Universidad Carlos III de Madrid
Econometría
Examen Final, Convocatoria Extraordinaria, Curso 2014-2015.

Duración del examen: 2 horas.
Nota importante: Alguna información contenida en las salidas es redundante.

PREGUNTA 1 *Una de las funciones de producción más utilizadas es la función CES (Constant Elasticity substitution) debido a que anida como casos particulares otras funciones de producción utilizadas habitualmente en la literatura empírica tales como la Cobb-Douglas o la Leontieff. La expresión de la función CES es la siguiente:*

$$Y = \gamma(\delta K^{\rho} + (1-\delta)L^{\rho})v/\rho$$

donde Y, K y L denotan la producción, el capital y el trabajo, γ es el parámetro de eficiencia, δ es la proporción en que los dos factores entran en la función de producción, ρ es el parámetro que define la elasticidad de substitución y v es el parámetro que mide los rendimientos a escala, de manera que $v = 1$, $v > 1$ y $v < 1$ indican, respectivamente, rendimientos constantes, rendimientos crecientes y rendimientos decrecientes a escala.

Un investigador ha especificado un modelo econométrico para estimar la tecnología con datos de 25 empresas manufactureras basándose en la aproximación lineal de primer orden de la función CES (expresada en logaritmos):

$$\begin{aligned}\log Y &= \log\gamma + \delta v \log K + (1-\delta)v \log L - 1/2\rho\log(1-\delta)v[\log(K/L)]^2 + U \\ &= \beta_0 + \beta_1 \log K + \beta_2 \log L + \beta_3[\log(K/L)]^2 + U,\end{aligned}$$

donde las letras griegas indican parámetros y el término de error satisface los supuestos del modelo de regresión: $E(U|K,L) = 0, Var(U|K,L) = \sigma^2$. Utilice las salidas al final del problema para contestar las siguientes preguntas

(a) 10 puntos *Contraste la hipótesis de rendimientos constantes a escala en la tecnología CES. Establezca claramente la hipótesis nula y el método de contraste.*

La hipótesis nula es

$$H_0 : \nu = 1$$

que es equivalente a $v = \delta v + (1-\delta)v = \beta_1 + \beta_2 = 1$, y por tanto contrastaremos

$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ H_1 &: \beta_1 + \beta_2 \neq 1 \end{aligned}$$

usando el modelo restringido

$$\log Y/L = \beta_0 + \beta_1 \log K/L + \beta_3[\log(K/L)]^2 + U$$

ya que $\log Y - \log L = \log Y/L$ y $\log K - \log L = \log K/L$. El contraste se realiza mediante un estadístico de la F bajo homocedasticidad usando las Salidas 1 (nr) y 2 (r)

$$F = \frac{SCR_r - SCR_{nr}}{SCR_{nr}} \frac{n-k-1}{q} \sim_{H_0} \frac{\chi^2_q}{q}$$

(no es válida la fórmula con R^2 porque la variable dependiente del modelo restringido no es igual a la del modelo no restringido). Se obtiene

$$F = \frac{0.0154 - 0.0148}{0.0148} \frac{25-3-1}{1} = 0.85135,$$

que comparado con el valor crítico de la χ^2_1 al 5%, 3.84, no es significativo, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala al nivel del significación del 5%.

(b) 10 puntos *Investigue la significatividad del parámetro β_3 en la estimación MCO.*

Para contrastar

$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_3 = 0 \\ H_1 &: \beta_3 \neq 0 \end{aligned}$$

se puede usar el modelo restringido

$$\log Y = \beta_0 + \beta_1 \log K + \beta_2 \log L + U.$$

El contraste se realiza mediante un estadístico de la F bajo homocedasticidad usando las Salidas 1 (nr) y 3 (r)

$$F = \frac{SCR_r - SCR_{nr}}{SCR_{nr}} \frac{n-k-1}{q} \sim_{H_0} \frac{\chi_q^2}{q}$$

(ahora también es válida la fórmula con R^2). Se obtiene

$$F = \frac{0.0161 - 0.0148}{0.0148} \frac{25-3-1}{1} = 1.18446,$$

que comparado con el valor crítico de la χ_1^2 al 5%, 3.84, no es significativo, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula de que β_3 es cero al nivel del significación del 5%.

(c) 10 puntos *Considere ahora que el modelo verdadero para representar la tecnología de las empresas de un sector es*

$$\log(Y/L) = \eta_0 + \eta_1 \log(K/L) + \eta_2[\log(K/L)]^2 + V,$$

donde las letras griegas indican parámetros y el término de error satisface los supuestos del modelo de regresión: $E(V|K,L) = 0, Var(V|K,L) = \sigma^2$, con $\eta_2 > 0$, $Cov(\log(K/L), [\log(K/L)]^2) > 0$.

Si se omite $[\log(K/L)]^2$, obtener el signo del sesgo de inconsistencia (o sesgo asintótico) del estimador de η_1 en la regresión simple de $\log(Y/L)$ sobre $\log(K/L)$.

El sesgo asintótico del estimador en la regresión simple es

$$\eta_2 \frac{Cov\left(\log(K/L), [\log(K/L)]^2\right)}{Var\left(\log(K/L)\right)} > 0$$

ya que los dos factores son positivos.

Salida 1. Dependent Variable: $\log Y$
Method: Least Squares
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.9602	2.2051	-0.89	0.384
$\log K$	0.6501	0.0303	21.47	0.000
$\log L$	0.5592	0.2075	2.69	0.013
$[\log(K/L)]^2$	0.0879	-	-	-

R-squared 0.9912
Adjusted R-squared 0.9900
S.E. of regression 0.0266
Sum squared resid 0.0148

Salida 2. Dependent Variable: $\log(Y/L)$
Method: Least Squares
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0155	0.0084	1.84	0.079
$\log(K/L)$	0.6262	0.0144	43.51	0.000
$[\log(K/L)]^2$	0.0379	0.0323	1.17	0.253

R-squared 0.9921
Adjusted R-squared 0.9914
S.E. of regression 0.0264
Sum squared resid 0.0154

Salida 3. Dependent Variable: $\log Y$
Method: Least Squares
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.6394	1.1255	0.56	0.576
$\log K$	0.6130	0.0135	45.44	0.000
$\log L$	0.3214	0.1142	2.81	0.010

R-squared 0.9905
Adjusted R-squared 0.9896
S.E. of regression 0.0271
Sum squared resid 0.0161

PREGUNTA 2 *Se está llevando a cabo un estudio sobre el consumo de cerveza entre hombres y mujeres que trabajan como administrativos en una empresa. Se ha recogido una muestra de 40 empleados, 21 de los cualos son hombres y 19 mujeres. La muestra proporciona información sobre la siguientes variables*

$$\begin{array}{lcl} BE & = & \text{Gasto anual en cerveza medidos en dólares/año.} \\ INC & = & \text{Renta anual en miles de dólares/año.} \\ AGE & = & \text{Edad en años} \\ F & = & \begin{cases} 0 \text{ si hombre} \\ 1 \text{ si mujer} \end{cases} \end{array}$$

La ecuación de regresión del gasto en cervezas para mujeres se puede escribir como,

$$BE = \alpha_1 + \alpha_2 INC + \alpha_3 AGE + U_f \tag{1}$$

y la ecuación para hombres,

$$BE = \beta_1 + \beta_2 INC + \beta_3 AGE + U_m, \tag{2}$$

donde los $\alpha' s$ y $\beta' s$ son coeficientes de las regresiones desconocidos. Hemos conseguido estimadores MCO de la siguiente ecuación utilizando las 40 observaciones

$$BE = \theta_1 + \theta_2 INC + \theta_3 AGE + \theta_4 F + \theta_5 F \cdot INC + \theta_6 F \cdot AGE + U,$$

donde los $\theta' s$ son los parámetros de esta regresión. Los estimadores MCO, $\hat{\theta}' s$ de tres especificaciones alter-

nativas se encuentran a continuación

	(1)	(2)	(3)
$\hat{\theta}_1$	451.36 (63.945)	461.86 (51.344)	342.88 (72.343)
$\hat{\theta}_2$	3.5729 (0.6859)	2.4109 (0.40316)	2.3822 (0.60359)
$\hat{\theta}_3$	-9.3632 (1.9155)	-8.1828 (1.5501)	-7.5756 (2.3170)
$\hat{\theta}_4$	-208.34 (96.508)	-190.25 (27.768)	.....
$\hat{\theta}_5$	-1.7731 (0.84823)	......	.....
$\hat{\theta}_6$	2.8337 (3.0871)	......	.....
$SR =$	244466.5	275888.8	635636.7
$ST =$	947651.9	947651.9	947651.9
$n =$	40	40	40

Nota: El símbolo "$\cdots\cdot$" significa que la correspondiente variable explicativa fue omitida en la ecuación de regresión estimada. Los números en paréntesis son los errores estándar. SR es la suma de cuadrados de los residuos y ST la suma total de cuadrados. n es el tamaño muestral.

(a) 10 puntos. *Utilice el ajuste en la columna (1) para calcular los estimadores de los coeficientes $\alpha's$ y $\beta's$ en las ecuaciones (1) y (2).*

Sustituyendo $F = 1$ obtenemos con los datos de la columna (1)

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}_1 &= \hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_4 = 451.36 - 208.34 = 243.02\\ \hat{\alpha}_2 &= \hat{\theta}_2 + \hat{\theta}_5 = 3.5729 - 1.7731 = 1.7998\\ \hat{\alpha}_3 &= \hat{\theta}_3 + \hat{\theta}_6 = -9.3632 + 2.8337 = -6.5295\end{aligned}$$

mientras que con $F = 0$ se obtiene

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1 &= \hat{\theta}_1 = 451.36\\ \hat{\beta}_2 &= \hat{\theta}_2 = 3.5729\\ \hat{\beta}_3 &= \hat{\theta}_3 = -9.3632.\end{aligned}$$

(b) 10 puntos *Utilice el ajuste de la columna (1) para contrastar al 5% de significación que el efecto marginal de la renta sobre el consumo de cerveza no es menor para mujeres que para hombres. Establezca la hipótesis nula y alternativa y la regla de decisión del contraste. Después, realize la inferencia relacionada con el contraste.*

Debemos comprobar si

$$\frac{\partial}{\partial INC} BE = \theta_2 + \theta_5 F$$

no es menor para mujeres que para hombres, lo que lleva al contraste

$$\begin{aligned}H_0 &: \theta_5 = 0\\ H_0 &: \theta_5 < 0\end{aligned}$$

que se realiza mediante un contraste unilateral de la t,

$$t = \frac{\hat{\theta}_5}{se\left(\hat{\theta}_5\right)} = \frac{-1.7731}{0.84823} = -2.0904,$$

que es significativo al 5%, comparando con el valor crítico de la $\mathrm{N}(0,1)$, -1.645, por lo que concluimos que el efecto parcial para las mujeres es menor que para los hombres al nivel de significación del 5%.

(c) 10 puntos. *Utilice los resultados en la tabla para contrastar al 5% de significación,*

$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_j = \alpha_j, \text{ para todo } j = 1,2,3 \\ H_1 &: \beta_j \neq \alpha_j \text{ para algún } j = 1,2,3. \end{aligned}$$

Establezca la hipótesis nula y alternativa y la regla de decisión del contraste. Después, realize la inferencia relacionada con el contraste.

Las hipótesis equivalen a

$$\begin{aligned} H_0 &: \theta_4 = \theta_5 = \theta_6 = 0 \\ H_1 &: \text{alguno de } \theta_4, \theta_5, \theta_6 \text{ es diferente de cero,} \end{aligned}$$

es decir, contrastamos que las regresiones de hombres y mujeres son iguales, para lo que usamos el modelo restringido estimado en la columna (3),

$$BE = \theta_1 + \theta_2 INC + \theta_3 AGE + U.$$

El contraste de las tres restricciones se realiza mediante un estadístico de la F bajo homocedasticidad usando las columnas 1 (nr) y 3 (r)

$$F = \frac{SCR_r - SCR_{nr}}{SCR_{nr}} \frac{n-k-1}{q} \sim_{H_0} \frac{\chi_q^2}{q}.$$

Se obtiene

$$F = \frac{635636.7 - 244466.5}{244466.5} \frac{40-5-1}{3} = 18.134,$$

que comparado con el valor crítico de la $\chi_3^2/3$ al 5%, 2.60, es significativo, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula de que las regresiones de hombres y mujeres son iguales al nivel del significación del 5%.

(d) 10 puntos. *Utilice los resultados en la tabla para contrastar al 5% de significación la hipótesis conjunta que los coeficientes de INC así como los de AGE son idénticos para hombres y para mujeres. Establezca la hipótesis nula y alternativa y la regla de decisión del contraste. Después, realize la inferencia relacionada con el contraste.*

Las hipótesis a contrastar son

$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_j = \alpha_j, \text{ para todo } j = 2,3 \\ H_1 &: \beta_j \neq \alpha_j \text{ para algún } j = 2,3. \end{aligned}$$

que equivalen a

$$\begin{aligned} H_0 &: \theta_5 = \theta_6 = 0 \\ H_1 &: \text{alguno de } \theta_5, \theta_6 \text{ es diferente de cero,} \end{aligned}$$

es decir, contrastamos que los efectos parciales de INC y AGE son idénticos en las regresiones de hombres y mujeres, para lo que usamos el modelo restringido estimado en la columna (2),

$$BE = \theta_1 + \theta_2 INC + \theta_3 AGE + \theta_4 F + U.$$

El contraste de las dos restricciones se realiza mediante un estadístico de la F bajo homocedasticidad usando las columnas 1 (nr) y 2 (r)

$$F = \frac{SCR_r - SCR_{nr}}{SCR_{nr}} \frac{n-k-1}{q} \sim_{H_0} \frac{\chi_q^2}{q}.$$

Se obtiene

$$F = \frac{275888.8 - 244466.5}{244466.5} \frac{40-5-1}{2} = 2.1851,$$

que comparado con el valor crítico de la $\chi_2^2/2$ al 5%, 3.00, no es significativo, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula de que los efectos parciales de INC y AGE son idénticos en las regresiones de hombres y mujeres al nivel del significación del 5%.

PREGUNTA 3 *El siguiente es un modelo de ecuaciones simultáneas para estudiar si la apertura de la economía (open) lleva a menores tasas de inflación (inf),*

$$\begin{aligned} inf &= \delta_{10} + \gamma_{12} open + \delta_{11} \log(pcinc) + u_1 \\ open &= \delta_{20} + \gamma_{21} inf + \delta_{21} \log(pcinc) + \delta_{22} \log(land) + u_2. \end{aligned}$$

Se asume que (los logaritmos de) pcinc (renta per cápita) y land (tierra de cultivo) son exógenos en todo el ejercicio. Se han obtenido diferentes estimaciones por MCO y MC2E que se proporcionan a continuación de las cuestiones.

(a) 10 puntos *Obtenga la forma reducida del sistema y exprese sus parámetros y errores en función de los de la forma estructural. ¿Cómo se estimarían consistentemente sus parámetros?*

La forma reducida es

$$\begin{aligned} inf &= \pi_{10} + \pi_{11} \log(pcinc) + \pi_{12} \log(land) + v_1 \\ open &= \pi_{20} + \pi_{21} \log(pcinc) + \pi_{22} \log(land) + v_2, \end{aligned}$$

donde se obtiene sustituyendo la segunda ecuación en la primera que

$$\begin{aligned} inf &= \delta_{10} + \gamma_{12} \{\delta_{20} + \gamma_{21} inf + \delta_{21} \log(pcinc) + \delta_{22} \log(land) + u_2\} + \delta_{11} \log(pcinc) + u_1 \\ &= \frac{1}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \{\delta_{10} + \gamma_{12}\delta_{20} + (\gamma_{12}\delta_{21} + \delta_{11}) \log(pcinc) + \gamma_{12}\delta_{22} \log(land) + \gamma_{12} u_2 + u_1\} \end{aligned}$$

por lo que

$$\begin{aligned} \pi_{10} &= \frac{\delta_{10} + \gamma_{12}\delta_{20}}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \\ \pi_{11} &= \frac{\gamma_{12}\delta_{21} + \delta_{11}}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \\ \pi_{12} &= \frac{\gamma_{12}\delta_{22}}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \\ v_1 &= \frac{\gamma_{12} u_2 + u_1}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \end{aligned}$$

mientras que sustituyendo la primera ecuación en la segunda,

$$\begin{aligned} open &= \delta_{20} + \gamma_{21} \{\delta_{10} + \gamma_{12} open + \delta_{11} \log(pcinc) + u_1\} + \delta_{21} \log(pcinc) + \delta_{22} \log(land) + u_2 \\ &= \frac{1}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \{\delta_{20} + \gamma_{21}\delta_{10} + (\gamma_{21}\delta_{11} + \delta_{21}) \log(pcinc) + \delta_{22} \log(land) + \gamma_{21} u_1 + u_2\} \end{aligned}$$

y por tanto

$$\begin{aligned} \pi_{20} &= \frac{\delta_{20} + \gamma_{21}\delta_{10}}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \\ \pi_{21} &= \frac{\gamma_{21}\delta_{11} + \delta_{21}}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \\ \pi_{22} &= \frac{\delta_{22}}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \\ v_2 &= \frac{\gamma_{21} u_1 + u_2}{1-\gamma_{12}\gamma_{21}} \end{aligned}$$

Para estimar los parámetros de la forma reducida se puede usar MCO bajo el supuesto de exogeneidad de $\log(pcinc)$ y $\log(land)$.

(b) 10 puntos *Estudie la potencial (sobre)identificación del sistema de ecuaciones simultáneas cuando: 1) No hay información adicional; 2) Se sabe que $\delta_{11} = 0$. 3) Se sabe que $\delta_{21} = 0$.*

1) La primera ecuación está identificada si usamos como instrumento el regresor exógeno omitido $\log(land)$, que debe ser significativo en la forma reducida de *open*, $\pi_{22} \neq 0$ (equivalentemente $\delta_{22} \neq 0$), pero no está sobreidentificada ($k = m = 1$).

La segunda ecuación no está identificada ya que no hay instrumentos disponibles (no hay regresores exógenos omitidos).

2) Si $\delta_{11} = 0$ entonces $\log(pcinc)$ también está omitida en la primera ecuación y se dispone de un instrumento adicional y la ecuación está potencialmente sobreidentificada ($m = 2 > k = 1$). Esto no afecta a la identificación de la segunda ecuación, que sigue no identificada.

3) Si $\delta_{21} = 0$, entonces la segunda ecuación estaría potencialmente identificada, por que se podría utilizar $\log(pcinc)$ como instrumento para inf.

Esto no afectaría a la identificación de la primera ecuación, que seguiría (potencial y exactamente) identificada.

(c) 10 puntos *Discuta la evidencia empírica proporcionada en las siguientes salidas en relación con su análisis en (b) sobre la identificación del sistema.*

1) Para comprobar la relevancia del instrumento $\log(land)$ en la forma reducida de *open*, se realiza en la salida 4 el contraste de $H_0 : \pi_{22} = 0$ con un contraste de la t, $t = -9.2937$, $pv = 0$, (equivalentemente $F = t^2$) por lo que sí es muy relevante (y fuerte), confirmando la identificación exacta ($k = m = 1$).

2) Si $\delta_{11} = 0$ entonces para comprobar la relevancia de los dos instrumentos disponibles, $\log(land)$ y $\log(pcinc)$ (potencial sobreidentificación, $m = 2 > k = 1$), En la salida 4 se contrasta la hipótesis $H_0 : \pi_{21} = \pi_{22} = 0$ en la forma reducida de *open* con el estadístico F conjunto, $F = 45.1654$ ($pv \approx 0$), que confirma que conjuntamente los instrumentos son relevantes y fuertes, aunque $\log(pcinc)$ no es significativo individualmente, es decir no podemos rechazar $H_0^* : \pi_{21} = 0$ ($pv = 0.7151$) y es posible que $\log(pcinc)$ no sea un instrumento válido y se cuestione la sobreidentificación. No se dispone de información para hacer el contraste de restricciones de sobreidentificación.

3) Si $\delta_{21} = 0$, para investigar la identificación de la segunda ecuación hay que confirmar la relevancia de $\log(pcinc)$ como instrumento para inf, pero sin embargo este no sería válido ya que según la salida 3 (forma reducida de inf) $\log(pcinc)$ no es significativo (no se rechaza $H_0 : \pi_{11} = 0$, $t_1 = 0.0966$, $pv = 0.9232$).

Salida 1: Estimaciones MCO utilizando las 114 observaciones 1–114
Variable dependiente: inf

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	25,1040	15,2052	1,6510	0,1016
open	-0,215070	0,0946289	-2,2728	0,0250
log(pcinc)	0,0175673	1,97527	0,0089	0,9929

Media de la var. dependiente	17,2640
D.T. de la variable dependiente	23,9973
Suma de cuadrados de los residuos	62127,5
Desviación típica de los residuos ($\hat{\sigma}$)	23,6581
R^2	0,0452708
$\bar{R}^2$ corregido	0,0280685
$F(2, 111)$	2,63167
valor p para $F()$	0,0764453

Salida 2: Estimaciones MCO utilizando las 114 observaciones 1–114
Variable dependiente: open

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	116,226	15,8808	7,3187	0,0000
inf	-0,0680353	0,0715556	-0,9508	0,3438
log(pcinc)	0,559501	1,49395	0,3745	0,7087
log(land)	-7,3933	0,834814	-8,8563	0,0000

Media de la var. dependiente	37,0789
D.T. de la variable dependiente	23,7535
Suma de cuadrados de los residuos	34865,3
Desviación típica de los residuos ($\hat{\sigma}$)	17,8033
R^2	0,453162
$\bar{R}^2$ corregido	0,438249
$F(3, 110)$	30,3855
valor p para $F()$	$<$ 0,00001

Salida 3: Estimaciones MCO utilizando las 114 observaciones 1–114
Variable dependiente: inf

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	-12,615	21,0313	-0,5998	0,5498
log(pcinc)	0,191394	1,98158	0,0966	0,9232
log(land)	2,55380	1,08049	2,3635	0,0198

Media de la var. dependiente	17,2640
D.T. de la variable dependiente	23,9973
Suma de cuadrados de los residuos	61903,2
Desviación típica de los residuos ($\hat{\sigma}$)	23,6154
R^2	0,0487174
$\bar{R}^2$ corregido	0,0315772
$F(2, 111)$	2,84229
valor p para $F()$	0,0625432

Salida 4: Estimaciones MCO utilizando las 114 observaciones 1–114
Variable dependiente: open

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	117,085	15,8483	7,3878	0,0000
log(pcinc)	0,546479	1,49324	0,3660	0,7151
log(land)	-7,5671	0,814216	-9,2937	0,0000

Media de la var. dependiente	37,0789
D.T. de la variable dependiente	23,7535
Suma de cuadrados de los residuos	35151,8
Desviación típica de los residuos ($\hat{\sigma}$)	17,7956
R^2	0,448668
$\bar{R}^2$ corregido	0,438734
$F(2, 111)$	45,1654
valor p para $F()$	$<$ 0,00001

Salida 5: Estimaciones MC2E utilizando las 114 observaciones 1–114
Variable dependiente: inf
Instrumentos: log(land)

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	26,8993	15,4012	1,7466	0,0807
open	-0,337487	0,144121	-2,3417	0,0192
log(pcinc)	0,375823	2,01508	0,1865	0,8520

Media de la var. dependiente	17,2640
D.T. de la variable dependiente	23,9973
Suma de cuadrados de los residuos	63064,2
Desviación típica de los residuos ($\hat{\sigma}$)	23,8358
$F(2, 111)$	2,62498
valor p para $F()$	0,0769352

Contraste de Hausman –
Hipótesis nula: Los estimadores de MCO son consistentes
Estadístico de contraste asintótico: $\chi^2_1 = 1{,}35333$
con valor p = 0,244697

First-stage $F(1, 111) = 86{,}3734$