Cartago, para determinar el efecto de la pendiente sobre el valor de mercado de la tierra.

Una muestra fue seleccionada de tal forma que se tuviera variabilidad en cuanto a pendiente y tamaño de las tierras.

Un modelo econométrico fue seleccionado y ajustado para medir la relación entre las variables y se obtuvo resultados significativos para la pendiente y el tamaño de la tierra como variables explicativas del valor de la tierra.

Palabras clave: Valoración de tierras, pendiente de terrenos, modelo econométrico

Fecha de recibido: 2 junio del 2016

Fecha de aprobado: 20 de junio del 2016

Fecha de corregido: 30 de junio del 2016

¹Economista Agrícola, Master en Administración y Dirección de Empresas con énfasis en Finanzas, docente Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios, Universidad de Costa Rica, San José. Costa Rica. Investigador Centro de Investigación en Economía Agrícola y Desarrollo Agroempresarial CIEDA. Costa Rica. Correo electrónico: javier.paniagua@ucr.ac.cr.

*Estimating the effect of slope on the land value in the area of La Damita,
Guarco Canyon, by means econometric valuation method*

ABSTRACT

Research was conducted in the area of Canyon del Guarco, Cartago, to determine the effect of the slope above the market value of the land.

A sample was selected so that variability in slope and size of the land had.

An econometric model was selected and adjusted to measure the relationship between variables and significant results were obtained for the slope and size of the land as explanatory variables the value of the land.

Key words: Land valuation, land slope, econometric models

1. INTRODUCCIÓN

Terrenos con una pendiente más pronunciada implica mayores costos de manejo ya sea tanto para usos agrícolas, industriales o residenciales. En el caso de actividades agrícolas a mayor pendiente mayores costos de labores, mientras que en otros usos, se requiere inversión para la nivelación correspondiente (Caballer, 1993)

Una adecuada asignación de recursos en el crédito rural implica considerar este factor para castigar el valor de un terreno conforme aumenta su pendiente y de esta forma refleje el valor que el mercado asigna en caso de liquidación del terreno como garantía crediticia.

En la zona de La Damita, fue posible encontrar referencias de mercado con distintos grados de pendiente de terrenos en un radio relativamente pequeño y de fácil acceso, lo que justificó el desarrollo de esta investigación.

El objetivo de este trabajo es determinar el efecto que ejerce la pendiente de un terreno sobre el valor de mercado del mismo, bajo condiciones de homogeneidad en otras variables explicativas del valor de la tierra.

2. REFERENTE TEÓRICO

Gurajti y Porter (2010) y Green (1994) indica que un modelo econométrico es aquel en donde una variable dependiente es explicada por una serie de variables independientes de acuerdo a lo siguiente:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \hat{u}$$

Donde: cada beta corresponde a los coeficientes de regresión para cada una de las variables hasta la k-ésima variable influyente en el modelo y \hat{u} corresponde a los residuos o errores de cada observación del modelo.

Son numerosos los trabajos que optan por los modelos econométricos para la estimación del valor de terrenos como los trabajos de Wise y Dover (1974), Sandrey et al. (1982), Capozza y Helsley (1989), Palmquist y Danielson (1989), Mendelsohn et al. (1994), Roka y Palmquist (1997), McDonald y McMillen (1998), Stewart y Libby (1998), Calatrava y Cañero (2000), Plantinga y Millar (2001) y Perry y Robison (2001).

Buitriago (2007) indica que la pendiente y el tamaño de un terreno son variables fundamentales para la determinación de su valor, en lo cual coinciden Palmquist y Danielson (1989) sobre todo porque argumentan que la pendiente influye en la erosión de los suelos, y por ende en su valor para generar beneficios.

3. METODOLOGÍA

Dado que no todos los terrenos tienen una misma área, el tamaño es siempre una variable obligada en cualquier estudio estadístico en el campo de la valoración de tierras. Cuales otras variables incluir en el modelo dependerán de que tan homogéneas sean las observaciones.

En el caso bajo estudio, la muestra obtenida corresponde a observaciones de valores de terrenos muy homogéneos entre sí en cuanto a distancia a centro de desarrollo, acceso, grado de desarrollo y servicios. Los terrenos muestreados presentaron variabilidad principalmente en cuanto a tamaño y pendiente, observaciones atípicas fueron eliminadas.

Para esta investigación, se definieron las siguientes variables:

Precio (P): precio de oferta de la tierra en colones por metro cuadrado

Pendiente (S): grado de inclinación promedio del terreno estimado en campo, medida como fracción

Tamaño (T): es el tamaño del terreno medido en metros cuadrados

Con el modelo ajustado, se estimó posteriormente el valor para dos terrenos seleccionados, uno plano y otro con un grado de inclinación fuerte, así mismo se generó una simulación del efecto pendiente a diferentes tamaños de terreno. .

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Ajuste del modelo

En la tabla 1 se presenta el resultado del análisis de regresión para las variables transformadas de manera adecuada.

Tabla 1. Resultados del modelo de regresión

Modelo MCO, usando las observaciones (T = 16)
Variable dependiente: l_Valor_unitari

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	12,2803	0,429018	28,6242	<0,00001	***
Pendiente	-1,43443	0,336029	-4,2688	0,00091	***
l_Area__m__	-0,407035	0,0540209	-7,5348	<0,00001	***
Media de la vble. dep.	8,381554	D.T. de la vble. dep.	0,796894		
Suma de cuad. residuos	0,688698	D.T. de la regresión	0,230167		
R-cuadrado	0,927700	R-cuadrado corregido	0,916577		
F(2, 13)	83,40354	Valor p (de F)	3,84e-08		
Log-verosimilitud	2,461310	Criterio de Akaike	1,077380		
Criterio de Schwarz	3,395146	Crit. de Hannan-Quinn	1,196068		
rho	0,015240	Durbin-Watson	1,921270		

Los resultados muestran consistencia robusta desde el punto de vista estadístico ya que se obtuvo un R^2 igual a 92,70%, y las pruebas de hipótesis para los coeficientes de regresión resultaron significativas a los más bajos niveles de significancia del 1% y 5%, lo cual indica que hay relación estadística entre las variables.

El estadístico de Durbin-Watson obtenido fue de 1,92127 con una probabilidad asociada de $p = 0,357264$, lo que indica que no hay presencia de autocorrelación de primer orden en los datos.

Por su parte la prueba Breusch-Godfrey (BG), cuyo resultados se muestran en la tabla siguiente, indica que no hay autocorrelación para órdenes superiores, al menos hasta el cuarto rezago.

Tabla 2. Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación hasta el orden 4

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	0,0984763	0,441993	0,2228	0,8287
Pendiente	0,219132	0,371550	0,5898	0,5698
l_Area__m_	-0,0175077	0,0562332	-0,3113	0,7626
uhat_1	-0,154314	0,331775	-0,4651	0,6529
uhat_2	-0,134051	0,291565	-0,4598	0,6566
uhat_3	-0,560550	0,282830	-1,982	0,0788 *
uhat_4	-0,372020	0,355578	-1,046	0,3227

R-cuadrado = 0,357556

Estadístico de contraste: LMF = 1,252253,

con valor p = $P(F(4, 9) > 1,25225) = 0,356$

Estadístico alternativo: $TR^2 = 5,720902,$

con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(4) > 5,7209) = 0,221$

Ljung-Box $Q' = 6,44155,$

con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(4) > 6,44155) = 0,169$

La prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan permite rechazar la hipótesis nula de varianza no homogénea, de manera que se concluye que no hay heterocedasticidad en los datos, de acuerdo con Breusch y Pagan (1979).

Los resultados se muestran en la siguiente tabla:

Tabla 3. Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	-1,84603	2,71798	-0,6792	0,5089
Pendiente	-0,589400	2,12886	-0,2769	0,7862
l_Area__m_	0,345467	0,342241	1,009	0,3312

Suma de cuadrados explicada = 2,45618

Estadístico de contraste: LM = 1,228089,

con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(2) > 1,228089) = 0,541158$

La siguiente figura muestra el patrón de los residuos \hat{u} en donde es posible notar que se presenta la dispersión necesaria como para respaldar los resultados de las pruebas estadísticas realizadas.

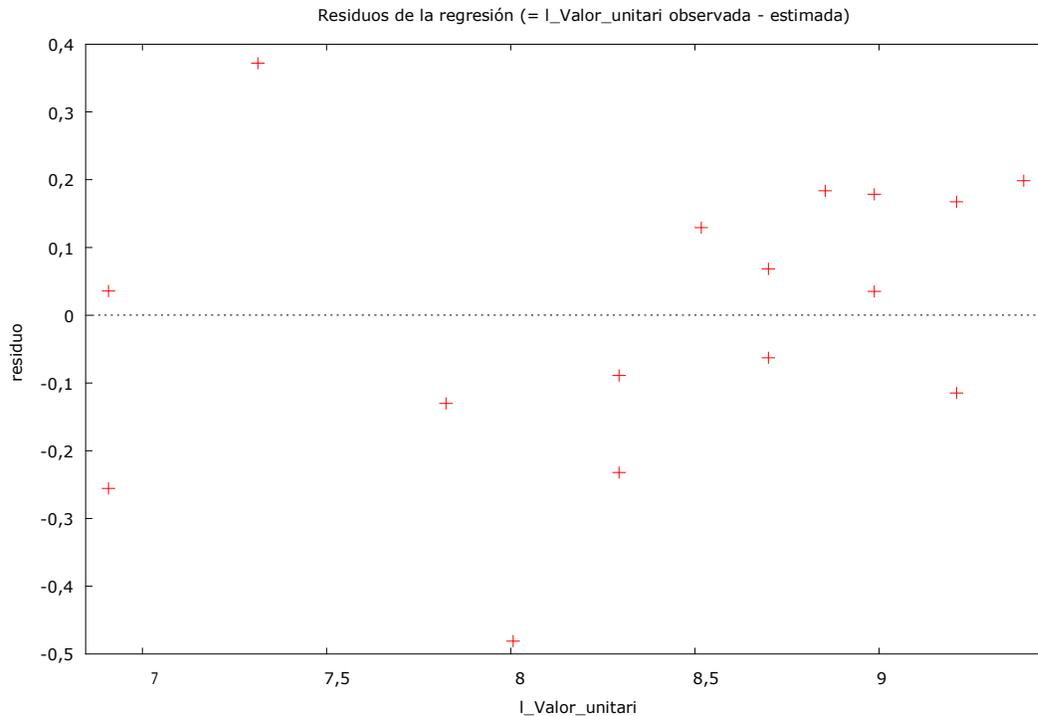


Figura 2. Residuos de la regresión mostrando un patrón disperso deseado

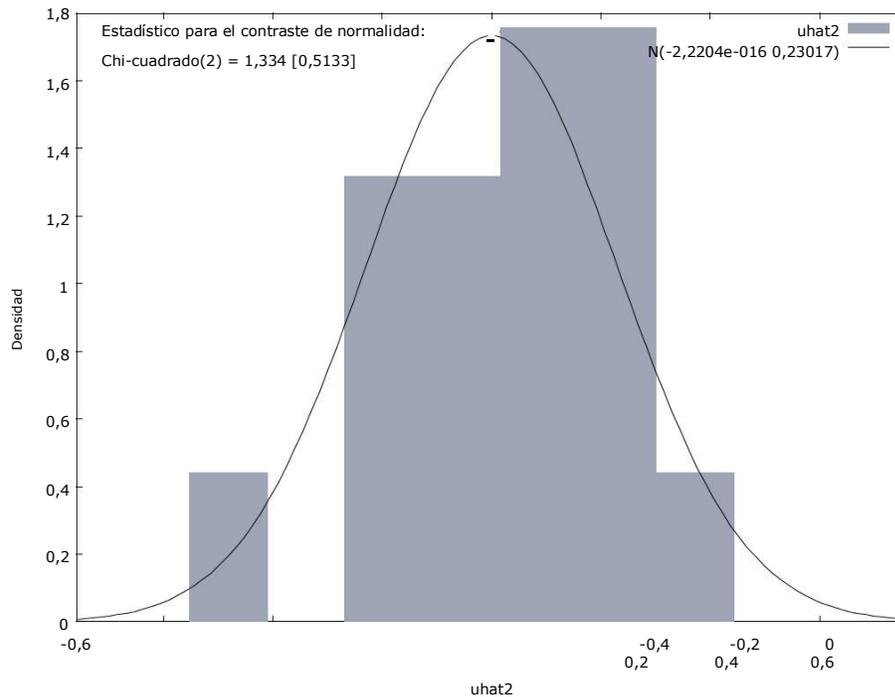


Figura 3. Residuos de la regresión mostrando un patrón de distribución normal deseada

La figura anterior, muestra la cercanía de los residuos a la normalidad deseada para poder aplicar las pruebas estadísticas anteriores.

Dado que el modelo econométrico es apto para pronosticar debido a que no posee heterocedasticidad ni autocorrelación crónica, así también los residuos siguen una distribución de probabilidad normal, es posible aplicarlo al caso bajo estudio.

Uso del modelo

En la siguiente figura se muestra la localización de los terrenos a valorar en una hoja cartográfica a escala 1:50.000 ya que para este momento no fue conseguir una escala menor como 1:10.000 o 1:5.000.

El montaje realizado a escala, indica que la distancia vertical promedio entre curvas de nivel contiguas es de 30 metros y dado que existe una cota de 20 m de diferencia altitudinal entre cada curva, la pendiente promedio se calcula de la siguiente forma:

$$m = \frac{y}{x} \times 100 = \frac{20}{30} \times 100 = 67,7\%$$

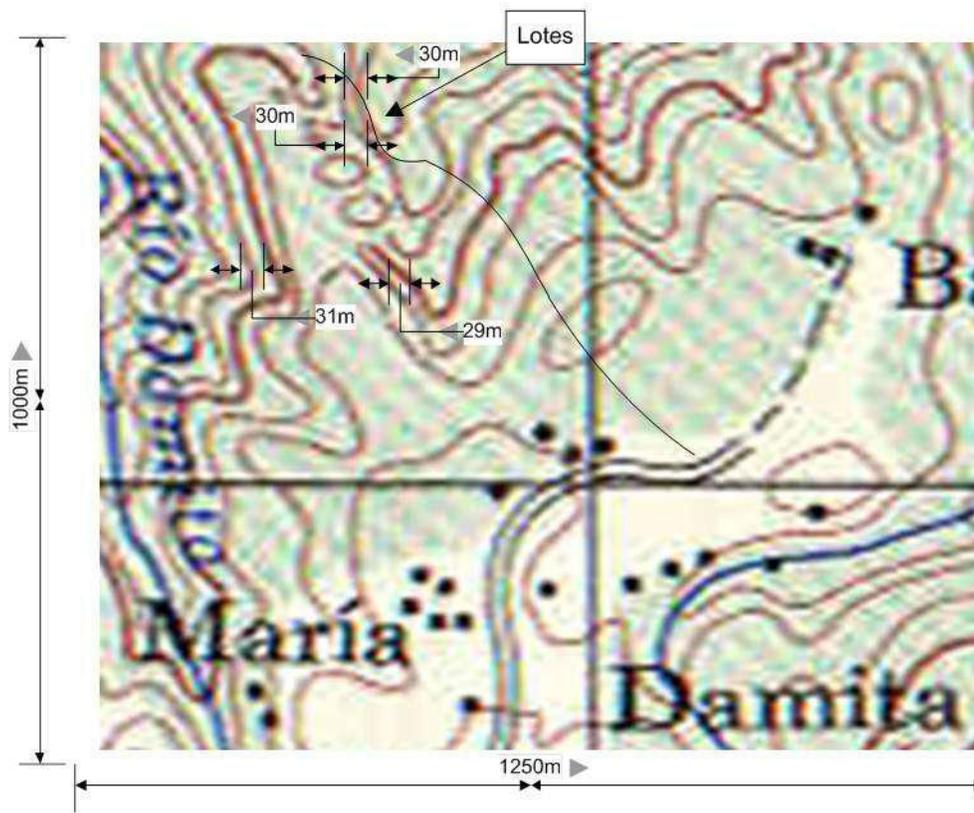


Figura 4. Topografía del lugar donde están los lotes, montaje con base en la Hoja Tapantí

El modelo econométrico predice que el valor de un terreno con un área de 1.500 m², totalmente plano, con acceso de lastre, servicio de agua potable y electricidad, localizado en los alrededores de La Damita, es de ¢10.977,06/m².

Aplicando el modelo econométrico obtenido a un terreno con una pendiente de 67,7%. y un tamaño de 1.500 m², y condiciones de servicios y acceso homogéneas, el obtiene un valor base de ¢4.156,60/m². Es notorio el efecto fuerte que ejerce la pendiente sobre la disminución de valor de la tierra.

Las siguiente figuras mientras los resultados de la simulación del modelo para tamaños de 1.000, 1500, 5.000 y 10.000 m² con pendientes de desde 0% a 75% a intervalos de incrementos de 5%.

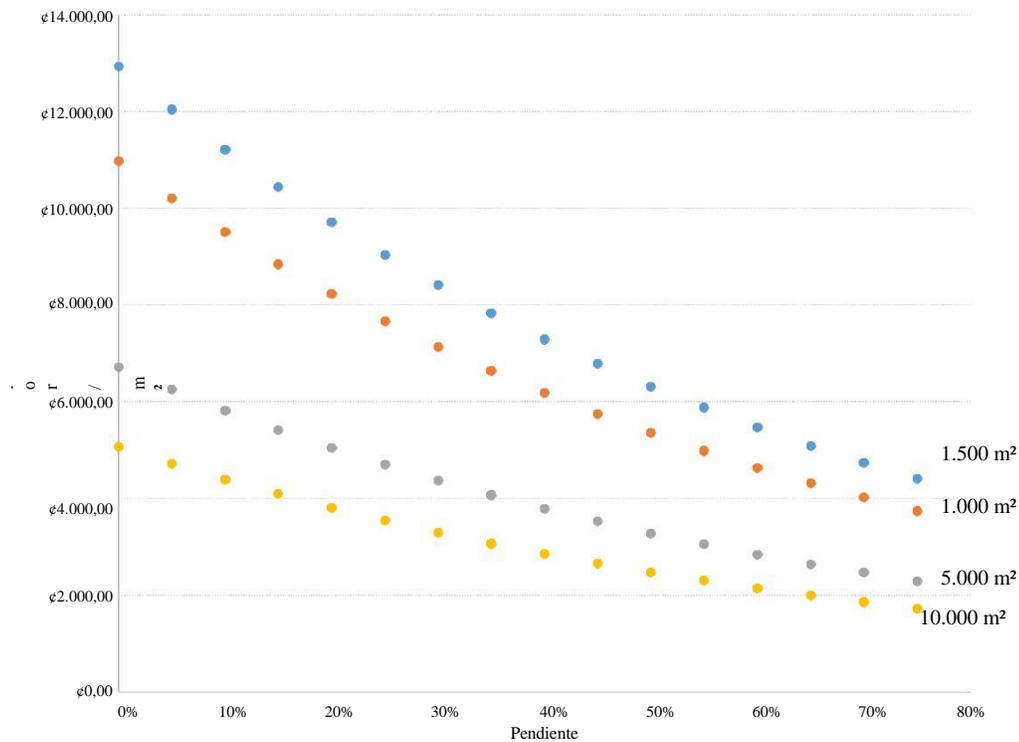


Figura 4. Efecto de la pendiente sobre el valor de la tierra a diferentes tamaño de terrenos

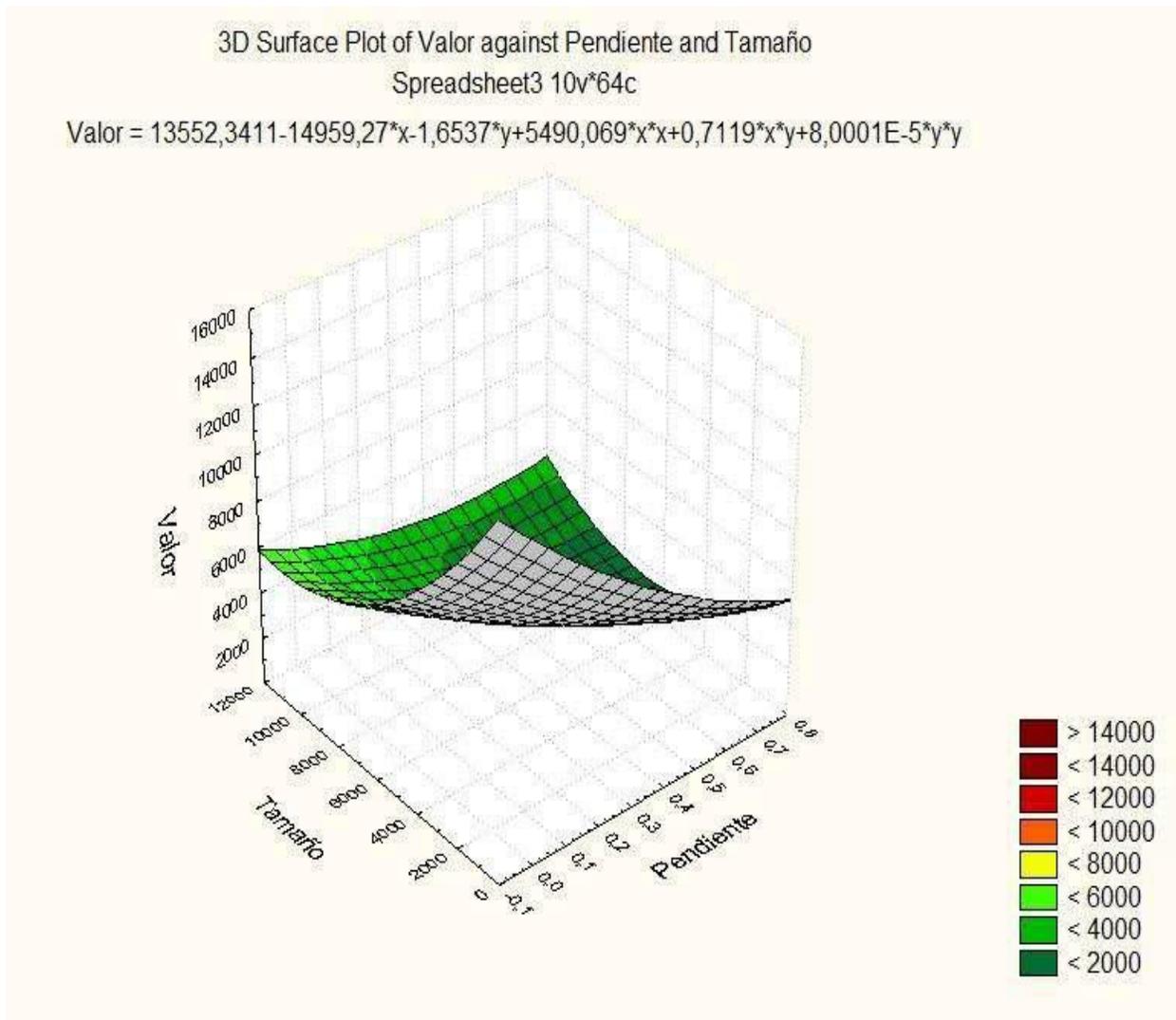


Figura 5. Efecto de la pendiente y el tamaño sobre el valor de la tierra

5. CONCLUSIONES

1. Se encontró evidencia estadística para confirmar que la pendiente de un terreno y su tamaño afectan su valor de mercado.
2. La pendiente sigue un modelo exponencial con un parámetro de regresión de -1,43 midiendo la pendiente en fracción, mientras que el tamaño de la tierra sigue un modelo potencial con un parámetro de regresión de -0,40.
3. De acuerdo con el estudio realizado, es de esperar con un 95% de confianza estadística, que un valor base para un lote de cerca de 1.500 m², con servicios, frente calle lastreada, con topografía del 67,7% y homogeneidad en todo lo demás, oscilará cerca de los €4.156,60/m² y si fuera plano, ese valor es de esperar que sea de €10.977,06/m².

6. REFERENCIAS

- Alonso, R, Serrano, A. (1998). Valoración Agraria. Casos Prácticos de Valoración Agraria. Agrícola Española, Madrid.
- Alonso, R., Iruretagoyena, M. T. (1990). Casos prácticos de Valoración Agraria. Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación, Madrid.
- Arriaza, M.; Cañas Madueño, J.A. y Fernández Sánchez, J.I. (2002). “Valoración de fincas agrarias en la comarca de Pedroches (Córdoba)”. I Congreso Internacional de Valoración y Tasación. Valencia, 3-5 julio.
- Bowerman, B.L. y O’Connell, R.T. (1990). Linear statistical models: an applied approach. Duxbury.
- Belmont, CA. Breusch, T. y Pagan, A. (1979). “A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation”. *Econometrica*, 47: 1287-1294.
- Buitrago (2007). Factores determinantes del precio de la tierra rural en los municipios contiguos a Bogotá D.C. Cali, Colombia: Programa Editorial Universidad del Valle.
- Caballer, V. (1993). Valoración agraria teoría y práctica. Mundi-Prensa, Madrid.
- Caballer, V., (1999). Valoración de Árboles. Mundi Prensa, Madrid.
- Calatrava-Leyva, J. y Cañero-León, R. (2000). Valoración de fincas olivareras de secano mediante métodos econométricos. *Investigación Agraria: Producción y Protección Vegetal*, 15 (1-2): 91-103.

- Capozza, D. R. y Helsley, R. W. (1989). The fundamentals of land prices and urban growth. *Journal of Urban Economics*, 26 (3): 295-306.
- García Pérez, J., Cruz Rambaud, S. y Rosado López, Y. (2002). Extensión multi-índice del método beta en valoración agraria. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 2 (2): 3-26.
- García Pérez, J.; Herrerías Pleguezuelo, R. y García García, L.B. (2003). Valoración agraria: contrastes estadísticos para índices y distribuciones en el método de las dos funciones de distribución. *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 199: 93-118.
- Godfrey, L. (1978). Testing for multiplicative heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 8: 227-236.
- Greene, W.H. (1997). *Econometric analysis*. Prentice-Hall, New Jersey.
- Guadalajara, N. (1996). *Valoración Agraria. Casos prácticos*. Mundi-Prensa, Madrid.
- Gujarati, D.; & Porter, D. (2010). *Econometría (5 Ed)*. México: McGraw-Hill Interamericana
- McDonald, J. F. y McMillen, D.P. (1998). Land values, land use, and the first Chicago zoning ordinance. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 16 (2): 135-150.
- Mendelsohn, R., Nordhaus, W. D. y Shaw, D. (1994). The impact of global warming on agriculture: a Ricardian analysis. *American Economic Review* 84 (4): 753-771.
- Palmquist, R. B. y Danielson, L. E. (1989). A hedonic study of the effects of erosion control and drainage on farmland values. *American Journal of Agricultural Economics*, 71 (1): 55-62.
- Perry, G.M. y Robison, L.J. (2001). Evaluating the influence of personal relationships on land sale prices: a case study in Oregon. *Land Economics*, 77 (3): 385-398.
- Plantinga, A.J. y Miller, D.J. (2001). Agricultural land values and the value of rights to future land developmen. *Land Economics*, 77 (1): 56-67.
- Roka, F. M. y Palmquist, R. B. (1997). Examining the use of national databases in a hedonic analysis of regional farmland values. *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (5): 1651-1656.
- Sandrey R.A., Arthur L.M., Oliveira R.A. y Wilson W.R. (1982). Determinants of Oregon farmland values: A pooled cross-sectorial time series analysis. *Western Journal of Agricultural Economics*, 7 (2): 211-220.
- Segura, B.; García Portillo R. y Vidal F. (1998). Modelos econométricos de valoración: aplicación de la valoración fiscal. *Investigación Agraria: Producción y Protección Vegetal*, 13 (1-2): 221-241.
- Stewart, P.A. y Libby, L. (1998). Determinants of farmland values: The case of DeKalb County, Illinois. *Review of Agricultural Economics*, 20 (1): 80-95.

White, H. (1980). A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator y a direct test of heteroscedasticity. *Econometrica*, 48 (4): 817-818.

Wise, J.O. y Dover, H.J. (1974). An evaluation of a statistical method of appraising rural property. *The Appraisal Journal*, 42 (1): 103-113.