Examen Final de Econometría II

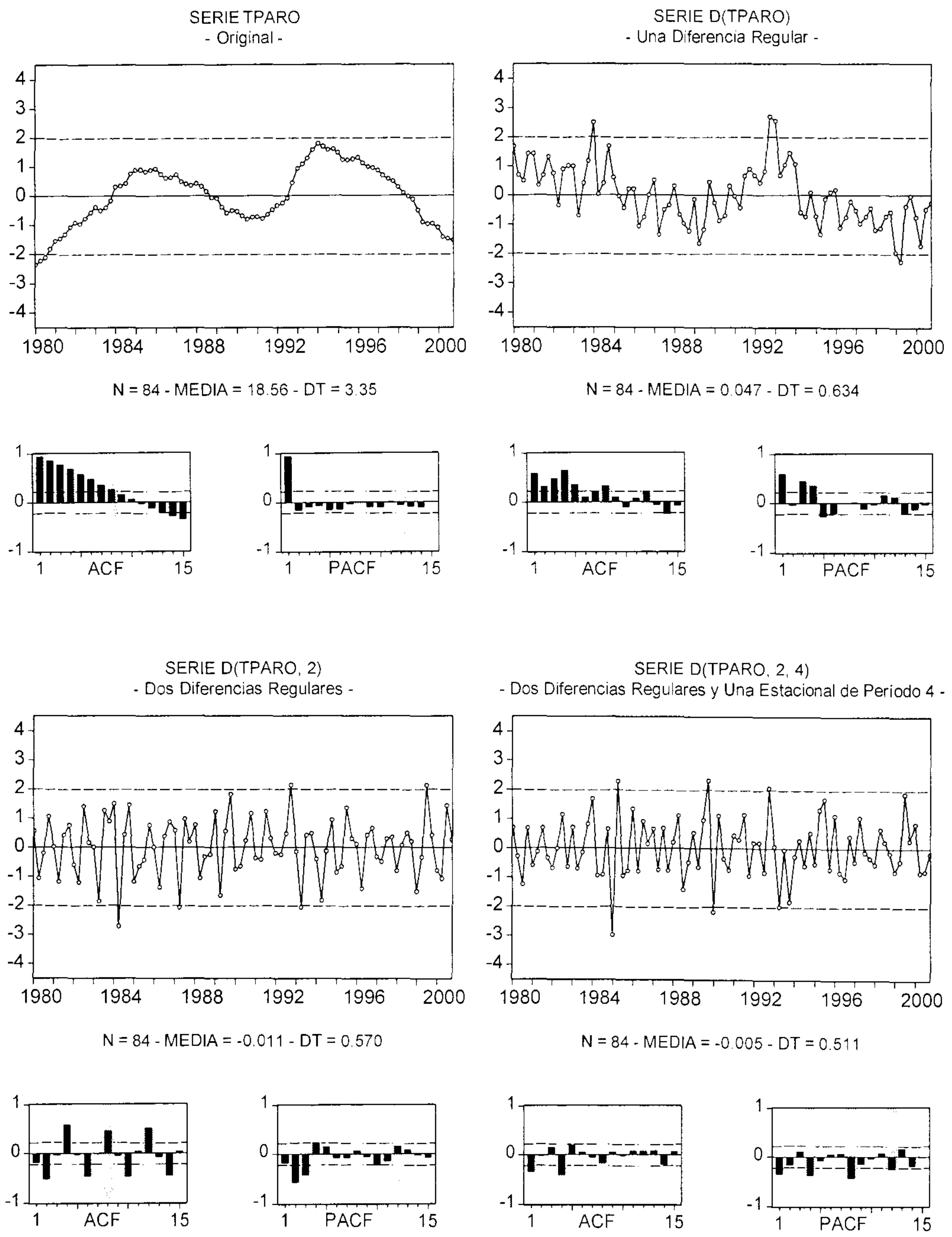
5 de septiembre de 2008 – Hora: 15:30

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 7 se refieren a la serie temporal Tasa de Paro en España (TPARO) registrada trimestralmente 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 nº t ($1 \leq t \leq 84$) de la serie TPARO (serie original), indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) La observación nº t de la serie D(TPARO), que suele representarse como ∇y_t, es igual a $y_t - y_{t-1}$. $\nabla y_t = (1-B) y_t = y_t - y_{t-1}$

B) La observación n° t de la serie D(TPARO, 2), que suele representarse como $\nabla^2 y_t$, es igual a $y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$. $\nabla^2 y_t = (1-B)^2 y_t = (1-2B+B^2)y_t = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$

C) La observación n° t de la serie D(TPARO, 2, 4), que suele representarse como $\nabla^2\nabla_4 y_t$, es igual a $\nabla^2 y_t - \nabla^2 y_{t-4}$. $\nabla^2 \nabla_4 y_t = \nabla^2 (1-B^4) y_t = \nabla^2 y_t - \nabla^2 y_{t-4}$

D) La observación n° t de la serie D(TPARO, 2, 4), que suele representarse como $\nabla^2\nabla_4 y_t$, es igual a $(y_t - y_{t-2}) - (y_{t-4} - y_{t-6})$.

Pregunta 2. De las cuatro series representadas gráficamente, indique cuál de ellas puede considerarse estacionaria en media:

A) TPARO. → LA MEDIA CAMBIA

B) D(TPARO, 2). → HAY ESTACIONALIDAD (VER ACF − PACF)

C) D(TPARO, 2, 4).

D) D(TPARO).— LA MEDIA CAMBIA

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

A) La serie TPARO es estacionaria porque presenta una evolución muy suave que apenas sale de las bandas de significación.

B) La serie D(TPARO, 2) no es estacionaria porque, como se aprecia especialmente en su ACF (FAS) muestral, presenta estacionalidad de período 4.

C) La serie D(TPARO) es estacionaria porque se mantiene bastante estable alrededor de un nivel que es constante en el tiempo.

D) La serie D(TPARO, 2, 4) es estacionaria porque sus ACF (FAS) y PACF (FAP) 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 TPARO:

A) Un modelo ARIMA$(1,1,0) \times$ ARIMA$(1,1,0)_4$.

B) Un modelo ARIMA$(2,1,0) \times$ ARIMA$(1,0,0)_4$.

C) Un modelo ARIMA$(0,2,1) \times$ ARIMA$(0,1,1)_4$. → ÚNICO MODELO QUE ESPECIFICA ADECUADAMENTE LAS DIFERENCIAS

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

Pregunta 5. La tabla de la página siguiente contiene un modelo estimado con EViews para la serie TPARO. El modelo estimado en dicha tabla puede escribirse como:

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

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

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

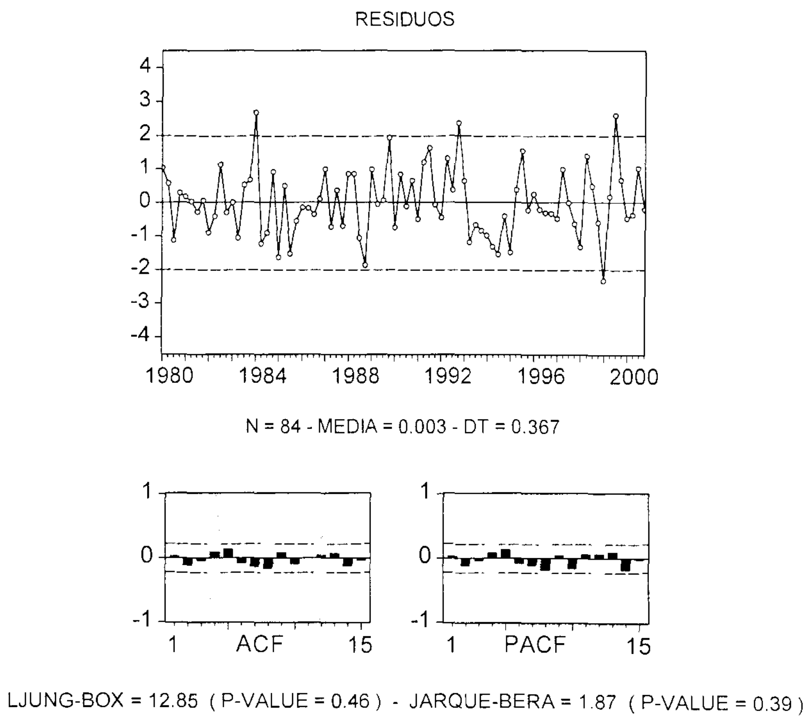
$-\hat{\theta} = -.395591$
$-\hat{\Theta} = -.897790$

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

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

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

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



Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

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

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

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

D) La serie de residuos es claramente no estacionaria.

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 un decimal) es igual a:

A) 13.8. Desarrollando: $y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} - y_{t-4} + 2y_{t-5} - y_{t-6} =$

B) 13.4. $= \hat{a}_t - .8970\,\hat{a}_{t-4} - .3956\,\hat{a}_{t-1} + (-.3956)\times(-.8970)\times$

C) 13.6. $\times\,\hat{a}_{t-5}$

D) 13.1. La previsión se calcula sustituyendo los valores de la expresión por los de la Tabla, teniendo en cuenta que $t = 2001{:}1$, $t-1 = 2000{:}4$, ... y $E(\hat{a}_{2001:1}) = 0$

Pregunta 8. Un proceso estocástico estacionario:

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

B) Tiene una ACF (FAS) en la que cada autocorrelación simple sólo depende del retardo temporal que separa a dos momentos de su historia. ← Definición de estacionariedad débil

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

D) Puede presentar estacionalidad.

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

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

C) $Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + A_t$, donde β_0 es un parámetro. → $y_t - y_{t-1} = \beta_0 + A_t$

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

estacionario e invertible

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

A) Es un proceso estacionario.

B) Se denomina "paseo aleatorio" y es un proceso no estacionario. — por definición

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 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{VI}}$ representa el estimador VI de $\boldsymbol{\beta}$, indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

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

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

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

D) $\mathrm{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{VI}}] = \boldsymbol{\beta}$, aunque $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{VI}}$ es inconsistente. } $\hat{\beta}_{VI}$ es consistente salvo casos específicos, su esperanza no se conoce

Las preguntas 12 a 15 se refieren al enunciado siguiente: Se desea estimar un modelo del tipo $Y = \beta_1 + \beta_2 X + U$, donde $\mathrm{Cov}[X, U] \neq 0$. Suponga que se dispone de información muestral sobre Y, X y Z, donde Z es una variable que se pretende utilizar como instrumento (variable instrumental) para X. Utilizando $N = 50$ observaciones, se han calculado, en primer lugar, las medias muestrales de las tres variables consideradas y su matriz de varianzas-covarianzas muestrales (Tabla 1). En segundo lugar, se ha estimado por MCO la regresión lineal con término constante de X sobre Z (Tabla 2). Por último, se ha estimado por variables instrumentales el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2 X + U$, utilizando Z como instrumento para X (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
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
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 sea un instrumento adecuado para X, debe ocurrir, entre otras cosas, que $\mathrm{Cov}[Z, X] \neq 0$. A este respecto, de la Tabla 2 se deduce que:

A) Es bastante razonable pensar que Z satisface la condición $\mathrm{Cov}[Z, X] \neq 0$. — EXISTE UNA RELACIÓN LINEAL ESTADÍSTICAMENTE SIGNIFICATIVA

B) Está muy claro que Z no satisface la condición $\mathrm{Cov}[Z, X] \neq 0$.

C) Es absolutamente seguro que $\mathrm{Cov}[Z, X] = 0$.

D) Es imposible hacer inferencia alguna sobre la condición $\mathrm{Cov}[Z, X] \neq 0$.

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

A) $\mathrm{Cov}[Z, Y] = 0$.

B) $\mathrm{Var}[Z] = \mathrm{Var}[X]$.

C) $\mathrm{Cov}[Z, U] = 0$. — POR DEFINICIÓN

D) $\mathrm{Var}[Z] = \mathrm{Var}[Y]$.

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.

$$\hat{\beta}_{2,VI} = \frac{\sum \tilde{z}_t \tilde{y}_t}{\sum \tilde{z}_t \tilde{x}_t} = \frac{\hat{\sigma}_{zy}}{\hat{\sigma}_{zx}} = \frac{1.615943}{41.24835} = .0392$$

$\bar{y} = \hat{\beta}_{1VI} + \hat{\beta}_{2VI} \times \bar{x}$; $3.95066 = \hat{\beta}_{1VI} + .0392 \times 75.61766$; $\hat{\beta}_{1VI} = .988$

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. — NO: PUEDE USARSE LA EXPRES. DE LA PREGUNTA 11, B)

B) Son iguales a 0.0200 y 1.95, respectivamente. → ÚNICA RESPUESTA CORRECTA.

C) Son iguales a 0.0320 y 2.00, respectivamente. — NO: $\frac{.039}{.032} = 1.2188$

D) Son iguales a 0.0156 y 2.70, respectivamente. — NO: $\frac{.039}{.0156} = 2.500$

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%. $W = 20 \times .35 = 7 > 5.99 \rightarrow$

C) Debe rechazarse al 10% aunque no al 5%. $\rightarrow$ Rechazo al 10 y al 5% de significación

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. — Por definición

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 10% aunque no al 5%. $BG = 20 \times .15 = 3$ > 2.71 — Rechazo 10% < 3.84 — No rechazo al 5%

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

C) Debe rechazarse tanto al 10% como al 5%.

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. — Por definición

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 $E[\mathbf{U}] = \mathbf{0}$ y que $\text{Var}[\mathbf{U}] = \boldsymbol{\Omega}$, donde $\boldsymbol{\Omega} \neq \mathbf{I}$ es una matriz $(N \times N)$ de números conocidos, simétrica y definida positiva. Si $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{MCO}}$ y $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{MCG}}$ representan los estimadores MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) y MCG (Mínimos Cuadrados Generalizados) de $\boldsymbol{\beta}$, respectivamente, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{MCO}} = (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{Y}$. — es el $\hat{\beta}_{MCG}$

B) $\text{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{MCO}}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$. — FALTA σ^2

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

D) $\text{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{MCG}}] = \text{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{MCO}}]$. — AMBOS SON INSESGADOS

OPERACIONES