Examen Final de Econometría II

15 de septiembre de 2010 – Hora: 15:30

Apellidos:	Nombre:	DNI:
Profesor/a:	Licenciatura:	Grupo:

Antes de empezar a resolver el examen, rellene TODA la información que se solicita en los recuadros anteriores y lea con atención las instrucciones de la página siguiente.

Pregunta 1	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 2	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 3	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 4	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 5	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 6	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 7	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 8	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 9	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 10	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 11	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 12	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 13	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 14	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 15	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 16	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 17	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 18	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 19	A	B	C	D	En Blanco
Pregunta 20	A	B	C	D	En Blanco

Las preguntas 1 a 4 se refieren al enunciado siguiente. Considere un modelo de regresión lineal simple del tipo

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i^* + U_i \quad (i = 1, ..., N), \qquad \text{[M1]}$$

donde X_i^* es un regresor estrictamente exógeno pero NO observable. Para poder estimar β_2 en [M1], se pretende medir la característica a la que se refiere X_i^* a través de una variable observable X_i, incorrelacionada con U_i en [M1], tal que

$$X_i = X_i^* + E_i \quad (i = 1, ..., N), \qquad \text{[M2]}$$

donde E_i representa un error de observación o de medida, con $\text{E}[E_i] = 0$, $\text{Var}[E_i] = \sigma_E^2 > 0$, y $\text{Cov}[X_i^*, E_i] = 0$ $(i = 1, ..., N)$. A partir de [M1]-[M2], se plantea, por lo tanto, el siguiente modelo estimable:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + V_i \quad (i = 1, ..., N), \qquad \text{[M3]}$$

donde V_i es una perturbación aleatoria asociada con U_i en [M1] y con E_i en [M2].

$\left.\begin{matrix}[M.2]\\ [M.3]\end{matrix}\right\} \Rightarrow \left.\underbrace{Y_i = \beta_1 + \beta_2 [X_i^* + E_i] + V_i}_{[M1]}\right\}\ U_i = V_i + \beta_2 E_i\ ;\ V_i = U_i - \beta_2 E_i$

Pregunta 1. Con respecto al modelo estimable [M3], indique cuál de las afirmaciones siguientes es cierta:

A) Si $\beta_2 \neq 0$, entonces el estimador MCO de β_2 es consistente.

B) El estimador MCO de β_2 es inconsistente con independencia de lo que valga β_2.

C) Si $\beta_2 = 0$, entonces el estimador MCO de β_2 es inconsistente.

D) La covarianza entre X_i y V_i es igual a $-\beta_2 \sigma_E^2$ para todo $i = 1, ..., N$.

$E\{[X_i^* + E_i][U_i - \beta_2 E_i]\} = -\beta_2 \sigma_E^2$

Pregunta 2. Si se desea estimar [M3] por variables instrumentales (VI), se necesita al menos un instrumento Z_i para X_i tal que (1) $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$ y (2) $\text{Cov}[Z_i, V_i] = 0$. Para contrastar empíricamente si Z_i satisface la condición (1), se ha estimado por MCO un modelo del tipo $X_i = \gamma_1 + \gamma_2 Z_i + W_i$ $(i = 1, ..., N)$; el *p-value* para el contraste de significación individual de γ_2 ha resultado menor que 0.0001. De acuerdo con esta información:

A) Está muy claro que Z_i no satisface la condición $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$.

B) Es bastante razonable suponer que Z_i satisface la condición $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$. →

C) Es imposible hacer inferencia alguna sobre la condición $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$.

D) Es absolutamente cierto que $\text{Cov}[Z_i, X_i] = 0$. → Porque la regresión lineal entre ambas variables es muy significativa

Pregunta 3. Con respecto a la condición (2) sobre Z_i en la pregunta anterior:

A) Dicha condición siempre puede contrastarse empíricamente utilizando un procedimiento semejante al descrito en la pregunta anterior. → V_i no es observable

B) Su posible incumplimiento no implica que el estimador VI de [M3] basado en Z_i sea inconsistente, aunque dicho estimador podría ser sesgado. → El estimador VI sería inconsistente

C) En general, dicha condición no puede contrastarse empíricamente porque V_i en [M3] es una perturbación aleatoria no observable.

D) Su posible incumplimiento implica que el estimador VI de [M3] basado en Z_i es ineficiente, aunque dicho estimador podría ser consistente.

Pregunta 4. Suponga que Z_i es un instrumento adecuado para X_i en [M3]. Si la matriz de covarianzas muestrales entre los datos disponibles sobre Y_i, X_i y Z_i es

	Y_i	X_i	Z_i
Y_i	0.98	−0.85	1.61
X_i	−0.85	164.19	41.25
Z_i	1.61	41.25	25.12,

entonces las estimaciones MCO (mínimos cuadrados ordinarios) y VI (variables instrumentales) de β_2 en [M3] son iguales (redondeando a 3 decimales) a:

A) -0.005 y $+0.039$, respectivamente.

B) -0.005 y -0.005, respectivamente.

C) $+0.039$ y $+0.064$, respectivamente.

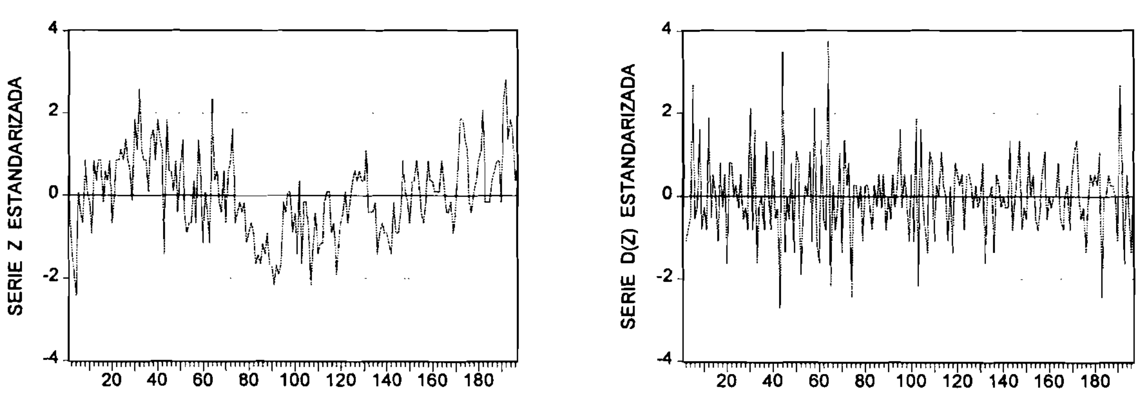
D) $+0.039$ y -0.034, respectivamente.

$$\hat{\beta}_{2\,MCO} = \frac{\hat{\sigma}_{XY}}{\hat{\sigma}_X^2} = \frac{-.85}{164.19} = -.005$$

$$\hat{\beta}_{2\,VI} = \frac{\hat{\sigma}_{ZY}}{\hat{\sigma}_{ZX}} = \frac{1.61}{41.25} = .039$$

Las preguntas 5 a 12 se refieren a una serie temporal Z que consta de $N = 197$ observaciones. En los dos gráficos de la Figura 1 están representadas la serie Z original y su primera diferencia regular D(Z).

Figura 1



Media = 17.06244. Desviación típica = 0.399247. Media = 0.002041. Desviación típica = 0.370303.

Media significativa

Las funciones de autocorrelación simple (ACF) y parcial (PACF) muestrales para cada una de las dos series anteriores están representadas en la Tabla 1.

Tabla 1

Correlogram of Z

Sample: 1 197
Included observations: 197

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.570	0.570	65.023	0.000
		2	0.495	0.252	114.29	0.000
		3	0.398	0.068	146.30	0.000
		4	0.356	0.069	172.00	0.000
		5	0.327	0.066	193.81	0.000
		6	0.350	0.124	218.92	0.000
		7	0.392	0.156	250.61	0.000
		8	0.322	-0.032	272.05	0.000
		9	0.304	0.010	291.34	0.000
		10	0.255	-0.016	304.96	0.000

Correlogram of D(Z)

Sample: 1 197
Included observations: 196

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.413	-0.413	33.933	0.000
		2	0.019	-0.183	34.002	0.000
		3	-0.066	-0.165	34.877	0.000
		4	-0.011	-0.139	34.901	0.000
		5	-0.069	-0.193	35.855	0.000
		6	-0.020	-0.214	35.939	0.000
		7	0.146	-0.002	40.287	0.000
		8	-0.068	-0.047	41.233	0.000
		9	0.037	-0.018	41.517	0.000
		10	0.021	0.041	41.809	0.000

Pregunta 5. Si se considera que la serie Z es estacionaria, indique, entre los que se citan a continuación, cuál es el modelo inicial más razonable para el proceso estocástico (Z_t) del que procede la serie Z:

A) $(1-\phi_1 B)(Z_t - \mu_Z) = (1-\theta_1 B)A_t$, o bien $(1-\phi_1 B)Z_t = \mu_0 + (1-\theta_1 B)A_t$, donde $\mu_Z = E[Z_t] \neq 0$ y $\mu_0 = (1-\phi_1)\mu_Z$. → Es el único proceso con estructura AR y término constante

B) $(1-\phi_1 B)Z_t = (1-\theta_1 B)A_t$.

C) $Z_t = (1-\theta_1 B)A_t$.

D) $Z_t - \mu_Z = (1-\theta_1 B)A_t$, donde $\mu_Z = E[Z_t] \neq 0$.

Pregunta 6. Si se considera que la serie Z no es estacionaria pero que la serie D(Z) sí lo es, indique, entre los que se citan a continuación, cuál es el modelo inicial más razonable para el proceso estocástico (Z_t) del que procede la serie Z:

A) $\nabla Z_t = (1-\theta_1 B)A_t$ con $\theta_1 < 0$.

B) $\nabla Z_t = (1-\theta_1 B)A_t$ con $\theta_1 > 0$. → El correlograma se parece mucho a la ACF teórica

C) $(1-\phi_1 B)\nabla Z_t = A_t$ con $\phi_1 > 0$.

D) $(1-\phi_1 B)\nabla Z_t = A_t$ con $\phi_1 < 0$.

De acuerdo con la información contenida en la Figura 1 y en la Tabla 1 anteriores, se han estimado los dos modelos que figuran en las dos tablas de la página siguiente (Modelo M1 y Modelo M2).

Pregunta 7. El modelo estimado M1 puede escribirse (redondeando los resultados a dos decimales) como:

A) $z_t = 17.11 + 0.61 z_{t-1} + \hat{a}_t - 0.92 \hat{a}_{t-1}$.

B) $z_t = 1.41 + 0.92 z_{t-1} - 0.61 z_{t-2} + \hat{a}_t$.

C) $z_t = 17.11 + \hat{a}_t + 0.61 \hat{a}_{t-1} - 0.92 \hat{a}_{t-2}$.

D) $z_t = 1.41 + 0.92 z_{t-1} + \hat{a}_t - 0.61 \hat{a}_{t-1}$. — Equivale a $(1 - .92B)(z_t - 17.11) =$ $= (1 - .61B)\hat{a}_t$

Modelo M1

Dependent Variable: Z				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 197				
Included observations: 196 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 11 iterations				
Backcast: 1				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.11141	0.110638	154.6609	0.0000
AR(1)	0.917623	0.041351	22.19109	0.0000
MA(1)	-0.608050	0.081953	-7.419540	0.0000
R-squared	0.391229	Mean dependent var		17.06276
Adjusted R-squared	0.384920	S.D. dependent var		0.400244
S.E. of regression	0.313900	Akaike info criterion		0.535700
Sum squared resid	19.01686	Schwarz criterion		0.585876
Log likelihood	-49.49864	F-statistic		62.01609
Durbin-Watson stat	1.875477	Prob(F-statistic)		0.000000

Modelo M2

Dependent Variable: D(Z)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 197				
Included observations: 196 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 11 iterations				
Backcast: 1				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.702482	0.051034	-13.76490	0.0000
R-squared	0.264356	Mean dependent var		0.002041
Adjusted R-squared	0.264356	S.D. dependent var		0.370303
S.E. of regression	0.317607	Akaike info criterion		0.549087
Sum squared resid	19.67052	Schwarz criterion		0.565812
Log likelihood	-52.81057	Durbin-Watson stat		1.798170

Pregunta 8. El modelo estimado M2 puede escribirse (redondeando los resultados a dos decimales) como:

A) $z_t = -0.70 + \hat{a}'_t$.

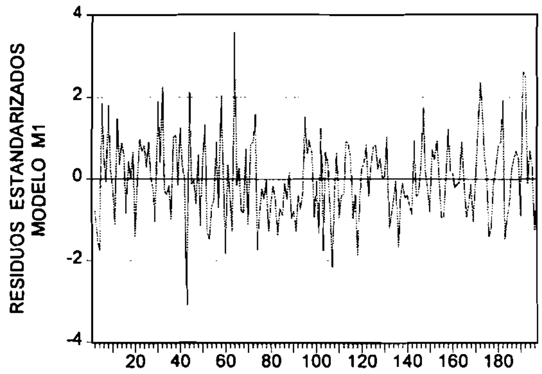
B) $(1 - 0.70B)\nabla z_t = \hat{a}'_t$.

C) $z_t = z_{t-1} + \hat{a}'_t - 0.70 \hat{a}'_{t-1}$. → Equivale a $(1 - B)z_t = (1 - .7B)\hat{a}_t$

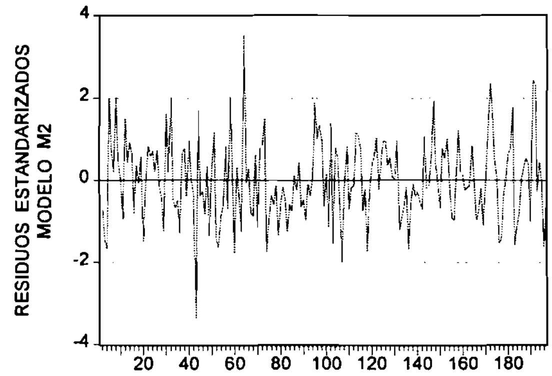
D) $\nabla z_t = \nabla z_{t-1} + \hat{a}'_t - 0.70 \hat{a}'_{t-1}$.

Los residuos RESM1 y RESM2 asociados con los modelos M1 y M2, respectivamente, están representados en la Figura 2 de la página siguiente.

Figura 2



Media = -0.002632. Desviación típica = 0.312275.
Jarque-Bera = 6.781893 (*p-value* = 0.033677).



Media = 0.011893. Desviación típica = 0.317383.
Jarque-Bera = 4.761337 (*p-value* = 0.092489).

Las funciones de autocorrelación simple (ACF) y parcial (PACF) muestrales para cada una de las dos series de residuos anteriores están representadas en la Tabla 2.

Tabla 2

Correlogram of RESM1

Sample: 1 197
Included observations: 196

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.061	0.061	0.7403	0.390
		2	0.009	0.005	0.7549	0.686
		3	-0.086	-0.087	2.2415	0.524
		4	-0.086	-0.077	3.7441	0.442
		5	-0.090	-0.080	5.3855	0.371
		6	0.024	0.028	5.4998	0.481
		7	0.168	0.157	11.268	0.127
		8	0.041	0.005	11.612	0.169
		9	0.064	0.050	12.451	0.189
		10	0.023	0.039	12.560	0.249

Correlogram of RESM2

Sample: 1 197
Included observations: 196

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.098	0.098	1.9004	0.168
		2	0.010	0.001	1.9215	0.383
		3	-0.105	-0.107	4.1408	0.247
		4	-0.118	-0.099	6.9498	0.139
		5	-0.123	-0.104	10.046	0.074
		6	-0.005	0.006	10.052	0.122
		7	0.142	0.128	14.191	0.048
		8	0.021	-0.035	14.281	0.075
		9	0.038	0.014	14.587	0.103
		10	-0.007	0.001	14.597	0.147

Pregunta 9. De acuerdo con la información contenida en la Figura 2 anterior, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) Las dos series de residuos son muy semejantes y claramente no estacionarias. → son estacionarias

B) La hipótesis de que los residuos del modelo M1 (serie RESM1) proceden de una distribución Normal debe rechazarse tanto al 10% como al 1%. → no se rechaza

C) La hipótesis de que los residuos del modelo M2 (serie RESM2) proceden de una distribución Normal debe rechazarse tanto al 10% como al 1%. → no se rechaza

D) Las dos series de residuos son muy semejantes y aparentemente estacionarias.

Pregunta 10. De acuerdo con la información contenida en la Tabla 2 anterior, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) La hipótesis de que los diez primeros valores de la ACF de las perturbaciones del modelo M2 son iguales a cero, debe rechazarse al 10%.

B) El modelo M2 debe reformularse añadiéndole un operador AR(1) regular.

C) No se aprecia ninguna pauta de autocorrelación significativa en ninguna de las dos series de residuos. → El p-valor del estadístico Q es > .10

D) La hipótesis de que los diez primeros valores de la ACF de las perturbaciones del modelo M1 son iguales a cero, debe rechazarse al 10%.

Pregunta 11. Sabiendo que $z_{197} = 17.4$, $\hat{a}_{197} = -0.034955$ (el último residuo asociado con el modelo M1) y $\hat{a}'_{197} = -0.149071$ (el último residuo asociado con el modelo M2), las previsiones puntuales para Z_{198} calculadas con los modelos M1 y M2 (utilizando todos los decimales de las dos tablas en las que figuran los modelos M1 y M2 estimados) son:

A) 17.84793 y 17.27405, respectivamente.

B) 17.39748 y 17.50472, respectivamente.

C) 17.39748 y 17.27405, respectivamente.

D) 17.84793 y 17.50472, respectivamente.

M1: $\hat{z}_{197}(1) = 1.4096 + .912623 \times \underbrace{z_{197}}_{17.4} + 0 - .608050 \times \underbrace{\hat{a}_{197}}_{-.034955}$

M2: $\hat{z}_{197}(1) = \underbrace{z_{196}}_{17.4} + 0 - .702482 \times \underbrace{\hat{a}'_{197}}_{-.149071}$

Pregunta 12. De acuerdo con toda la información utilizada en las siete preguntas anteriores, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) Los modelos M1 y M2 son similares, aunque existe una diferencia importante entre las funciones de previsión implicadas por uno y otro.

B) El modelo M1 es preferible en todos los sentidos al modelo M2 porque tiene asociado un coeficiente de determinación mayor que el modelo M2.

C) El modelo M1 es preferible en todos los sentidos al modelo M2 porque tiene asociada una desviación típica residual menor que el modelo M2.

D) Los modelos M1 y M2 implican exactamente la misma función de previsión.

Pregunta 13. El coeficiente de autocorrelación simple de orden 2 de un proceso estocástico estacionario e invertible:

A) Siempre es igual al coeficiente de autocorrelación parcial de orden 2.

B) Es igual a cero si el proceso sigue un modelo MA(1) con parámetro positivo.

C) Es igual a 1 si el proceso es ruido blanco.

D) Es igual a cero si el proceso sigue un modelo AR(1) con parámetro positivo.

En procesos MA(q) la ACF teórica (ρ_k) se anula para $K > q$

Pregunta 14. Suponga que utilizando una serie anual $z_1, ..., z_N$ se ha estimado el modelo $(1-\hat{\phi}_1 B)\nabla \ln(z_t) = (1-\hat{\theta}_1 B)\hat{a}_t$ para el proceso estocástico (Z_t) que ha generado dicha serie. Considere las tres afirmaciones siguientes:

1. La previsión en origen N a horizonte 1 para el logaritmo neperiano de Z_t es igual a $(1+\hat{\phi}_1)\ln(z_N) - \hat{\phi}_1 \ln(z_{N-1}) - \hat{\theta}_1 \hat{a}_N$. → Por definición
2. La previsión en origen N a horizonte 1 para Z_t es aproximadamente igual al número e elevado a $(1+\hat{\phi}_1)\ln(z_N) - \hat{\phi}_1 \ln(z_{N-1}) - \hat{\theta}_1 \hat{a}_N$. — Antilogaritmo de 1
3. La previsión en origen N a horizonte 1 para la tasa logarítmica de variación anual de Z_t es igual a $\hat{\phi}_1 \ln\left(\frac{z_N}{z_{N-1}}\right) - \hat{\theta}_1 \hat{a}_N$.

A) Las afirmaciones 1 y 2 son falsas. $\ln z_N - \ln z_{N-1}$

B) Las afirmaciones 1 y 3 son falsas.

C) Las tres afirmaciones son ciertas.

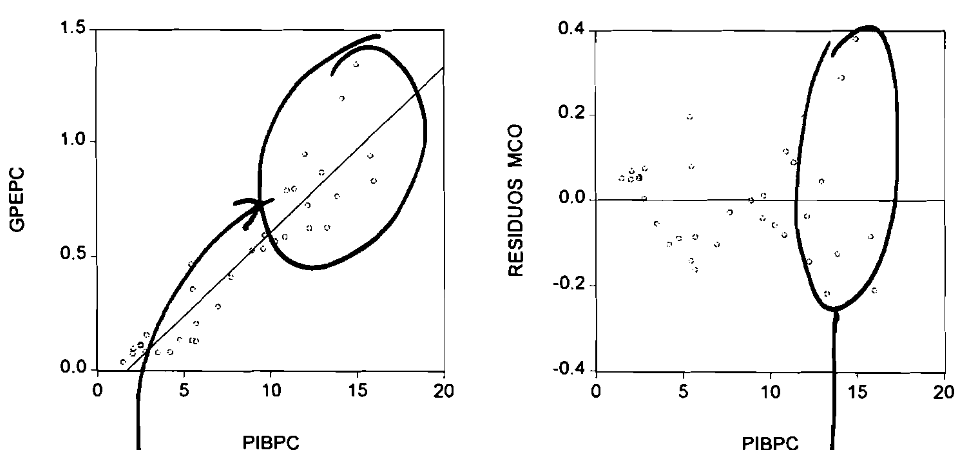
D) Las afirmaciones 2 y 3 son falsas.

Las preguntas 15 a 18 se refieren al enunciado siguiente: Usando datos sobre el gasto público en educación per cápita (GPEPC) y el PIB per cápita (PIBPC) de 34 países en 1980, se ha estimado por MCO el modelo de la Tabla 3; la Figura 3 contiene dos representaciones gráficas asociadas con el modelo estimado en la Tabla 3.

Tabla 3

Dependent Variable: GPEPC				
Method: Least Squares				
Sample: 1 34				
Included observations: 34				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.124573	0.048523	-2.567308	0.0151
PIBPC	0.073173	0.005179	14.12755	0.0000

Figura 3



(*) Cuanto mayor es PIBPC mayor es la dispersión

Pregunta 15. Los dos gráficos de la Figura 3 sugieren que la varianza de las perturbaciones del modelo que se ha estimado:

A) Es inversamente proporcional al gasto público en educación per cápita.

B) Es inversamente proporcional al PIB per cápita.

C) Es constante a lo largo de toda la muestra.

D) Es directamente proporcional al PIB per cápita. → Ver (*)

Pregunta 16. De acuerdo con su respuesta a la pregunta anterior:

A) Los errores estándar que figuran en la Tabla 3 son incorrectos. → Por heterocedasticidad de errores

B) El estimador MCO que se ha utilizado para obtener las estimaciones de los parámetros que figuran en la Tabla 3 no es insesgado.

C) Los estadísticos t que figuran en la Tabla 3 pueden utilizarse de la forma habitual para contrastar la significación individual de los parámetros correspondientes.

D) El estimador MCO que se ha utilizado para obtener las estimaciones de los parámetros que figuran en la Tabla 3 es eficiente.

Pregunta 17. Entre los que se citan a continuación, indique qué estadístico NO tiene nada que ver con el contraste formal de la cuestión a la que se refieren las dos preguntas anteriores:

A) El estadístico de Breusch-Pagan.

B) El estadístico de White.

C) El estadístico de Goldfeld-Quandt.

D) El estadístico de Breusch-Godfrey. → Es un test de autocorrelación

La estimación por mínimos cuadrados generalizados (MCG) del modelo considerado en la Tabla 3, utilizando como serie de ponderaciones la serie inversa de la raíz cuadrada de PIBPC, ha proporcionado los resultados que figuran en la Tabla 4.

Tabla 4

Dependent Variable: GPEPC
Method: Least Squares
Sample: 1 34
Included observations: 34
Weighting series: PIBPC^(-0.5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.092921	0.028904	-3.214853	0.0030
PIBPC	0.069321	0.004412	15.71307	0.0000

Pregunta 18. Teniendo en cuenta que $\Pr[t(32) \leq 2.037] = 0.975$, un intervalo de confianza del 95% para el parámetro asociado con la variable PIBPC:

A) Debe calcularse a partir de la Tabla 4 y es igual a [0.0603, 0.0783].

B) Debe calcularse a partir de la Tabla 3 y es igual a [0.0626, 0.0837].

C) Puede calcularse a partir de la Tabla 3 o de la Tabla 4, ya que el resultado es el mismo en ambos casos.

D) No puede calcularse con la información disponible. $.069321 \pm 2.037 \times .004412$

Pregunta 19. Considere un modelo de regresión $y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_t + \hat{u}_t$ estimado por MCO y suponga que $\hat{\phi} = 0.8$ en la regresión $\hat{u}_t = \hat{\phi}\hat{u}_{t-1} + \hat{a}_t$ estimada por MCO. Entonces, el valor del estadístico de Durbin-Watson calculado con los residuos del modelo estimado en primer lugar es aproximadamente igual a:

A) 0.8.

B) 0.4.

C) 1.0.

D) 0.2.

$DW \simeq 2(1-\hat{\rho}_1) = 2(1-\hat{\phi}) = 2(1-.8) =$
$= .4$

Pregunta 20. Considere un modelo del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$ y suponga que el valor del estadístico de Durbin-Watson calculado con los residuos MCO asociados con el modelo anterior es igual a 1.42. Si los valores críticos para el contraste de Durbin-Watson al 5% son 1.50 (cota inferior) y 1.59 (cota superior), entonces la hipótesis nula de que las perturbaciones (U_t) NO presentan autocorrelación de tipo AR(1):

A) No puede rechazarse al 5%.

B) Debe rechazarse al 5% en favor de que las perturbaciones (U_t) sí presentan autocorrelación de tipo AR(1) con parámetro negativo.

C) Debe rechazarse al 5% en favor de que las perturbaciones (U_t) sí presentan autocorrelación de tipo AR(1) con parámetro positivo.

D) No se puede contrastar con la información disponible.