Examen final de econometría II

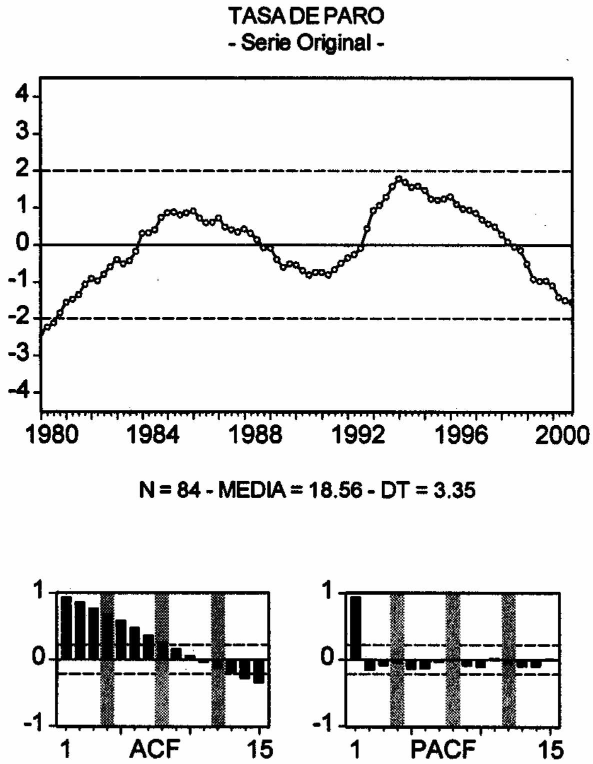
23 de junio de 2006 – Hora: 9:00

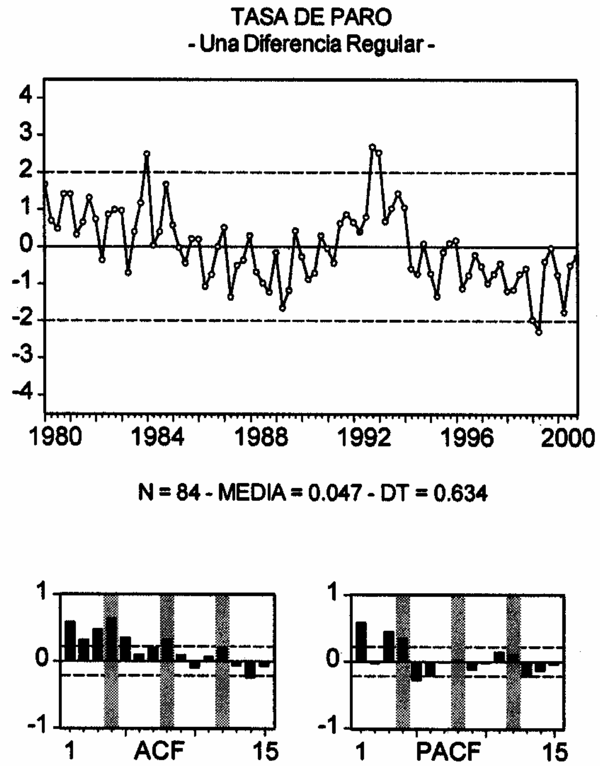
Apellidos:	**Nombre:**	**DNI:**
Profesor/a:	**Licenciatura:**	**Grupo:**

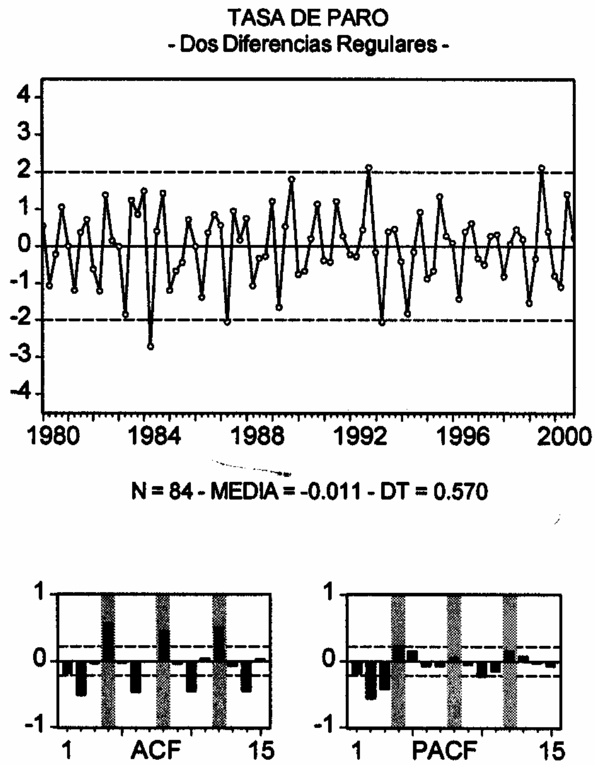
Antes de empezar a resolver el examen, rellene TODA la información que se solicita en los recuadros anteriores y lea con atención las instrucciones de la página siguiente.

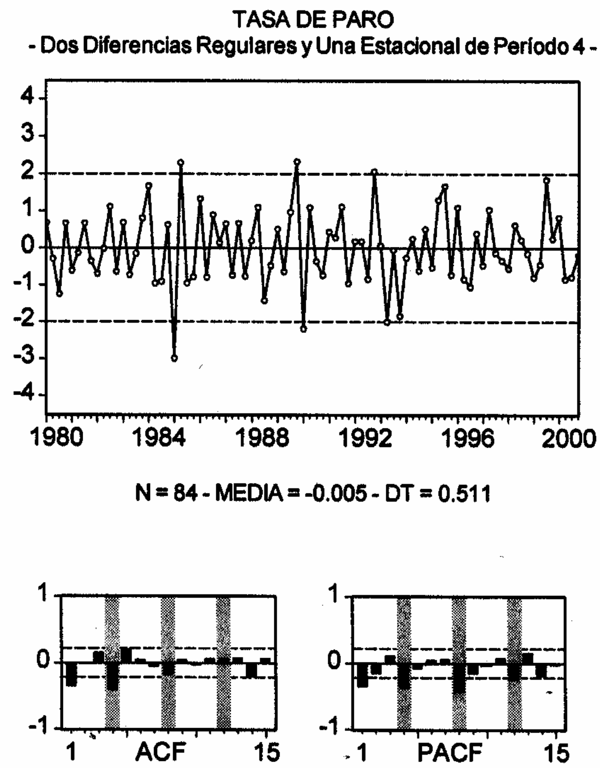
Pregunta 1	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 2	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 3	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 4	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 5	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 6	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 7	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 8	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 9	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 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**

Las preguntas 1 a 7 se refieren a la serie temporal Tasa de Paro registrada trimestralmente en España, desde el primer trimestre de 1980 hasta el cuarto trimestre de 2000. En los GRÁFICOS ESTANDARIZADOS siguientes están representadas la serie original y algunas transformaciones de la misma, junto con las ACF (FAS) y PACF (FAP) muestrales correspondientes.









Pregunta 1. Si y_t representa la observación t-ésima ($1 \leq t \leq 84$) de la serie Tasa de Paro (**Serie Original**), entonces:

A) La observación t-ésima de la serie **Una Diferencia Regular**, que suele representarse como ∇y_t, es igual a $y_t + y_{t-1}$.

B) La observación t-ésima de la serie **Dos Diferencias Regulares**, que suele representarse como $\nabla^2 y_t$, es igual a $y_t - y_{t-2}$.

C) La observación t-ésima de la serie **Dos Diferencias Regulares y Una Estacional de Período 4**, que suele representarse como $\nabla^2 \nabla_4 y_t$, es igual a $\nabla^2 y_{t-4}$.

D) La observación t-ésima de la serie **Dos Diferencias Regulares**, que suele representarse como $\nabla^2 y_t$, es igual a $y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$.

$\nabla^2 y_t = (1-B)(1-B)y_t = (1-2B+B^2)y_t = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$

Pregunta 2. De las cuatro series representadas gráficamente, la única que puede considerarse estacionaria en media es la serie:

A) **Una Diferencia Regular**.

B) **Dos Diferencias Regulares**.

C) **Dos Diferencias Regulares y Una Estacional de Período 4**.

D) Ninguna de las cuatro series puede considerarse estacionaria en media.

Es la única:
1) Con media estable
2) Sin autocorrelaciones no estacionarias (persistentes)

Pregunta 3. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) La serie Tasa de Paro (**Serie Original**) es estacionaria porque presenta una evolución muy suave que apenas sale de las bandas de significación.

B) La serie **Dos Diferencias Regulares** no es estacionaria porque, como se aprecia especialmente en su ACF muestral, presenta estacionalidad de período 4. →
→ las autocorrelaciones en $k = 4, 8, 12$ son persistentes

C) La serie **Una Diferencia Regular** es estacionaria porque se mantiene bastante estable alrededor de un nivel que es constante en el tiempo.

D) La serie **Dos Diferencias Regulares y Una Estacional de Período 4** es estacionaria porque sus ACF y PACF muestrales no presentan valores positivos significativos.

Pregunta 4. Indique, entre los que se citan a continuación, cuál es el modelo univariante más razonable para la serie Tasa de Paro (**Serie Original**):

A) Un modelo $\text{ARIMA}(0,2,1) \times \text{ARIMA}(0,1,1)_4$. — Es el único que especifica una diferenciación adecuada.

B) Un modelo $\text{ARIMA}(1,1,0) \times \text{ARIMA}(1,1,0)_4$.

C) Un modelo $\text{ARIMA}(2,1,0) \times \text{ARIMA}(1,0,0)_4$.

D) Un modelo $\text{ARIMA}(0,1,1) \times \text{ARIMA}(0,1,1)_4$.

Los perfiles de ACF y PACF son compatibles con doble MA

Pregunta 5. La tabla siguiente contiene un modelo estimado con EViews para la serie Tasa de Paro (**Serie Original**), que figura en dicha tabla con el nombre Y:

Dependent Variable: D(Y,2,4)
Method: Least Squares
Sample: 1980:1 2000:4
Included observations: 84
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 1978:4 1979:4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.395591	0.098996	-3.996030	0.0001
SMA(4)	-0.897790	0.046136	-19.45972	0.0000

R-squared	0.482510	Mean dependent var	-0.004881
Adjusted R-squared	0.476199	S.D. dependent var	0.510609
S.E. of regression	0.369549	Akaike info criterion	0.870453
Sum squared resid	11.19843	Schwarz criterion	0.928329
Log likelihood	-34.55902	Durbin-Watson stat	1.931653

El modelo estimado en esta tabla puede escribirse como:

A) $\nabla^2\nabla_4 y_t = (1-0.3956B)(1-0.8978B^4)\hat{a}_t\,.$

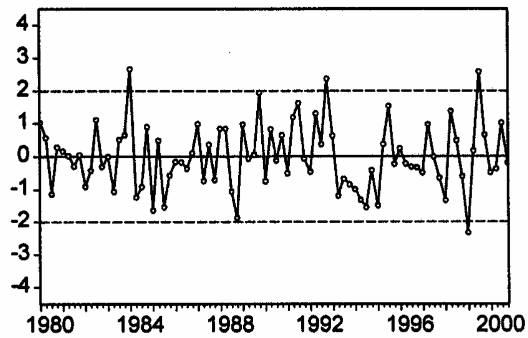
B) $\nabla^4\nabla_2 y_t = (1-0.8978B)(1-0.3956B^4)\hat{a}_t\,.$

C) $\nabla^4\nabla_2 y_t = (1+0.3956B)(1+0.8978B^4)\hat{a}_t\,.$

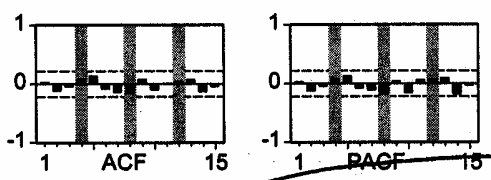
D) $\nabla^2\nabla_4 y_t = (1-0.8978B)(1-0.3956B^4)\hat{a}_t\,.$

Pregunta 6. La figura siguiente contiene alguna información sobre los residuos del modelo estimado de la pregunta anterior:

TASA DE PARO
- Residuos del Modelo Estimado con EViews -



N = 84 - MEDIA = 0.003 - DT = 0.367



Alude a los grados de libertad del estadístico

Ljung-Box Q(13) = 12.85 (p-value = 0.46)
Jarque-Bera = 1.87 (p-value = 0.39)

13 = 15 - 2 (nº parámetros estimados

Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) La hipótesis de que los residuos del modelo estimado siguen una distribución Normal, debe rechazarse tanto al 5% como al 1%.

B) La ACF (FAS) y la PACF (FAP) residuales sugieren que no queda ninguna estructura de autocorrelación significativa pendiente de modelizar.

C) La serie de residuos es claramente no estacionaria.

D) La hipótesis de que las quince primeras autocorrelaciones simples de los residuos son conjuntamente iguales a cero, debe rechazarse tanto al 5% como al 1%.

Pregunta 7. La tabla siguiente contiene los valores de la Tasa de Paro, junto con los residuos del modelo estimado con EViews, para los dos últimos trimestres de 1999 y los cuatro trimestres del año 2000:

	Tasa de Paro	Residuos
1999:3	15.29	0.950330
1999:4	15.32	0.243830
2000:1	14.89	-0.170271
2000:2	13.83	-0.135473
2000:3	13.57	0.376077
2000:4	13.44	-0.069836

Utilizando para los cálculos todos los decimales disponibles, la Tasa de Paro prevista para el primer trimestre del año 2001 (redondeada a dos decimales) es igual a:

A) 14.87.

B) 14.00.

C) 13.12.

D) 14.52.

$$\underbrace{\nabla^2\nabla_4}_{(1-2B+B^2)(1-B^4)} u_t = \underbrace{(1-.795591B)(1-.897790B^4)}_{(1-.795591B-.897790B^4+.7552B^5)}\hat{a}_t$$

$$\underbrace{(1-2B+B^2)(1-B^4)}_{(1-2B+B^2-\cancel{B^4}+2B^5-B^6)}$$

Pregunta 8. Un proceso estocástico estacionario:

A) Tiene una media constante, aunque su varianza puede no serlo.

B) Tiene una varianza constante, aunque su media puede no serlo.

C) Puede presentar estacionalidad.

D) Tiene una ACF (FAS) en la que cada autocorrelación simple sólo depende del retardo temporal que separa a dos momentos de su historia. →

→ Por definición. Ver Transparencia #6 del primer bloque de apuntes

Pregunta 9. 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 β_0 es un parámetro. ; $\underbrace{Y_t - Y_{t-1} = \beta_0 + A_t}_{\text{ARIMA}(0,1,0) \equiv \text{ARMA}(0,0)}$

B) $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + A_t$, donde β_0 y β_1 son parámetros, con $|\beta_1| < 1$.

C) $Y_t = \beta_0 + A_t$, donde β_0 es un parámetro.

D) $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + A_t$, donde β_0 y β_1 son parámetros.

Pregunta 10. El proceso estocástico que figura en la respuesta correcta de la pregunta anterior:

A) Se denomina "paseo aleatorio" y es un proceso no estacionario.

B) Es un proceso estacionario.

C) Sigue un modelo ARMA(1,0) no estacionario y no invertible.

D) Sigue un modelo ARMA(1,1) estacionario e invertible.

Pregunta 11. Suponga que para estimar $\boldsymbol{\beta}$ en un modelo lineal del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$ se dispone de una matriz $\mathbf{Z}$ $(N \times K)$ de variables instrumentales (VI) válidas para $\mathbf{X}$ $(N \times K)$, con $\mathbf{Z} \neq \mathbf{X}$. Si $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}}$ representa el estimador VI de $\boldsymbol{\beta}$, indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}} = (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Y}$.

B) $\widehat{\text{Var}}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}}] = \text{s}^2(\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}(\mathbf{X}'\mathbf{Z})^{-1}$, donde $\text{s}^2 = \frac{(\mathbf{y}-\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}})'(\mathbf{y}-\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}})}{N-K}$.

C) $\text{plim}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}}] = \boldsymbol{\beta}$, aunque $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}}$ puede ser sesgado.

D) $\text{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}}] = \boldsymbol{\beta}$, aunque $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{VI}}$ es inconsistente. Si X tiene regresores estocásticos $E(\hat{\beta}_{VI})$ no es calculable.

Las preguntas 12 a 15 se refieren al enunciado siguiente: Se desea estimar el parámetro β_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 $i = 1, ..., N$. 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 $N = 50$ observaciones, se han calculado, en primer lugar, las medias muestrales de las tres variables consideradas y la matriz de varianzas-covarianzas muestrales entre dichas variables (Tabla 1). En segundo lugar, se ha estimado por MCO la regresión lineal con término constante de X_i sobre Z_i (Tabla 2). Por último, se ha estimado por variables instrumentales el modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$, utilizando Z_i como instrumento para X_i (Tabla 3).

Tabla 1

		Y	X	Z
MEDIAS		3.950660	75.61766	67.39288
MATRIZ DE VARIANZAS-COVARIANZAS	Y	0.986414	-0.851394	1.615943
	X	-0.851394	164.1899	41.24835
	Z	1.615943	41.24835	25.12521

Tabla 2

Dependent Variable: X				
Method: Least Squares				
Sample: 1 50				
Included observations: 50				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-35.02201	19.11336	-1.832331	0.0731
Z	1.641712	0.282830	5.804592	0.0000
R-squared	0.412436			

Tabla 3

Dependent Variable: Y				
Method: Two-Stage Least Squares				
Sample: 1 50				
Included observations: 50		Instrument list: Z		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C		1.524164		0.5198
X				0.0564
S.E. of regression	1.165973			

Pregunta 12. Para que Z_i sea un instrumento adecuado para X_i, debe ocurrir, entre otras cosas, que $\mathrm{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$. A este respecto, de la Tabla 2 se deduce que:

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

B) Es absolutamente seguro que $\mathrm{Cov}[Z_i, X_i] = 0$.

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

D) Es bastante razonable pensar que Z_i satisface la condición $\mathrm{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$.

Pregunta 13. Además del requisito considerado en la pregunta anterior, para que Z_i sea un instrumento adecuado para X_i es necesario que:

A) $\mathrm{Cov}[Z_i, Y_i] = 0$.

B) $\mathrm{Var}[Z_i] = \mathrm{Var}[X_i]$.

C) $\mathrm{Cov}[Z_i, U_i] = 0$. — Por definición

D) $\mathrm{Var}[Z_i] = \mathrm{Var}[Y_i]$.

Pregunta 14. Haciendo uso de la información contenida en la Tabla 1 (con todos sus decimales) las estimaciones de los parámetros β_1 y β_2 que faltan en la Tabla 3:

A) No pueden calcularse con la información disponible.

B) Son iguales a 6.913 y 0.039, respectivamente.

C) Son iguales a 0.988 y 0.039, respectivamente.

D) Son iguales a 0.988 y 0.064, respectivamente.

$\hat{\beta}_{2VI} = (\tilde{Z}^T\tilde{X})^{-1}\tilde{Z}^T\tilde{y} = \frac{1}{41.24835} \times 1.615943 = .0392$

$\frac{1}{n}\sum y_i = \frac{n}{n}\hat{\beta}_{1VI} + \hat{\beta}_{2VI}\frac{1}{n}\sum x_i + \frac{1}{n}\underbrace{\sum \hat{U}_i}_{0}$; $\hat{\beta}_{1VI} = 3.95066 - .0392 \times 75.61766 = .988$

Pregunta 15. Haciendo uso de la información contenida en las tres tablas anteriores (con todos sus decimales), el error estándar y el estadístico t asociados con el parámetro β_2 que faltan en la Tabla 3:

A) No pueden calcularse con la información disponible.

B) Son iguales a 0.0200 y 1.95, respectivamente.

C) Son iguales a 0.0320 y 2.00, respectivamente.

Usando las fórmulas de la respuesta b) a la pregunta 11

$s^2 = 1.165973$

$\hat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_{2VI}) = 1.165973 \times \frac{1}{41.24835^2} \times 25.12521 = .02$

D) Son iguales a 0.0156 y 2.70, respectivamente.

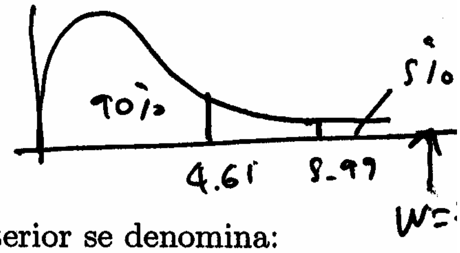
Pregunta 16. Considere un modelo del tipo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ $(i = 1,...,20)$, cuyos residuos calculados por MCO se representan como $\hat{u}_i$ $(i = 1,...,20)$. Suponga que la estimación por MCO de la regresión (con término constante) de $\hat{u}_i^2$ sobre x_i y x_i^2 $(t = 1,...,20)$ ha proporcionado un R^2 igual a 0.35. Si $\Pr[\chi^2(2) \leq 4.61] = 0.90$ y $\Pr[\chi^2(2) \leq 5.99] = 0.95$, la hipótesis de que las perturbaciones del modelo considerado (U_i) son homoscedásticas:

A) Debe rechazarse al 5% aunque no al 10%.

B) Debe rechazarse tanto al 10% como al 5%. $W = 20 \times .35 = 7$

C) Debe rechazarse al 10% aunque no al 5%.

D) No puede contrastarse con la información disponible.



Pregunta 17. El contraste al que se refiere la pregunta anterior se denomina:

A) Contraste de Durbin-Watson.

B) Contraste de Goldfeld-Quandt.

C) Contraste de Breusch-Godfrey.

D) Contraste de White.

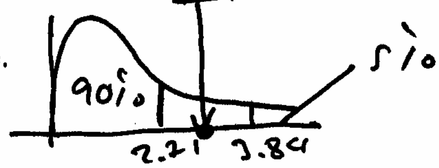
Pregunta 18. Considere un modelo del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$ $(t = 1,...,20)$, cuyos residuos calculados por MCO se representan como $\hat{u}_t$ $(t = 1,...,20)$. Suponga que la estimación por MCO de la regresión (con término constante) de $\hat{u}_t$ sobre x_t y $\hat{u}_{t-1}$ $(t = 1,...,20)$ 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%. $DC = 20 \times .15 = 3$

D) No puede contrastarse con la información disponible.



Pregunta 19. El contraste al que se refiere la pregunta anterior se denomina:

A) Contraste de Breusch-Godfrey.

B) Contraste de Durbin-Watson.

C) Contraste de White.

D) Contraste de Goldfeld-Quandt.

Pregunta 20. Suponga que a la hora de estimar $\boldsymbol{\beta}$ en un modelo lineal del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, se sabe que $\mathrm{E}[\mathbf{U}] = \mathbf{0}$ y que $\mathrm{Var}[\mathbf{U}] = \boldsymbol{\Omega}$, donde $\boldsymbol{\Omega} \neq \mathbf{I}$ es una matriz $(N \times N)$ de números conocidos, simétrica y definida positiva. Si $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCO}}$ y $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCG}}$ representan los estimadores MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) y MCG (Mínimos Cuadrados Generalizados) de $\boldsymbol{\beta}$, respectivamente, indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCG}} = (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{Y}$.

B) $\mathrm{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCG}}] \neq \mathrm{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCO}}]$.

C) $\mathrm{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCG}}] = (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}$.

D) $\mathrm{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCO}}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$.

Esta pregunta tiene una errata, por lo que se considera válida cualquier respuesta. La opción D debería ser: $\mathrm{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCO}}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$.