

# Examen Final de Econometría II

11 de septiembre de 2009 – 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 3 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 2008, se ha estimado por MCO el modelo de la Tabla G1.

**Tabla G1**

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

Posteriormente, se ha llevado a cabo un contraste de White a partir de los residuos del modelo estimado en la Tabla G1, cuyos resultados (parciales) figuran en la Tabla G2.

**Tabla G2**

F-statistic	...	Probability	0.004636	
Obs*R-squared	...	Probability	0.006869	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample: 1 34				
Included observations: 34				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017677	0.016112	1.097134	0.2810
PIBPC	-0.005206	0.004548	-1.144759	0.2611
PIBPC^2	0.000484	0.000264	1.834592	0.0762
R-squared	0.292984	F-statistic	6.423119	
Adjusted R-squared	0.247370	Prob(F-statistic)	0.004636	

Pregunta 1. Considere las siete afirmaciones siguientes:

$$\frac{31}{2} \times \frac{0.292984}{1 - 0.292984} =$$

- ✓ 1. El estadístico que falta en la PRIMERA fila de la Tabla G2 es igual a 6.423119.
- ✓ 2. El estadístico que falta en la SEGUNDA fila de la Tabla G2 es igual a 9.961456.  $= 34 \times \frac{0.292984}{0.707016}$
- ✓ 3. El estadístico de la PRIMERA fila de la Tabla G2 sigue aproximadamente, bajo la hipótesis nula que se pretende contrastar, una distribución  $F(2, 31)$ . *- El modelo tiene dos pendientes y  $34 - 3 = 31$  grados de libertad*
- ✓ 4. El estadístico de la SEGUNDA fila de la Tabla G2 sigue aproximadamente, bajo la hipótesis nula que se pretende contrastar, una distribución  $\chi^2(2)$ .
- F 5. El contraste de la Tabla G2 es un contraste de ausencia de autocorrelación en las perturbaciones del modelo estimado en la Tabla G1. *→ Es un contraste de homoscedasticidad*
- ✓ 6. El contraste de la Tabla G2 es un contraste de homoscedasticidad en las perturbaciones del modelo estimado en la Tabla G1.
- F 7. La hipótesis nula del contraste de la Tabla G2 no puede rechazarse al 10%. *→  $\alpha = 0.10$   
→ dos p-valor, son 0.46% y 0.69%*

A) Afirmaciones CIERTAS: 1, 3, 6 y 7. Afirmaciones FALSAS: 2, 4 y 5.

B) Afirmaciones CIERTAS: 2, 4, 6 y 7. Afirmaciones FALSAS: 1, 3 y 5.

- C) Afirmaciones CIERTAS: 1, 2, 3, 4 y 6. Afirmaciones FALSAS: 5 y 7.  
 D) Afirmaciones CIERTAS: 1, 2, 3, 4 y 5. Afirmaciones FALSAS: 6 y 7.

**Pregunta 2.** De acuerdo con la respuesta correcta de la pregunta anterior, indique cuál de los enunciados siguientes es CIERTO:

- A) El estimador MCO que se ha utilizado para obtener las estimaciones de los parámetros que figuran en la Tabla G1 es sesgado.  
 B) Los errores estándar de la Tabla G1 son incorrectos porque están calculados bajo el supuesto de que las perturbaciones del modelo considerado son esféricas.  $\rightarrow$   $\rightarrow$  Correcto. El Test de White (Tabla G2) rechaza homocedasticidad.  
 C) El estimador MCO que se ha utilizado para obtener las estimaciones de los parámetros que figuran en la Tabla G1 es eficiente.  
 D) Los estadísticos  $t$  que figuran en la Tabla G1 pueden utilizarse de la forma habitual para contrastar la significación individual de los parámetros correspondientes.

Por último, se ha vuelto a estimar por MCO el modelo de la Tabla G1, calculando explícitamente una estimación adecuada de la matriz de covarianzas del estimador MCO de los parámetros de dicho modelo. Los resultados de esta última estimación figuran en la Tabla G3.

**Tabla G3**

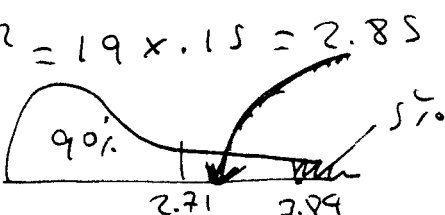
Dependent Variable: GPEPC				
Method: Least Squares				
Sample: 1 34				
Included observations: 34				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	...	0.040414	-3.082420	0.0042
PIBPC	...	0.006212	11.78005	0.0000

**Pregunta 3.** Considere las cinco afirmaciones siguientes:

- V 1. Las estimaciones de la constante y la pendiente que faltan en la Tabla G3 son iguales, respectivamente, a  $-0.124573$  y  $0.073173$ .  $\rightarrow$  Son lo mismo de la Tabla G1.  
 F 2. El estimador MCO que se ha utilizado para calcular las estimaciones de los parámetros que faltan en la Tabla G3 es eficiente.  $\rightarrow$  No. Es MCO.  
 F 3. Los errores estándar que figuran en la Tabla G3 son igual de incorrectos que los que figuran en la Tabla G1.  $\rightarrow$  No. Son consistentes.  
 V 4. Si  $\Pr[t(32) \leq 2.037] = 0.975$ , un intervalo de confianza adecuado del 95% para el parámetro asociado con la variable PIBPC es  $[0.0605, 0.0858]$ .  $\rightarrow 0.073173 \pm 2.037 \times 0.006212$   
 F 5. Si  $\Pr[t(32) \leq 2.037] = 0.975$ , un intervalo de confianza adecuado del 95% para el parámetro asociado con la variable PIBPC es  $[0.0626, 0.0837]$ .  $\rightarrow$  Ver respuesta anterior.

- A) Afirmaciones CIERTAS: 1 y 4. Afirmaciones FALSAS: 2, 3 y 5.
- B) Afirmaciones CIERTAS: 1 y 5. Afirmaciones FALSAS: 2, 3 y 4.
- C) Afirmaciones CIERTAS: 2 y 3. Afirmaciones FALSAS: 1, 4 y 5.
- D) Afirmaciones CIERTAS: 1 y 3. Afirmaciones FALSAS: 2, 4 y 5.

**Pregunta 4.** Considere un modelo del tipo  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$  ( $t = 1, \dots, 20$ ), cuyos residuos calculados por MCO se representan como  $\hat{u}_t$  ( $t = 1, \dots, 20$ ). Suponga que la estimación por MCO de la regresión (con término constante) de  $\hat{u}_t$  sobre  $x_t$  y  $\hat{u}_{t-1}$  ( $t = 1, \dots, 20$ ) ha proporcionado un  $R^2$  igual a 0.15. Si  $\Pr[\chi^2(1) \leq 2.71] = 0.90$  y  $\Pr[\chi^2(1) \leq 3.84] = 0.95$ , la hipótesis de que las perturbaciones del modelo considerado ( $U_t$ ) no presentan autocorrelación de orden 1:

- A) Debe rechazarse al 5% aunque no al 10%.
  - B) Debe rechazarse tanto al 10% como al 5%.
  - C) Debe rechazarse al 10% aunque no al 5%.  $n \times R^2 = 19 \times 0.15 = 2.85$
  - D) No puede contrastarse con la información disponible.
- 

Las preguntas 5 a 7 se refieren al enunciado siguiente: Se desea estimar el parámetro  $\beta_2$  en el modelo  $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ , donde se sospecha que  $X_i$  es un regresor estocástico tal que  $\text{Cov}[X_i, U_i] \neq 0$  para todo  $i = 1, \dots, N$ . Suponga que se dispone de información muestral sobre  $Y_i$ ,  $X_i$  y  $Z_i$ , donde  $Z_i$  es una variable que se pretende utilizar como instrumento para  $X_i$ . Utilizando  $N = 500$  observaciones, se ha calculado, en primer lugar, la matriz de varianzas-covarianzas muestrales entre las tres variables consideradas (Tabla COV). En segundo lugar, se ha estimado por MCO la regresión lineal con término constante de  $X_i$  sobre  $Z_i$  (Tabla RXZ). Por último, se ha estimado por variables instrumentales el modelo  $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ , utilizando  $Z_i$  es como instrumento para  $X_i$  (Tabla VI). Las tres tablas mencionadas son las siguientes:

**Tabla COV**

	Y	X	Z
Y	4.961380	3.015042	0.899007
X	3.015042	2.074303	0.902496
Z	0.899007	0.902496	1.018793

**Tabla RXZ**

Dependent Variable: X				
Method: Least Squares				
Sample: 1 500				
Included observations: 500				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.029370	0.050595	0.580478	0.5619
Z	0.885849	0.050127	17.67224	0.0000
R-squared		0.385419	S.E. of regression 1.131348	

Tabla VI

Dependent Variable: Y				
Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1 500				
Included observations: 500				
Instrument list: Z				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.031499	0.045123	67.18316	0.0000
X	...	...	19.74928	0.0000
R-squared	0.795842	S.E. of regression	1.008450	

**Pregunta 5.** Para que  $Z_i$  sea un instrumento adecuado para  $X_i$ , debe ocurrir, entre otras cosas, que  $\text{Cov}[X_i, Z_i] \neq 0$ . A este respecto, de la Tabla RXZ se deduce que:

- A) Está muy claro que  $Z_i$  no satisface la condición  $\text{Cov}[X_i, Z_i] \neq 0$ .
  - B)** Es bastante razonable pensar que  $Z_i$  satisface la condición  $\text{Cov}[X_i, Z_i] \neq 0$ .
  - C) Es imposible hacer inferencia alguna sobre la condición  $\text{Cov}[X_i, Z_i] \neq 0$ .
  - D) Es absolutamente seguro que  $\text{Cov}[X_i, Z_i] = 0$ .
- ↳ El coeficiente de regresión es significativo y el  $R^2$  es alto*

**Pregunta 6.** Haciendo uso de la información contenida en la Tabla COV, la estimación del parámetro  $\beta_2$  que falta en la Tabla VI:

- A) No puede calcularse con la información disponible.
  - B) Es igual a 3.015042.
  - C) Es igual a 0.899007.
  - D)** Es igual a 0.996134.
- $$(\tilde{Z}^T \tilde{X})^{-1} \tilde{Z}^T \tilde{Y} = \left( \frac{1}{n} \tilde{Z}^T \tilde{X} \right)^{-1} \frac{1}{n} \tilde{Z}^T \tilde{Y} = \frac{\hat{\sigma}_{ZY}}{\hat{\sigma}_{ZX}} = \frac{.899007}{.902496} = .996134$$

**Pregunta 7.** Haciendo uso de la información contenida en las tres tablas anteriores, el error estándar del estimador del parámetro  $\beta_2$  que falta en la Tabla VI:

- A)** Es igual a 0.050439.
  - B) No puede calcularse con la información disponible.
  - C) Es igual a 0.050127.
  - D) Es igual a 0.902496.
- $$\text{s.e.}(\hat{\beta}_2) = \sqrt{\hat{\sigma}^2 \frac{1}{n} \left( \hat{\sigma}_{ZX} \right)^{-1} \hat{\sigma}_Z^2 \left( \hat{\sigma}_{ZX} \right)^{-1}} = \sqrt{1.00845 \cdot \frac{1}{500} \cdot 1.018793} = .050439$$

**Pregunta 8.** Se dice que un proceso estocástico ( $Y_t$ ) es integrado de orden 1, ó I(1), cuando  $(W_t) \equiv (\nabla Y_t)$  sigue un modelo ARMA(p,q) estacionario e invertible. Según esto, indique cuál de los procesos estocásticos que se describen a continuación es I(1) [considerando que  $(A_t)$  es ruido blanco en todos los casos]:

- A)**  $Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + A_t$ , donde  $\beta_0$  es un parámetro.  *$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \beta_0 + A_t \rightarrow$  Estacionario e invertible*
- B)  $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + A_t$ , donde  $\beta_0$  y  $\beta_1$  son parámetros, con  $|\beta_1| < 1$ .

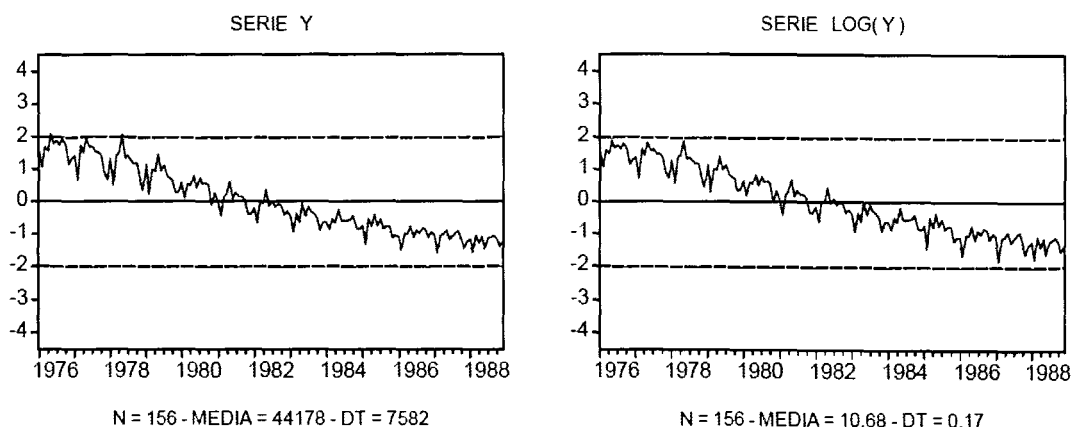
- C)  $Y_t = \beta_0 + A_t$ , donde  $\beta_0$  es un parámetro.  
 D)  $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + A_t$ , donde  $\beta_0$  y  $\beta_1$  son parámetros.

**Pregunta 9.** El proceso estocástico que figura en la respuesta correcta de la pregunta anterior:

- A) Es un proceso estacionario.  
 B) Sigue un modelo ARMA(1,0) no estacionario y no invertible.  
 C) Sigue un modelo ARMA(1,1) estacionario e invertible.  
 (D) Se denomina "paseo aleatorio" y es un proceso no estacionario. ← Slide 11  
 Apuntes serie  
 Temporal

Las preguntas 10 a 20 se refieren al enunciado siguiente: En los dos gráficos de la Figura N1 están representadas una serie temporal Y junto con su logaritmo neperiano LOG(Y). Las dos series constan de 156 observaciones mensuales desde enero de 1976 hasta diciembre de 1988.

**Figura N1**



**Pregunta 10.** Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

- A) La serie Y es estacionaria en varianza porque su dispersión local no depende en absoluto de su nivel local. → No! a mayor nivel, mayor dispersión  
 B) La serie Y no es estacionaria en media porque su dispersión local no es constante. — Aburdo  
 C) La serie LOG(Y) es estacionaria en media aunque no en varianza. → No es estacionaria en media  
 (D) La serie LOG(Y) no es estacionaria a pesar de que su dispersión local parece razonablemente constante.

**Pregunta 11.** Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

- A) La serie LOG(Y) es estacional porque presenta ciertas pautas en su evolución temporal que se repiten sistemáticamente cada doce meses.
- B) La serie LOG(Y) es estacional porque presenta una tendencia general decreciente. | *Aburrido*
- C) La serie LOG(Y) es estacionaria en media a pesar de su carácter estacional.
- D) La serie LOG(Y) no es estacional. — *Es claramente estacional*

En la Figura N2 están representadas las series DLOG(Y, 0, 12) (una diferencia estacional de período 12 del logaritmo neperiano de la serie Y) y DLOG(Y, 1, 12) (una diferencia regular y una estacional de período 12 del logaritmo neperiano de la serie Y). La Figura N3 contiene las ACFs (FAS) y las PACFs (FAP) muestrales correspondientes. [Observación: Nótese que la serie temporal DLOG(Y, 1, 12) es igual a una diferencia regular de la serie DLOG(Y, 0, 12).]

Figura N2

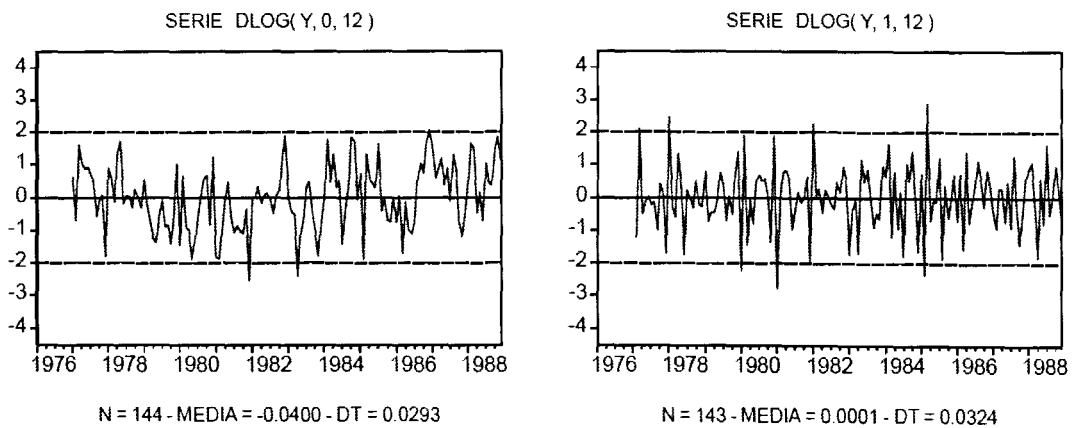
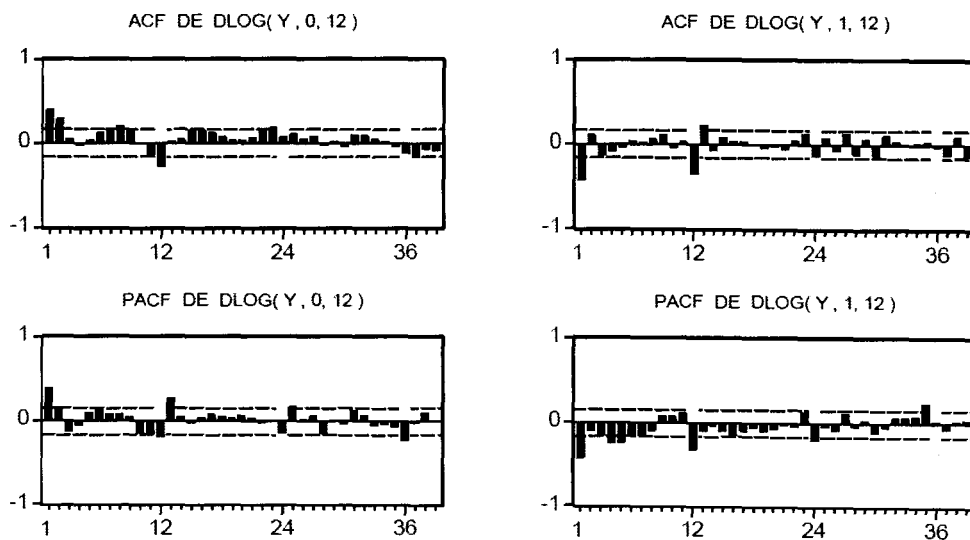


Figura N3



**Pregunta 12.** Suponiendo que la serie  $DLOG(Y, 0, 12)$  es estacionaria, y sabiendo que  $\Pr[t(143) \geq 2.61] = 0.005$ , la hipótesis de que la media del proceso estocástico del que procede la serie  $DLOG(Y, 0, 12)$  es igual a cero:

- A) No puede rechazarse al 1% en favor de que dicha media es distinta de cero.
- B)** Debe rechazarse al 1% en favor de que dicha media es distinta de cero.
- C) No puede contrastarse con la información disponible.
- D) No puede rechazarse al 5% en favor de que dicha media es distinta de cero.

$$\rightarrow t = \frac{-0.04}{(0.0297/\sqrt{144})} = -16.3823 > 2.61 \rightarrow \text{Rechaza } H_0$$

**Pregunta 13.** Suponiendo que la serie  $DLOG(Y, 0, 12)$  es estacionaria, indique, entre los que se citan a continuación, cuál es el modelo inicial más razonable para el proceso estocástico  $(Y_t)$  del que procede la serie  $Y$ :

- A)  $\nabla_{12} \ln Y_t = \mu_0 + (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})A_t$ , con  $\mu_0 \equiv E[\nabla_{12} \ln Y_t]$ .
- B)  $\nabla_{12} \ln Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)A_t$ .
- C)**  $(1 - \phi_1 B)(\nabla_{12} \ln Y_t - \mu_0) = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})A_t$ , con  $\mu_0 \equiv E[\nabla_{12} \ln Y_t]$ .  $\rightarrow$
- D)  $(1 - \phi_1 B)\nabla_{12} \ln Y_t = (1 - \theta_1 B)A_t$ .  $\rightarrow$  Único modelo con constante y término AR

**Pregunta 14.** Suponiendo que la serie  $DLOG(Y, 0, 12)$  no es estacionaria pero que la serie  $DLOG(Y, 1, 12)$  sí lo es, indique, entre los que se citan a continuación, cuál es el modelo inicial más razonable para el proceso estocástico  $(Y_t)$  del que procede la serie  $Y$ :

- A)**  $\nabla \nabla_{12} \ln Y_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})A_t$ .  $\rightarrow$  Único modelo con doble MA
- B)  $\nabla \nabla_{12} \ln Y_t = (1 - \theta_1 B)A_t$ .
- C)  $\nabla \nabla_{12} \ln Y_t = (1 - \Theta_1 B^{12})A_t$ .
- D)  $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)\nabla \nabla_{12} \ln Y_t = (1 - \Theta_1 B^{12})A_t$ .

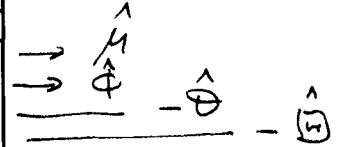
De acuerdo con la información contenida en la Figura N2 y en la Figura N3 de la página anterior, se han estimado para la serie  $Y$  original los dos modelos que figuran en la página siguiente (modelos M1 y M2).

**Pregunta 15.** El modelo estimado M1 puede escribirse (redondeando los resultados a dos decimales) como:

- A)  $(1 - 0.88B)\nabla_{12} \ln y_t = -0.04 + (1 + 0.45B)(1 + 0.84B^{12})\hat{a}_t$ .
- B)**  $(1 - 0.88B)(\nabla_{12} \ln y_t + 0.04) = (1 - 0.45B)(1 - 0.84B^{12})\hat{a}_t$ .
- C)  $(1 - 0.45B)(1 - 0.84B^{12})(\nabla_{12} \ln y_t + 0.04) = (1 - 0.88B)\hat{a}_t$ .
- D)  $(1 + 0.45B)(1 + 0.84B^{12})\nabla_{12} \ln y_t = -0.04 + (1 - 0.88B)\hat{a}_t$ .

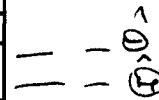
### Modelo M1

Dependent Variable: DLOG(Y,0,12)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1977:02 1988:12				
Included observations: 143 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 13 iterations				
Backcast: 1976:01 1977:01				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.041443	0.002977	-13.92332	0.0000
AR(1)	0.880868	0.064875	13.57802	0.0000
MA(1)	-0.452070	0.111797	-4.043671	0.0001
SMA(12)	-0.838598	0.042397	-19.77974	0.0000
R-squared	0.404633	Mean dependent var	-0.040168	
Adjusted R-squared	0.391783	S.D. dependent var	0.029369	
S.E. of regression	0.022904	Akaike info criterion	-4.687400	
Sum squared resid	0.072921	Schwarz criterion	-4.604524	
Log likelihood	339.1491	F-statistic	31.48978	
Durbin-Watson stat	1.965368	Prob(F-statistic)	0.000000	



### Modelo M2

Dependent Variable: DLOG(Y,1,12)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1977:02 1988:12				
Included observations: 143 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 11 iterations				
Backcast: 1976:01 1977:01				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.707114	0.060345	-11.71786	0.0000
SMA(12)	-0.754111	0.060975	-12.36756	0.0000
R-squared	0.497758	Mean dependent var	0.000101	
Adjusted R-squared	0.494196	S.D. dependent var	0.032414	
S.E. of regression	0.023053	Akaike info criterion	-4.688170	
Sum squared resid	0.074932	Schwarz criterion	-4.646731	
Log likelihood	337.2041	Durbin-Watson stat	1.733160	



**Pregunta 16.** El modelo estimado M2 puede escribirse (redondeando los resultados a dos decimales) como:

- A)  $(1 - 0.71B)(1 - 0.75B^{12})\nabla\nabla_{12} \ln y_t = \hat{a}'_t$ .
- B)  $(1 - 0.71B)\nabla\nabla_{12} \ln y_t = (1 - 0.75B^{12})\hat{a}'_t$ .
- C)  $\nabla\nabla_{12} \ln y_t = (1 - 0.71B)(1 - 0.75B^{12})\hat{a}'_t$ .
- D)  $\nabla\nabla_{12} \ln y_t = (1 + 0.75B)(1 + 0.71B^{12})\hat{a}'_t$ .

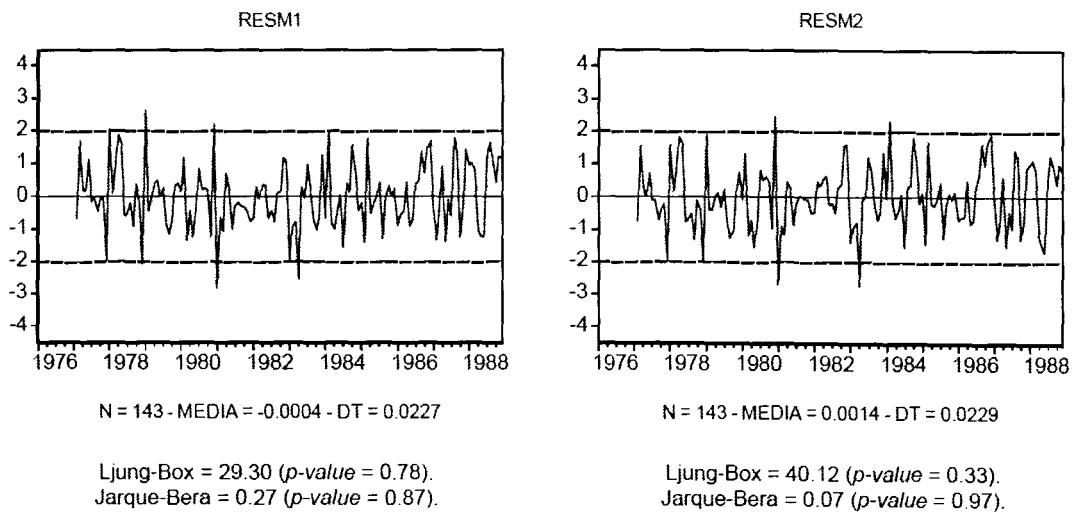
Las dos series de residuos RESM1 y RESM2 asociadas con los modelos estimados M1 y M2, respectivamente, están representadas en la Figura N4. de la página siguiente.

**Pregunta 17.** De acuerdo con la información contenida en la Figura N4, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

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

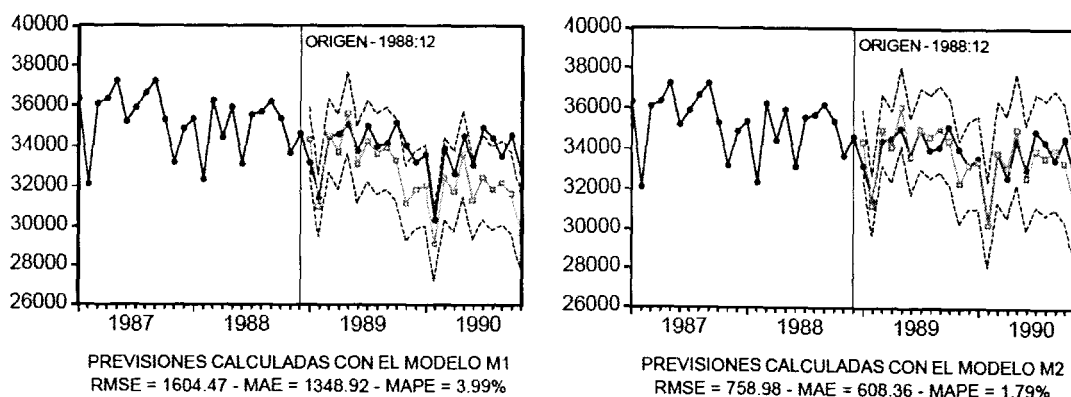
- B) La hipótesis de que las perturbaciones de cada uno de los dos modelos estimados siguen una distribución Normal, debe rechazarse tanto al 5% como al 1%.
- C) La hipótesis de que las perturbaciones de cada uno de los dos modelos estimados no están autocorrelacionadas, debe rechazarse tanto al 5% como al 1%.
- D) Las dos series de residuos son muy semejantes y razonablemente compatibles con la hipótesis de que las perturbaciones de cada uno de los dos modelos estimados son ruido blanco.  $\rightarrow$  Perfil similar y el Test de Ljung-Box no rechaza  $H_0$

Figura N4



En la Figura N5 están representadas las previsiones en origen 1988:12 a horizontes 1 mes, 2 meses, ..., 23 meses (hasta 1990:11), calculadas con los dos modelos estimados para la serie Y. La línea oscura de puntos representa datos observados, la línea clara de cuadrados representa previsiones, y las líneas delgadas discontinuas representan bandas de confianza del 95%. Por su parte, RMSE, MAE y MAPE son, respectivamente, la raíz del error cuadrático medio, el error absoluto medio y el error porcentual absoluto medio, calculados a partir de los errores de previsión generados por cada modelo desde 1989:01 hasta 1990:11.

Figura N5



**Pregunta 18.** De acuerdo con la información contenida en la Figura N5 anterior, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

- A) Ninguno de los dos modelos prevé adecuadamente la pauta estacional que está presente en la serie Y. → los dos lo captan
- B) El modelo M1 prevé mejor porque los indicadores RMSE, MAE y MAPE son mayores que en el modelo M2. → AL REVÉS.
- C) Para el intervalo de previsión considerado, el modelo M2 prevé claramente mejor que el modelo M1. → RMSE, MAE y MAPE son menores que los de M1
- D) El modelo M1 prevé mejor porque proporciona intervalos de confianza del 95% menos amplios que el modelo M2. → ABSURDO

**Pregunta 19.** De acuerdo con toda la información utilizada en las nueve preguntas anteriores, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

- A) El modelo M1 es preferible en todos los sentidos al modelo M2 porque su estadístico de Durbin-Watson está más próximo a dos que el del modelo M2. → ABSURDO
- B) Los modelos M1 y M2 son similares, aunque existen diferencias importantes entre las funciones de previsión implicadas por uno y otro. → VERDAD. LAS PREVISIONES SON DISTINTAS
- C) El modelo M1 es preferible en todos los sentidos al modelo M2 porque su desviación típica residual es menor que la del modelo M2. → PERO LAS PREVISIONES DE M1 SON MEJORES
- D) Los modelos M1 y M2 son similares, aunque es preferible el primero porque contiene más parámetros que el segundo. → ABSURDO

**Pregunta 20.** Las discrepancias entre los modelos M1 y M2 que se mencionan en la respuesta correcta de la pregunta anterior, se deben, entre otros motivos, a:

- A) Las discrepancias entre los estadísticos de Ljung-Box de la Figura N4.
  - B) Las discrepancias entre los estadísticos de Jarque-Bera de la Figura N4.
  - C) Las discrepancias entre los coeficientes de determinación de ambos modelos.
  - D) La presencia de un término constante y la ausencia de una diferencia regular en el modelo M1 en relación con el modelo M2. → Son las diferencias fundamentales en la estructura de los modelos y en la función de previsión
- } ABSURDAS