Examen final de econometría II

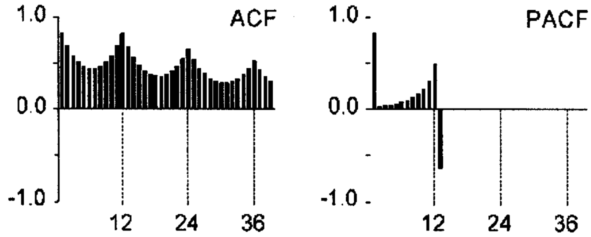
21 de junio de 2004 – Hora: 12:00

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

Pregunta 1. La ACF y la PACF teóricas de un proceso estocástico (Z_t) estacionario presentan el aspecto siguiente:



De acuerdo con lo anterior, el proceso (Z_t) sigue un modelo del tipo:

A) $(1-\phi_1 B)(1-\Phi_1 B^{12})Z_t = A_t$, donde $\phi_1 > 0$, $\Phi_1 > 0$, y (A_t) es un proceso de ruido blanco. → ACF INFINITA, PACF FINITA con coeficientes positivos en retardos 1 y 12

B) $(1-\phi_1 B)(1-\Phi_1 B^{12})Z_t = A_t$, donde $\phi_1 < 0$, $\Phi_1 < 0$, y (A_t) es un proceso de ruido blanco.

C) $Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})A_t$, donde $\theta_1 > 0$, $\Theta_1 > 0$, y (A_t) es un proceso de ruido blanco.

D) $Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})A_t$, donde $\theta_1 < 0$, $\Theta_1 < 0$, y (A_t) es un proceso de ruido blanco.

Pregunta 2. El modelo que figura en la respuesta correcta de la pregunta anterior es un modelo:

A) ARMA$(1,0)\times(1,0)_{12}$. $\equiv$ AR$(1)\times(1)_{12}$

B) ARMA$(0,1)\times(0,1)_{12}$.

C) ARMA$(1,1)\times(1,1)_{12}$.

D) ARMA$(0,0)\times(1,1)_{12}$

Pregunta 3. Suponga que (Z_t) es un proceso estocástico que sigue un modelo del tipo $(1-\phi_1 B)\nabla Z_t = (1-\theta_1 B)A_t$, donde (A_t) es un proceso de ruido blanco. Si $0 < \phi_1 < 1$ y $\theta_1 = 1$, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) (Z_t) es no estacionario porque sigue el modelo $\nabla Z_t = (1-\theta_1 B)A_t$.

B) (Z_t) es estacionario porque sigue el modelo $(1-\phi_1 B)Z_t = (1-\theta_1 B)A_t$.

C) (Z_t) es estacionario porque sigue el modelo $(1-\phi_1 B)Z_t = \mu + A_t$, donde μ es una constante.

D) (Z_t) es no estacionario porque es un paseo aleatorio del tipo $\nabla Z_t = \mu + A_t$, donde μ es una constante.

Diferenciando el modelo queda:

$$(1-\phi_1 B)(1-B)Z_t = \underbrace{(1-B)\mu}_{\mu-\mu=0} + (1-B)A_t$$

Pregunta 4. La media y la varianza de un proceso estocástico estacionario (Z_t) tal que $Z_t = \mu + A_t - \theta_1 A_{t-1}$, donde $\mu > 0$, $0 < \theta_1 < 1$, y (A_t) es un proceso de ruido blanco con varianza igual a σ_A^2, son:

A) $\mathrm{E}[Z_t] = 0$, $\mathrm{Var}[Z_t] = 2\sigma_A^2$.

B) $\mathrm{E}[Z_t] = \mu/(1-\theta_1)$, $\mathrm{Var}[Z_t] = \sigma_A^2/(1-\theta_1^2)$.

C) $\mathrm{E}[Z_t] = \mu$, $\mathrm{Var}[Z_t] = (1+\theta_1^2)\sigma_A^2$. → Demostrado en los apuntes

D) $\mathrm{E}[Z_t] = 0$, $\mathrm{Var}[Z_t] = \sigma_A^2$.

Pregunta 5. La función de previsión $\hat{Z}_t(l) \equiv \mathrm{E}_t[Z_{t+l}]$ y la varianza de los errores de previsión $V(l) \equiv \mathrm{Var}[Z_{t+l} - \hat{Z}_t(l)]$ de un proceso (Z_t) que sigue el modelo ARMA de la pregunta anterior, satisfacen las propiedades siguientes cuando el horizonte de previsión l tiende a infinito:

A) $\hat{Z}_t(l) \to \mathrm{E}[Z_t]$, $V(l) \to 0$.

B) $\hat{Z}_t(l) \to \mathrm{E}[Z_t]$, $V(l) \to \mathrm{Var}[Z_t]$. → Esto es así para cualquier proceso estacionario. A largo plazo las previsiones revierten a la media y la incertidumbre de las previsiones converge a la varianza.

C) $\hat{Z}_t(l) \to \mathrm{E}[Z_t]$, $V(l) \to \infty$.

D) $\hat{Z}_t(l) \to \infty$, $V(l) \to \infty$.

Las preguntas 6 a 9 están referidas al enunciado siguiente: Considere un modelo del tipo [M1] $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + U_i$ con perturbaciones esféricas, donde X_{i2} y X_{i3} son dos regresores estocásticos tales que $E[X_{i2}] \neq 0$, $E[X_{i3}] \neq 0$, $\mathrm{Var}[X_{i2}] > 0$, $\mathrm{Var}[X_{i3}] > 0$, y $E[X_{i2}U_i] = E[X_{i3}U_i] = 0$, para todo $i = 1, 2, ..., N$. Suponga que se omite (por error o porque es difícil de medir) el regresor X_{i3} en el modelo [M1], de manera que se especifica en su lugar un modelo como [M2] $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + V_i$, donde $V_i \equiv \beta_3 X_{i3} + U_i$.

Pregunta 6. Si en el modelo [M1] ocurre que $\beta_3 > 0$ y $\mathrm{Cov}[X_{i2}, X_{i3}] > 0$ para todo $i = 1, 2, ..., N$, entonces en el modelo [M2]:

A) $\mathrm{Cov}[X_{i2}, V_i] = 0$.

B) $\mathrm{Cov}[X_{i2}, V_i] > 0$. El regresor incluido tiene correlación positiva con el excluido, que ha pasado al término de error

C) $E[V_i] = 0$.

D) $\mathrm{Cov}[X_{i2}, V_i] < 0$.

Pregunta 7. De acuerdo con su respuesta a la pregunta anterior, si $\hat{\beta}_2^{\mathrm{MCO}}$ representa el estimador MCO de β_2 en el modelo [M2], entonces:

A) $\mathrm{plim}[\hat{\beta}_2^{\mathrm{MCO}}] = \beta_2$.

B) $E[\hat{\beta}_2^{\text{MCO}}] = \beta_2$. (+) por signo de la covarianza.

C) $\text{plim}[\hat{\beta}_2^{\text{MCO}}] = \beta_2 + \frac{\text{Cov}[X_{i2}, V_i]}{\text{Var}[X_{i2}]} > \beta_2$. — Ver apuntes

D) $\text{plim}[\hat{\beta}_2^{\text{MCO}}] = \beta_2 + \frac{\text{Cov}[X_{i2}, V_i]}{\text{Var}[X_{i2}]} < \beta_2$.

Pregunta 8. Para utilizar un estimador de variables instrumentales (VI) en el modelo [M2], es necesario encontrar una variable Z_i tal que:

A) $\text{Cov}[Z_i, X_{i2}] = 0$ y $\text{Cov}[Z_i, X_{i3}] = 0$.

B) $\text{Cov}[Z_i, X_{i2}] \neq 0$ y $\text{Cov}[Z_i, X_{i3}] \neq 0$.

C) $\text{Cov}[Z_i, X_{i2}] = 0$ y $\text{Cov}[Z_i, X_{i3}] \neq 0$.

D) $\text{Cov}[Z_i, X_{i2}] \neq 0$ y $\text{Cov}[Z_i, X_{i3}] = 0$. — Por definición de instrumento válido

Pregunta 9. Si $\hat{\beta}_2^{\text{VI}}$ representa el estimador VI de β_2 en el modelo [M2], que emplea como instrumento para X_{i2} la VI Z_i considerada en la pregunta anterior, entonces:

A) $\hat{\beta}_2^{\text{VI}} = \frac{\Sigma(Z_i - \bar{Z})(Y_i - \bar{Y})}{\Sigma(Z_i - \bar{Z})(X_{i2} - \bar{X}_2)}$. — Por definición de $\hat{\beta}_{VI}$

B) $\hat{\beta}_2^{\text{VI}} = \frac{\Sigma(X_{i2} - \bar{X}_2)(Y_i - \bar{Y})}{\Sigma(Z_i - \bar{Z})^2}$.

C) $\hat{\beta}_2^{\text{VI}} = \frac{\Sigma(Z_i - \bar{Z})(Y_i - \bar{Y})}{\Sigma(Z_i - \bar{Z})^2}$.

D) $\hat{\beta}_2^{\text{VI}} = \frac{\Sigma(Z_i - \bar{Z})(Y_i - \bar{Y})}{\Sigma(X_{i2} - \bar{X}_2)^2}$.

Pregunta 10. En el contexto de un modelo de regresión lineal $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$ con perturbaciones no esféricas, el llamado estimador robusto de Newey-West es:

A) Un estimador de $\boldsymbol{\beta}$ más eficiente que el estimador MCO.

B) Un estimador de $\boldsymbol{\beta}$ más eficiente que el estimador MCG.

C) Un estimador insesgado de la matriz de varianzas de $\mathbf{U}$.

D) Un estimador adecuado de la matriz de varianzas del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$. ←
← Ver apuntes

Pregunta 11. 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.
← Ver apuntes

Si es negativo, también, pero la afirmación sigue siendo cierta

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.

Pregunta 12. Considere un modelo del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$ cuyas perturbaciones constituyen un proceso estocástico (U_t) tal que $U_t = U_{t-1} + A_t$, donde (A_t) es un proceso de ruido blanco. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) Las perturbaciones del modelo considerado no son estacionarias.

B) El estimador MCO de β_2 en el modelo $\nabla Y_t = \beta_2 \nabla X_t + A_t$ es eficiente.

C) El estimador MCO de β_2 en el modelo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$ es ineficiente.

D) El proceso estocástico (Y_t) es un proceso estacionario.

Las preguntas 13 a 15 se refieren al enunciado siguiente: Usando datos anuales desde 1959 hasta 2002 sobre M1, PIB, precios y tipos de interés en Estados Unidos, se ha estimado por MCO un modelo del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + U_t$ $(t = 1959, 1960, ..., 2002)$. La Tabla M1-1 contiene los resultados de dicha estimación, donde la serie Y es el logaritmo neperiano de M1 en términos reales, la serie X2 es el logaritmo neperiano del PIB real, y la serie X3 es el tipo de interés en el mercado secundario de las letras del tesoro a 3 meses. La Figura M1-1 contiene la ACF y la PACF muestrales de los residuos asociados con el modelo estimado por MCO en la Tabla M1-1.

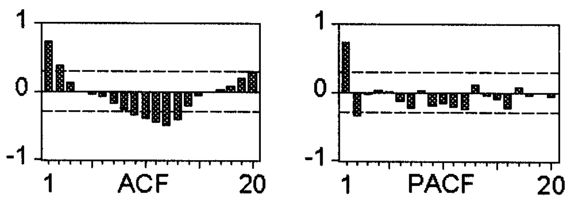
Tabla M1-1

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Sample: 1959 2002
Included observations: 44

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.496116	0.224720	-2.207709	0.0329
X2	0.278485	0.026269	10.60145	0.0000
X3	-0.019653	0.003984	-4.933427	0.0000

R-squared	0.761370	Mean dependent var	1.772153
Adjusted R-squared	0.749729	S.D. dependent var	0.142320
S.E. of regression	0.071198	Akaike info criterion	-2.380947
Sum squared resid	0.207838	Schwarz criterion	-2.259298
Log likelihood	55.38084	F-statistic	65.40704
Durbin-Watson stat	0.455395	Prob(F-statistic)	0.000000

Figura M1-1



De acuerdo con la información contenida en la Figura M1-1, se ha vuelto a estimar el modelo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + U_t$ añadiendo explícitamente cierta estructura de autocorrelación para las perturbaciones. El modelo estimado correspondiente figura en la Tabla M1-2. La Figura M1-2 contiene la ACF y la PACF muestrales de los residuos asociados con el modelo estimado en la Tabla M1-2.

Tabla M1-2

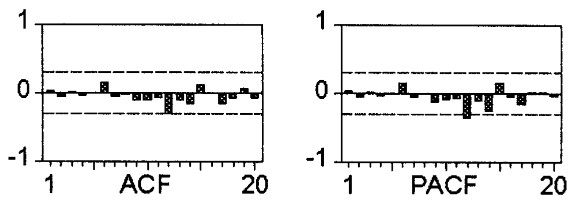
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1961 2002
Included observations: 42 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 26 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.237744	0.644465	-0.368901	0.7143
X2	0.241100	0.074300	3.244966	0.0025
X3	-0.008544	0.003964	-2.155180	0.0377
AR(1)	1.198939	0.153467	7.812350	0.0000
AR(2)	-0.421236	0.155192	-2.714284	0.0100

R-squared	0.925613	Mean dependent var	1.781190
Adjusted R-squared	0.917572	S.D. dependent var	0.139290
S.E. of regression	0.039991	Akaike info criterion	-3.489004
Sum squared resid	0.059172	Schwarz criterion	-3.282139
Log likelihood	78.26908	F-statistic	115.1004
Durbin-Watson stat	1.903519	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots 0.60 - 0.25i 0.60 + 0.25i

Figura M1-2



Pregunta 13. De acuerdo con toda la información disponible, las perturbaciones del modelo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + U_t$: → Corresponde a M1-1 y M1-2

A) Pueden considerarse ruido blanco.

B) Presentan autocorrelación de tipo MA(2).

C) Presentan autocorrelación de tipo AR(2).

D) Presentan autocorrelación de tipo ARMA(1,1).

Pregunta 14. De acuerdo con toda la información disponible:

A) La semielasticidad de M1 en términos reales con respecto al tipo de interés (X3) considerado es claramente significativa incluso al 1%. – Al 1% no es significativo en M1-2

(Xt)

B) La elasticidad de M1 en términos reales con respecto al PIB real es claramente significativa incluso al 1%.

En M1-2 no es significativo

C) El término constante del modelo considerado es significativo al 5% pero no al 1%.

D) La estructura de autocorrelación estimada en la Tabla M1-2 es no estacionaria. → → FALSO, ES ESTACIONARIA

Pregunta 15. Si $\hat{u}_t$ representa la serie de residuos asociados con el modelo estimado en la Tabla M1-2, y $\hat{x}_{T2}(1)$, $\hat{x}_{T3}(1)$ representan previsiones de X_{t2}, X_{t3} en origen $T = 2002$ a horizonte 1, entonces la previsión puntual en origen T a horizonte 1 para el logaritmo de M1 en términos reales debería calcularse como:

A) $\hat{y}_T(1) = -0.2377 + 0.2411\hat{x}_{T2}(1) - 0.0085\hat{x}_{T3}(1)$.

B) $\hat{y}_T(1) = -0.2377 + 0.2411\hat{x}_{T2}(1) - 0.0085\hat{x}_{T3}(1) + 1.1989\hat{u}_T - 0.4212\hat{u}_{T-1}$.

C) $\hat{y}_T(1) = 1.1989\hat{u}_{T-1} - 0.4212\hat{u}_{T-2}$.

D) $\hat{y}_T(1) = 1.1989\hat{u}_T - 0.4212\hat{u}_{T-1}$.

INCLUYE LA PREVISIÓN DE LA COMPONENTE DE REGRESIÓN Y LA DEL ERROR AUTOCORRELADO

Pregunta 16. Suponga que ha estimado por MCO un modelo de regresión lineal, y que quiere contrastar la posibilidad de que las perturbaciones de dicho modelo sean heteroscedásticas. Indique cuál de los instrumentos de diagnosis que se citan a continuación NO utilizaría para este propósito:

A) La ACF y la PACF de los residuos MCO. — Contraste de autocorrelación

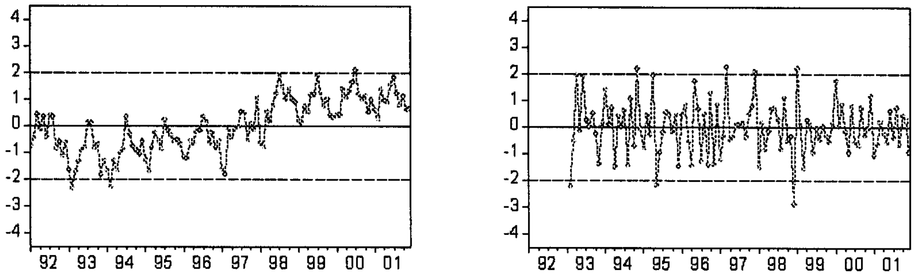
B) Un contraste de White.

C) Un gráfico de los residuos MCO sobre cada variable explicativa del modelo.

D) Un contraste de Breusch-Pagan.

Las preguntas 17 a 20 se refieren al enunciado siguiente: La Figura ACC-0 contiene dos gráficos temporales estandarizados de las series $\ln y_t$ (Panel A) y $\nabla\nabla_{12} \ln y_t$ (Panel B), donde ln representa el logaritmo neperiano, e y_t ($t = 1, 2, ..., 120$) representa el número de accidentes de tráfico con víctimas registrados mensualmente en España desde enero de 1992 hasta diciembre de 2001.

Figura ACC-0



PANEL A

PANEL B

La Tabla ACC-1 contiene un modelo estimado con la serie del Panel B de la Figura ACC-0. Por su parte, la Figura ACC-1 contiene la ACF y la PACF muestrales de los residuos del modelo estimado en la Tabla ACC-1. A la vista de la información recogida en la Figura ACC-1, se ha estimado otro modelo, alternativo al anterior, con la serie del Panel B de la Figura ACC-0. Dicho modelo estimado está resumido en la Tabla ACC-2.

Tabla ACC-1

Dependent Variable: DLOG(Y,1,12)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1993:02 2001:12
Included observations: 107 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 10 iterations
Backcast: 1992:01 1993:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.390929	0.082585	-4.733648	0.0000
SMA(12)	-0.911958	0.022950	-39.73628	0.0000
S.E. of regression	0.041582	Durbin-Watson stat		1.978997

Figura ACC-1

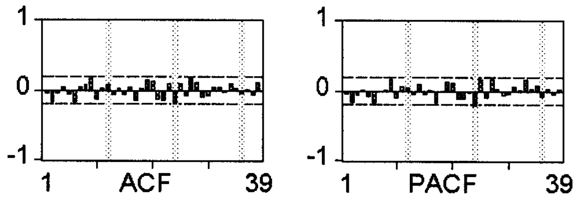


Tabla ACC-2

Dependent Variable: DLOG(Y,1,12)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1995:02 2001:12
Included observations: 83 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1994:01 1995:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(12)	0.088256	0.095402	0.925100	0.3577
AR(24)	-0.209000	0.102583	-2.037379	0.0450
MA(1)	-0.555130	0.094371	-5.882405	0.0000
SMA(12)	-0.898188	0.030470	-29.47761	0.0000
S.E. of regression	0.038921	Durbin-Watson stat		1.836437

Pregunta 17. De acuerdo con la Figura ACC-0:

A) La serie del Panel A es estacional, por lo que no puede ser estacionaria.

B) La serie del Panel A es claramente estacionaria porque prácticamente todos sus valores estandarizados están comprendidos entre +2 y −2. — No Tiene
mcd se ver

C) La serie del Panel B es claramente no estacionaria porque varios de sus valores estandarizados están fuera de las bandas +2 y −2. — idem.

D) De no ser por la estacionalidad presente en la serie del Panel A, dicha serie sería claramente estacionaria. — También tiene una tendencia creciente

Pregunta 18. El modelo estimado de la Tabla ACC-1 puede escribirse como:

A) $(1-0.39B)(1-0.91B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = \hat{a}_t$.

B) $(1-0.39B)\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.91B^{12})\hat{a}_t$.

C) $(1-0.91B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.39B)\hat{a}_t$.

D) $\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.39B)(1-0.91B^{12})\hat{a}_t$.

Pregunta 19. El modelo estimado de la Tabla ACC-2 puede escribirse como:

A) $(1-0.555B)\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.088B^{12}+0.209B^{24})(1-0.898B^{12})\hat{a}_t$.

B) $(1-0.555B)(1-0.898B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.088B^{12}+0.209B^{24})\hat{a}_t$.

C) $(1-0.088B^{12}+0.209B^{24})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.555B)(1-0.898B^{12})\hat{a}_t$.

D) $(1-0.088B^{12}+0.209B^{24})(1-0.898B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.555B)\hat{a}_t$.

Pregunta 20. De acuerdo con toda la información disponible:

A) El modelo estimado en la Tabla ACC-2 es claramente preferible al estimado en la Tabla ACC-1 porque aquél contiene más parámetros. — Esto no es una ventaja

B) El modelo estimado en la Tabla ACC-2 es claramente preferible al estimado en la Tabla ACC-1 porque aquél es invertible mientras que éste no lo es. — Ambos lo son

C) Ninguno de los dos modelos estimados es adecuado porque en ambos casos el valor calculado del estadístico de Durbin-Watson está muy próximo a 2. — $DW \simeq 2$ es ausencia de autocorr.

D) El modelo estimado en la Tabla ACC-2 puede estar sobreparametrizado, aunque es un modelo que puede resultar útil en la práctica para calcular previsiones pues su desviación típica residual estimada es más reducida.

.039 frente a .042