



Caso de estudio

El problema de la consultoría está en la t

Julio César Alonso* y Beatriz Eugenia Gallo

Centro de Investigación en Economía y Finanzas, Universidad Icesi, Cali, Colombia

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 17 de agosto de 2012

Aceptado el 16 de mayo de 2013

Clasificación JEL: C01, C18

Palabras clave:

Modelo de regresión lineal

Pruebas t

Comparación entre modelos

Estimación de demanda

JEL classification: C01, C18

Keywords:

Linear Regression Model

 t -test

Model comparison

Demand estimation

Classificação JEL: C01, C18

Palavras-Chave:

Modelo de regressão linear

Provas t

Comparação entre modelos

Estimativa de procura

RESUMEN

El objetivo de este caso es reforzar la capacidad del lector de aproximarse de forma sistémica a un problema que requiere el uso de herramientas econométricas, en especial la regresión múltiple. Para ello, el problema se contextualiza en una empresa consultora que debe estimar una función de demanda y debe determinar qué pruebas de hipótesis deben hacerse para los coeficientes del modelo de regresión lineal estimado. Esta discusión toca un tema que parece darse por sentado, pero que refleja la necesidad de reflexionar acerca de las razones por las cuales se hace uso de una prueba t individual de 2 colas o de 1 cola y la relación con la teoría económica.

© 2013 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España. Todos los derechos reservados.

The problem of the consultancy is in the t

ABSTRACT

This case of study aims to strengthen the ability of the reader to systematically solve issues that involve using econometric tools. We focus on the linear regression model. The problem is about the estimation of a demand curve, which leads to hypothesis testing for a linear regression model. The discussion deals with a problem that seems to be taken for granted, and it also mentions the importance of considering theoretical implications when using one- and two-tailed tests.

© 2013 Universidad ICESI. Published by Elsevier España. All rights reserved.

O Problema da Consultoria está no t

RESUMO

O objectivo deste caso é reforçar a capacidade do leitor de aproximar-se de forma sistémica de um problema que requer a utilização de ferramentas econométricas, em especial na regressão múltipla. Para tal, o problema é contextualizado numa empresa consultora que deve calcular uma função de procura e deve determinar que provas de hipótese devem ser levadas a cabo para os coeficientes do modelo de regressão linear estimado. Esta discussão toca num tema que parece encarar-se como assente, mas que reflecte a necessidade de reflectir sobre as razões pelas quais se utiliza uma prova de t individual de duas listas ou de uma lista e a relação com a teoria económica.

© 2013 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España. Todos os direitos reservados.

Autor para correspondencia: Universidad Icesi, Calle 18 # 122-135, Pance, Cali, Colombia

Correo electrónico: jcalonso@icesi.edu.co (J.C. Alonso).

1. Introducción

En este caso, se ejemplifican una serie de “disputas” que se presentan en una empresa de consultoría como consecuencia de una situación que se supondría bastante cotidiana en este negocio.

Primero, se presenta un breve contexto de la empresa consultora y la empresa que solicita el servicio de consultoría para mostrar los objetivos del estudio que se pide a la consultora. Se discuten algunos de los pasos que siguió la consultora antes de decidir el modelo que se ha de estimar y decidir la forma en que se muestran los resultados.

De esta manera, el caso permite traer a colación temas como la estimación y elección de un modelo de demanda lineal empleando regresión múltiple. No obstante, el problema principal del caso es el tipo de prueba *t* que se debe realizar para los coeficientes del modelo de demanda (regresión múltiple). Para dar solución a esta discusión, como ocurre naturalmente, se cuenta con fuertes limitaciones de información, y su solución depende de la capacidad de aproximarse de forma sistémica al problema. Este caso viene acompañado de un archivo que contiene los datos que permiten replicar todos los cálculos y realizar nuevos cálculos si se cree pertinente. Finalmente, se proveen salidas de 3 diferentes paquetes estadísticos (Easy Reg International, R y STATA) para los cálculos realizados.

2. Caso

Consultores S.A. es una empresa consultora colombiana, reconocida como una de las líderes en emplear métodos estadísticos para resolver problemas en las organizaciones de diversa índole. Dada su experiencia en el empleo de modelos econométricos, Green INC., una empresa estadounidense de ropa que está interesada en incursionar en el mercado colombiano, firmó un contrato con Consultores para que estime la demanda por blusas, camisas y camisetas ecológicas, que es el producto estrella de Green INC.

En especial, el departamento de mercadeo de Green está interesado en saber cómo se ven afectadas las unidades vendidas por el ingreso de las personas y, por supuesto, por el precio, para conformar una estrategia de mercadeo que esté en concordancia con las personas que realmente demandarían el producto.

Debido a que Consultores S.A. no tenía datos disponibles sobre el mercado de blusas, camisas y camisetas ecológicas, debió diseñar una encuesta en la que se preguntaba a las personas la cantidad de blusas, camisas y camisetas que estaban dispuestas a comprar con diferentes precios, tanto para ropa ecológica como para prendas de vestir convencionales.

Una vez diseñada la encuesta, el siguiente paso fue calcular el tamaño de la muestra necesario para que los datos fueran representativos en el ámbito nacional, y por lo tanto, poder inferir sobre la demanda en el ámbito nacional. Como los representantes de Green insistieron arduamente en que querían la mayor precisión posible en sus resultados, el tamaño de la muestra fue calculado de forma que fuera representativo de la población para un modelo de regresión lineal. Después de realizar los cálculos necesarios, se decidió que el tamaño de la muestra adecuado era de 30.886 personas.

El siguiente paso era decidir la forma funcional de la demanda que debía ser estimada. El equipo de consultores, involucrados directamente en este negocio, estuvo rápidamente de acuerdo con que debía tratarse de un modelo de regresión lineal en el que la variable dependiente fuera la cantidad demandada de prendas de vestir. También hubo acuerdo en que, de acuerdo con la teoría económica, las variables independientes que debían incluirse eran el ingreso mensual de la persona, el precio de las blusas, camisas y camisetas ecológicas y el precio de este tipo de prendas convencionales, así como de bienes sustitutos.

Sin embargo, no fue posible que los consultores del equipo de trabajo se pusieran de acuerdo sobre la forma funcional del modelo que debía ser estimado. Algunos defendían que lo mejor era usar un modelo convencional, con las variables en sus niveles, por considerarlo el de una interpretación más directa. Otros declaraban que era mejor usar un modelo log-log, de tal forma que las elasticidades implicadas en el modelo se pudieran leer directamente a partir de los coeficientes y que elasticidades fuesen constantes.

Finalmente, un grupo de consultores sénior, con mayor experiencia en estimación de modelos de demanda, afirmaron que era mejor usar un modelo semilog, de forma que se obtuvieran las semielasticidades de la demanda. Al entender que no era posible lograr un acuerdo entre los consultores del equipo, el gerente de la compañía ordenó que se estimaran todos los modelos, y que se optara finalmente por aquel que presentara el mejor ajuste, de acuerdo al R^2 de los modelos. Esta decisión parecía satisfacer a todos los consultores líderes.

Esta pregunta fue solucionada rápidamente por el equipo de consultores, pero meses después, apareció una pregunta “más complicada”. Un nuevo practicante de Consultores S.A. planteó una pregunta que a primera vista parecía obvia, pero tal vez no lo es.

Mientras el practicante construía la tabla para reportar los resultados de la estimación del modelo finalmente elegido, preguntó si debería emplear pruebas *t* de 1 cola o de 2 colas. Esta tabla iría en el informe presentado a los consultores líderes, quienes obtendrían las conclusiones finales a partir de ella.

El consultor BETA cree que la mayoría de las pruebas *t* (individuales) para una ecuación estimada por mínimos cuadrados ordinarios debería ser de 1 cola. La razón es que uno puede emplear la teoría económica o la lógica para “contar la historia” detrás del problema. Y en general, se termina esperando (de acuerdo con la teoría o la lógica) un coeficiente negativo o positivo.

Por el contrario, el consultor ALFA está convencido de que la mayoría de las pruebas *t* (individuales) para una ecuación estimada por mínimos cuadrados ordinarios debería ser de 2 colas. La razón, según este consultor, es que la teoría rara vez provee expectativas no ambiguas sobre el signo del efecto de la variable explicativa sobre la dependiente. Aun en el caso de una función de demanda, el consultor ALFA afirma que “ni siquiera en ese caso podemos hablar de un signo claro esperado para el coeficiente asociado al precio, pues no podemos descartar la posibilidad de un bien Giffen”. Y adiciona, “¿y qué tal con respecto al ingreso?, la teoría tampoco nos da un signo determinado para el efecto del ingreso sobre la demanda”.

Un tercer consultor, el consultor GAMMA, dice estar de acuerdo con el consultor ALFA, aduciendo que todos los programas que ha usado para estimar los modelos econométricos a lo largo de su vida reportan el valor-*p* de la prueba de 2 colas y nunca el de 1 de las colas. Argumentó que “si todos los programas econométricos reportan los resultados de una prueba de 2 colas, ¿por qué Consultores debería llevarles la contraria?”.

Los libros de econometría no parecen resolver esta disputa. El practicante revisó varios libros de econometría, pero no encontró referencia a este tipo de discusión. Los textos hablan sobre cómo hacer una prueba de 1 o de 2 colas, pero eso no permite resolver la duda. Por ejemplo, encontró las siguientes citas:

- “Although most hypotheses in regression analysis can be tested with one-sided *t*-tests, two-sided *t*-tests are appropriate in particular situations” (Studenmund, 2010, p. 135).
- Goldberger (1991, p. 73) al respecto dice : “In some economic contexts, however, only one-sided alternatives are relevant”.
- Stock y Watson (2006, p. 154) escriben “In practice, one-sided alternative hypothesis should be used only where there is a clear reason for doing so. The reason could come from economic theory, prior empirical evidence, or both”.

Así, la revisión bibliográfica no le ayudó al practicante a resolver su problema. El practicante continuó preguntando, pero ahora a los consultores de su grupo de trabajo. El primero de ellos le contestó:

“Si tus resultados (rechazar o no rechazar) dependen de si estás empleando una prueba de 1 o de 2 colas, entonces para empezar, tus resultados no son demasiado convincentes”. De hecho, argumenta este consultor, “lo que uno lee, en los artículos de revistas y reportes técnicos, es que la tendencia es a reportar los valores p , más que una decisión de rechazar o aceptar una hipótesis. Esto hace que no tengas que resolver el problema que tienes. Así, uno le tira el problema al lector y él o ella tendrá que tomar la decisión”.

El segundo consultor del grupo involucrado replica que eso no resuelve el problema, pues “si empleamos los valores p , aún sigue la misma pregunta, ¿debemos reportar los valores p de 1 cola o de 2 colas?” El consultor junior agrega “...por ejemplo, si el valor p de 1 cola es 0,06 y de 2 colas es 0,12, entonces ALFA y GAMMA reportarán en su tabla el valor p de 0,12 y BETA el de 0,06. BETA dirá que se puede rechazar la hipótesis nula y hasta pondrán dos “*” al lado de los coeficientes estimados, mientras que ALFA y GAMMA dirán que no se puede rechazar la hipótesis nula”.

Como ni el practicante ni el primer consultor junior parecían entender por completo este punto, el segundo consultor toma una hoja de papel y hace el gráfico que se muestra en la figura 1 para intentar explicar su punto. En gris coloreó las áreas que representan el valor p para una prueba de 2 colas, y luego sombreó con líneas negras el área de la distribución que corresponde al valor p de una prueba de hipótesis de cola superior.

Aun después de esta explicación el practicante no sabe qué hacer y el problema es que tiene 2 tablas cruciales por hacer para 2 reportes diferentes. La primera tabla se incluirá en el reporte para que los consultores obtengan sus conclusiones. La segunda se entregará en el reporte definitivo que recibirán las máximas directivas de Green INC. Los resultados a los que se enfrenta el estudiante se muestran en los anexos 1, 2 y 3.

3. Preguntas de discusión

- ¿Es adecuado el criterio que determinó el gerente de la compañía para escoger el modelo que debía usarse para estimar la demanda? ¿Por qué usar o no la facilidad para interpretar los resultados como criterio de decisión?
- De acuerdo con el criterio elegido por el gerente, ¿cuál de los modelos se usó finalmente en la elaboración del informe para Green INC.?
- ¿Cuál debería ser la política de la firma consultora de aquí en adelante, respecto a las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes de los modelos estimados? ¿Deberían usar 1 o 2 colas?
- ¿Qué debería hacer el practicante?

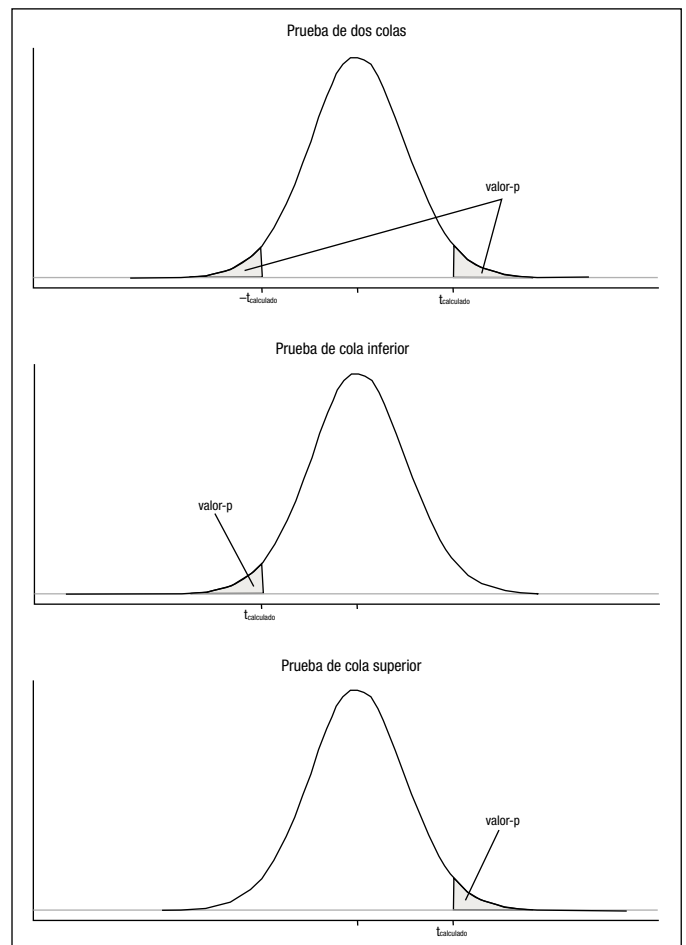


Figura 1. Valores p para pruebas de hipótesis de 1 cola y de 2 colas.
Fuente: elaboración propia.

Bibliografía

- Bierens, H. J. (2005). *EasyReg International*. University Park, PA: Pennsylvania State University.
- Goldberger, A. S. (1991). *A Course in Econometrics*. Cambridge: Harvard University Press.
- R Core Team. (2012). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- StataCorp. (2011). *Stata Statistical Software: Release 12*. Texas: College Station.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2006). *Introduction to Econometrics* (2.^a ed.). Londres: Pearson.
- Studenmund, A. H. (2010). *Using Econometrics: A Practical Guide* (5.^a ed.). Londres: Pearson.

Anexos

Anexo 1. Salida de la estimación en EasyReg

Anexo 1.1 Modelo con las variables en sus niveles

Tabla A1

Resultados de la estimación del modelo con las variables en sus niveles en EasyReg

Y = Q			
X variables			
X(1)			ingreso
X(2)			pcon
X(3)			peco
X(4)			1
Resultados de la estimación MCO			
Parámetros de Estimación		t-valor (S.E.) [p-valor]	H.C. t-valor (H.C. S.E.) [H.C. p-valor]
b(1)	0,0000	66,347 0,0000 [0,00000]	31,251 0,0000 [0,00000]
b(2)	0,0002	71,201 0,0000 [0,00000]	59,854 0,0000 [0,00000]
b(3)	-0,00052	-157,638 0,0000 [0,00000]	-98,571 -0,00001 [0,00000]
b(4)	103,2527	143,928 -0,71739 [0,00000]	115,285 -0,89563 [0,00000]
Tamaño de muestra efectivo (n)		30886	
Varianza de los residuos		1433,56826	
Error estándar de los residuos (SER)		37,862491	
Suma del cuadrado de los residuos (RSS)		44271454,9	
Suma total de los cuadrados (TSS)		91719967,1	
R-cuadrado		0,5173	
R-cuadrado ajustado		0,5173	

Tabla A2

Prueba de significancia global para el modelo con las variables en sus niveles estimado en EasyReg

Prueba F global			
F(3,30882)			11032,73
p-valor			0,0000
Niveles de significancia	10%	5%	
Valores críticos	2,08	2,6	
Conclusiones	Rechazar	Rechazar	

Tabla A3

Prueba de Jarque-Bera para el modelo con las variables en sus niveles en EasyReg

Prueba de Jarque-Bera/Salmon-Kiefer			
Prueba de Jarque-Bera/Salmon-Kiefer			1098016,46
Hipótesis nula			Los errores están normalmente distribuidos
Distribución nula			Chi-cuadrado(2)
p-valor			0,0000
Nivel de significancia	10%	5%	
Valores críticos	4,61	5,99	
Conclusiones	Rechazar	Rechazar	

Tabla A4

Prueba de Breusch-Pagan para el modelo con las variables en sus niveles en EasyReg

Prueba de Breusch-Pagan			
Prueba de Breusch-Pagan			37687,2429
Hipótesis nula			Los errores son homocedásticos
Distribución nula			Chi-cuadrado (3)
p-valor			0,0000
Nivel de significancia	10%	5%	
Valores críticos	6,25	7,81	
Conclusiones	Rechazar	Rechazar	

Tabla A5

Criterios de información para el modelo con las variables en sus niveles en EasyReg

Criterios de información			
Akaike			7,26805
Hannan-Quinn			7,26840
Schwarz			7,26913

Anexo 1.2 Modelo log-log

Tabla A6

Resultados de la estimación del modelo log-log en EasyReg

Y = LN[Q]			
X variables			
X(1)			LN[pcon]
X(2)			LN[ingreso]
X(3)			LN[peco]
X(4)			1
Resultados de la estimación MCO			
Parámetros de estimación		t-valor (S.E.) [p-valor]	H.C. t-valor (H.C. S.E.) [H.C. p-valor]
b(1)	0,58731	87,399 -0,00672 [0,00000]	86,686 -0,00678 [0,00000]
b(2)	0,31874	107,955 -0,00295 [0,00000]	65,18 -0,00489 [0,00000]
b(3)	-1,51309	-160,136 -0,00945 [0,00000]	-157,521 -0,00961 [0,00000]
b(4)	10,40235	75,233 -0,13827 [0,00000]	70,688 -0,14716 [0,00000]
Tamaño de muestra efectivo (n)		30886	
Varianza de los residuos		0,567647	
Error estándar de los residuos (SER)		0,753424	
Suma del cuadrado de los residuos (RSS)		17530,0824	
Suma total de los cuadrados (TSS)		41895,1817	
R-cuadrado		0,5816	
R-cuadrado ajustado		0,5815	

Tabla A7

Prueba de significancia global para el modelo log-log estimado en EasyReg

Prueba F global			
F(3,30882)			14307,65
p-valor			0,0000
Niveles de significancia	10%	5%	
Valores críticos	2,08	2,6	
Conclusiones	Rechazar	Rechazar	

Tabla A8

Prueba de Jarque-Bera para el modelo log-log en EasyReg

Prueba de Jarque-Bera/Salmon-Kiefer		
Prueba de Jarque-Bera/Salmon-Kiefer	18794,0439	
Hipótesis nula	Los errores están normalmente distribuidos	
Distribución nula	Chi-cuadrado(2)	
p-valor	0,0000	
Nivel de significancia	10%	5%
Valores críticos	4,61	5,99
Conclusiones	Rechazar	Rechazar

Tabla A9

Prueba de Breusch-Pagan para el modelo log-log en EasyReg

Prueba de Breusch-Pagan		
Prueba de Breusch-Pagan	8087,52948	
Hipótesis nula	Los errores son homocedásticos	
Distribución nula	Chi-cuadrado (3)	
p-valor	0,0000	
Nivel de significancia	10%	5%
Valores críticos	6,25	7,81
Conclusiones	Rechazar	Rechazar

Tabla A10

Criterios de información para el modelo log-log en EasyReg

Criterios de información	
Akaike	-0,566126
Hannan-Quinn	-0,565780
Schwarz	-0,565046

Anexo 1.3 Modelo semilog

Tabla A11

Resultados de la estimación del modelo semilog en EasyReg

Y = LN[Q]			
X variables			
X(1)			ingreso
X(2)			pcon
X(3)			peco
X(4)			1
Resultados de la estimación MCO			
Parámetros de estimación		t-valor (S.E.) [p-valor]	H.C. t-valor (H.C. S.E.) [H.C. p-valor]
b(1)	0,0000	51,784 0,0000 [0,00000]	115,004 0,0000 [0,00000]
b(2)	0,0000	71,39 0,0000 [0,00000]	69,48 0,0000 [0,00000]
b(3)	-0,00001	-133,588 0,0000 [0,00000]	-131,61 0,0000 [0,00000]
b(4)	4,30161	261,264 -0,01646 [0,00000]	256,462 -0,01677 [0,00000]
Tamaño de muestra efectivo (n)			30886
Varianza de los residuos			0,755108
Error estándar de los residuos (SER)			0,868969
Suma del cuadrado de los residuos (RSS)			23319,2443
Suma total de los cuadrados (TSS)			41895,1817
R-cuadrado			0,4434
R-cuadrado ajustado			0,4433

Tabla A12

Prueba de significancia global para el modelo semilog estimado en EasyReg

Prueba F global		
F(3,30882)	8200,12	
p-valor	0,0000	
Niveles de significancia	10%	5%
Valores críticos	2,08	2,6
Conclusiones	Rechazar	Rechazar

Tabla A13

Prueba de Jarque-Bera para el modelo semilog en EasyReg

Prueba de Jarque-Bera/Salmon-Kiefer		
Prueba de Jarque-Bera/Salmon-Kiefer	90543,7289	
Hipótesis nula	Los errores están normalmente distribuidos	
Distribución nula	Chi-cuadrado(2)	
p-valor	0,0000	
Nivel de significancia	10%	5%
Valores críticos	4,61	5,99
Conclusiones	Rechazar	Rechazar

Tabla A14

Prueba de Breusch-Pagan para el modelo semilog en EasyReg

Prueba de Breusch-Pagan		
Prueba de Breusch-Pagan	1178,2845	
Hipótesis nula	Los errores son homocedásticos	
Distribución nula	Chi-cuadrado (3)	
p-valor	0,0000	
Nivel de significancia	10%	5%
Valores críticos	6,25	7,81
Conclusiones	Rechazar	Rechazar

Tabla A15

Criterios de información para el modelo semilog en EasyReg

Criterios de información	
Akaike	-0,280765
Hannan-Quinn	-0,280419
Schwarz	-0,279685

Fuente anexo 1: (Bierens, 2005).

Anexo 2 Salida de la estimación en R

Tabla A16

Resultados de la estimación del modelo con las variables en sus niveles en R

lm(fórmula = Q ~ ingreso + pcon + peco)					
Residuos					
Min	1Q	Media	3Q	Max	
-136,65	-17,94	-1,77	13,17	719,94	
Coeficientes					
	Estimación	Error estándar	t valor	Pr(> t)	
(Intercepto)	1,03E+02	7,17E-01	143,93	< 2e-16	***
Ingreso	2,10E-06	3,16E-08	66,35	< 2e-16	***
Pcon	2,04E-04	2,87E-06	71,2	< 2e-16	***
Peco	-5,24E-04	3,33E-06	-157,64	< 2e-16	***
Niveles de significancia: 0 '****' 0,001 '***' 0,01 '**' 0,05 '.' 0,1 '.' 1					
Error estándar residual: 37,86 de 30882 grados de libertad					
R-cuadrado múltiple	0,5173	R-cuadrado ajustado	0,5173		
Estadístico F	11030	de 3 y 30882 gl	p-valor	< 2,2e-16	

Tabla A17

Resultados de la estimación del modelo log-log en R

lm(formula = log(Q) ~ log(ingreso) + log(pcon) + log(peco))					
Residuos					
Min	1Q	Media	3Q	Max	
-4,6371	-0,3662	0,2927	0,5295	1,4248	
Coeficientes					
	Estimación	Error estándar	t valor	Pr(> t)	
(Intercepto)	10,402348	0,138268	75,23	< 2e-16	***
log(ingreso)	0,318739	0,002953	107,95	< 2e-16	***
log(pcon)	0,587313	0,00672	87,4	< 2e-16	***
log(peco)	-1,513092	0,009449	-160,14	< 2e-16	***
Niveles de significancia: 0 '****' 0,001 '***' 0,01 '**' 0,05 '.' 0,1 '.' 1					
Error estándar residual: 0,7534 de 30882 grados de libertad					
R-cuadrado múltiple	0,5816	R-cuadrado ajustado	0,5815		
Estadístico F:	14310	de 3 y 30882 gl	p-valor	< 2,2e-16	

Tabla A18

Resultados de la estimación del modelo semilog en R

lm(formula = log(Q) ~ ingreso + pcon + peco)					
Residuos					
Min	1Q	Media	3Q	Max	
-6,2978	-0,1534	0,2319	0,514	1,8336	
Coeficientes					
	Estimación	Error estándar	t valor	Pr(> t)	
(Intercepto)	4,30E+00	1,65E-02	261,26	< 2e-16	***
ingreso	3,76E-08	7,26E-10	51,78	< 2e-16	***
pcon	4,70E-06	6,59E-08	71,39	< 2e-16	***
peco	-1,02E-05	7,64E-08	-133,59	< 2e-16	***
Niveles de significancia: 0 '****' 0,001 '***' 0,01 '**' 0,05 '.' 0,1 '.' 1					
Error estándar residual: 0,869 de 30882 grados de libertad					
R-cuadrado múltiple	0,4434	R-cuadrado ajustado	0,4433		
Estadístico F	8200	de 3 y 30882 DF	p-valor	< 2,2e-16	

Tabla A19

Resultados de las pruebas de hipótesis sobre los parámetros de los modelos en R

Ho: coeficiente	p-valor		
	Y = Q	Y = LN[Q]	Y = LN[Q]
ingreso<=0	0,0000		1,0000
ingreso>=0	1,0000		0,0000
pcon<=0	0,0000		1,0000
pcon>=0	1,0000		0,0000
peco<=0	1,0000		0,0000
peco>=0	0,0000		1,0000
log(ingreso)<=0		0,0000	
log(ingreso)>=0		1,0000	
log(pcon)<=0		0,0000	
log(pcon)>=0		1,0000	
log(peco)<=0		1,0000	
log(peco)>=0		0,0000	

Fuente anexo 2: (R Core Team, 2012).

Anexo 3 Salida de la estimación en Stata

Tabla A20

Resultados de la estimación de los diferentes modelos en Stata

	Y = Q	Y = LN[Q]	Y = LN[Q]
ingreso	0,0000*** (0,000)		0,0000*** (0,000)
pcon	0,0002*** (0,000)		0,0000*** (0,000)
peco	-0,0005*** (0,000)		-0,0000*** (0,000)
lingreso		0,3187*** (0,003)	
lpcon		0,5873*** (0,0067)	
lpeco		-1,5131*** (0,0094)	
_cons	103,2527*** (0,7174)	10,4023*** (0,1383)	4,3016*** (0,0165)
N	30886	30886	30886
r2	0,5173	0,5816	0,4434
F	11032,7294	14307,6528	8200,1242

Errores estándar en paréntesis

* p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

Tabla A21

Resultados de las pruebas de hipótesis sobre los parámetros de los modelos en Stata

Ho: coef	p-valor		
	Y = Q	Y = LN[Q]	Y = LN[Q]
ingreso=0	0,0000		0,0000
ingreso<=0	0,0000		0,0000
ingreso>=0	1,0000		1,0000
pcon=0	0,0000		0,0000
pcon<=0	0,0000		0,0000
pcon>=0	1,0000		1,0000
peco=0	0,0000		0,0000
peco<=0	1,0000		1,0000
peco>=0	0,0000		0,0000
lingreso=0		0,0000	
lingreso<=0		0,0000	
lingreso>=0		1,0000	
lpcon=0		0,0000	
lpcon<=0		0,0000	
lpcon>=0		1,0000	
lpeco=0		0,0000	
lpeco<=0		1,0000	
lpeco>=0		0,0000	

Fuente anexo 3: (StataCorp, 2011).