Examen Final de Econometría II

17 de Junio de 2011 – 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 5 se refieren al enunciado siguiente: Se desea estimar un modelo de regresión lineal simple del tipo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$, 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 $N = 400$ 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 como instrumento para X_i (Tabla VI). Las tres tablas mencionadas son las siguientes:

Tabla COV

	Y	X	Z
Y	10.401520	2.740125	1.508785
X	2.740125	5.215775	3.496100
Z	1.508785	3.496100	12.386400

Tabla RXZ

Dependent Variable: X
Method: Least Squares
Sample: 1 400
Included observations: 400

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.16166	0.281403	36.11070	0.0000
Z	0.282253	0.029289	9.636837	0.0000
R-squared	0.189192	Mean dependent var		12.68500

Tabla VI

Dependent Variable: Y
Method: Two-Stage Least Squares
Sample: 1 400
Included observations: 400
Instrument list: Z

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	...	...	-0.666986	0.5052
X	...	...	...	0.0046
Sum squared resid	3603.146	Mean dependent var		4.189102

Pregunta 1. Para que Z_i sea un instrumento adecuado para X_i, debe ocurrir, entre otras cosas, que $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$. A este respecto, de la Tabla RXZ se deduce que:

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

B) Es bastante razonable pensar 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 seguro que $\text{Cov}[Z_i, X_i] = 0$.

→ El coeficiente de regresión entre Xi y Zi es muy significativo

Pregunta 2. El estimador utilizado en la Tabla VI será consistente si, además del requisito sobre Z_i mencionado en la pregunta anterior, ocurre que:

A) $\text{Cov}[Z_i, U_i] = 2$.

B) $\text{Cov}[Z_i, U_i] = 1$.

C) $\text{Cov}[Z_i, U_i] = \text{Cov}[Z_i, X_i]$.

D) $\text{Cov}[Z_i, U_i] = 0$. ** $\longrightarrow$ $\text{plim}(\hat{\beta}_{VI}) = \beta + \Sigma_{zx}^{-1}\, \underbrace{\Sigma_{zu}}$

si $\Sigma_{zu} \neq 0$, $\hat{\beta}_{VI}$ es inconsistente

Pregunta 3. La estimación del parámetro β_2 que falta en la Tabla VI:

A) Es igual a 0.43156. **

B) Es igual a 2.22046.

C) Es igual a 0.78234.

D) No puede calcularse con la información disponible.

$$\hat{\beta}_{VI} = (\tilde{Z}^T\tilde{X})^{-1}\tilde{Z}^T\tilde{y} = (\hat{\Sigma}_{zx})^{-1}\hat{\Sigma}_{zy} = \frac{1.508785}{3.4961} = .43156$$

Pregunta 4. La estimación del parámetro β_1 que falta en la Tabla VI:

A) Es igual a -0.43156.

B) Es igual a -2.22046.

C) Es igual a -1.28526. **

D) No puede calcularse con la información disponible.

$$y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot x_i + \hat{u}_i$$

$$\underset{\substack{4.189102 \\ (\text{Tabla VI})}}{\frac{1}{n}\sum y_i} = \cancel{\tfrac{n}{n}}\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \underbrace{\frac{1}{n}\sum x_i}_{12.685\ (\text{Tabla RXZ})} + \frac{1}{n}\sum \hat{u}_i$$

$\hat{\beta}_2$: $.43156$ (Pregunta 3)

$$\hat{\beta}_1 = 4.189102 - .43156 \times 12.685 = -1.28526$$

Pregunta 5. El estadístico t que falta en la Tabla VI:

A) Es igual a 3.02.

B) Es igual a 2.00.

C) Es igual a 2.85. **

D) No puede calcularse con la información disponible.

$$\widehat{\text{cov}}(\hat{\beta}_2) = \underbrace{\hat{\sigma}}_{\frac{3603.146}{400-2}} \cdot \underbrace{\frac{1}{n}}_{\frac{1}{400}} \underbrace{(\hat{\sigma}_{zx})^{-1}}_{\frac{1}{3.4961}} \underbrace{\hat{\sigma}_z^2}_{12.3864} \underbrace{(\hat{\sigma}_{zx})^{-1}}_{\frac{1}{3.4661}} = .0229$$

$$t = \frac{.43156}{\sqrt{.0229}} = 2.8505$$

Pregunta 6. Si en el modelo $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + U_i$ se cumplen todas las hipótesis clásicas excepto porque $\text{Var}[U_i] = \sigma^2 X_i$, entonces las estimaciones de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) de β_0 y β_1 pueden calcularse estimando por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la regresión de $\ddot{Y}_i$ sobre $\ddot{X}_{i1}$ y $\ddot{X}_{i2}$, donde:

A) $\ddot{Y}_i = (Y_i \div X_i)^{1/2}$, $\ddot{X}_{i1} = 1$ y $\ddot{X}_{i2} = X_i^{1/2}$.

B) $\ddot{Y}_i = (Y_i \div X_i^{1/2})$, $\ddot{X}_{i1} = (X_i^{1/2} \div X_i)$ y $\ddot{X}_{i2} = X_i^{1/2}$. ** $\leftarrow$

C) $\ddot{Y}_i = (Y_i \div Y_i^{1/2})$, $\ddot{X}_{i1} = 1$ y $\ddot{X}_{i2} = (X_i \div X_i^{1/2})$.

D) $\ddot{Y}_i = (Y_i \div X_i)$, $\ddot{X}_{i1} = (1 \div X_i)$ y $\ddot{X}_{i2} = 1$.

$$\frac{y_i}{+\sqrt{x_i}} = \beta_0 \frac{1}{+\sqrt{x_i}} + \beta_1 \frac{x_i}{+\sqrt{x_i}} + \underbrace{\frac{U_i}{+\sqrt{x_i}}}_{\text{Perturbación esférica}}$$

Pregunta 7. El estimador MCG de la pregunta anterior es un estimador:

A) Insesgado pero ineficiente.

B) Sesgado pero eficiente.

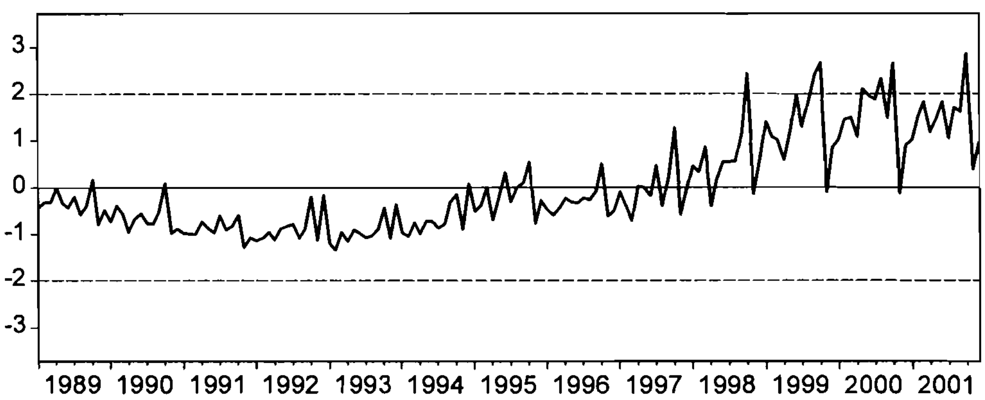
C) Sesgado e ineficiente.

D) Insesgado y eficiente. ** ← Propiedad del estimador MCG

Las preguntas 8 a 15 se refieren a la serie temporal Y que está representada en el gráfico estandarizado de la **Figura 1**. La serie Y consta de 156 observaciones mensuales desde enero de 1989 hasta diciembre de 2001.

Figura 1

SERIE Y



N = 156 - MEDIA = 27.27 - DT = 59.73

Pregunta 8 Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) La serie Y no es estacionaria. ** → Tiene algo de tendencia y posiblemente estacionalidad

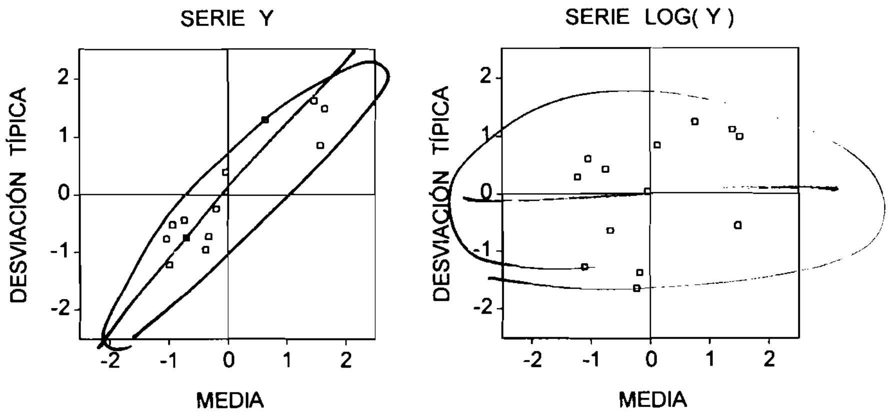
B) La serie Y es estacionaria en media porque prácticamente todos sus valores estandarizados están comprendidos entre −2 y +2.

C) La media muestral de la serie Y (27.27) es una estimación fiable del nivel medio constante del proceso estocástico que ha generado dicha serie.

D) La desviación típica muestral de la serie Y (59.73) es una estimación fiable de la dispersión constante del proceso estocástico que ha generado dicha serie.

La **Figura 2** de la página siguiente contiene los gráficos Desviación Típica - Media muestrales estandarizados de las series Y (serie original) y LOG(Y) (logaritmo neperiano de la serie original).

Figura 2



Pregunta 9. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) La dispersión local de la serie Y es perfectamente homogénea.

B) La dispersión local de la serie LOG(Y) depende negativamente de su nivel local.

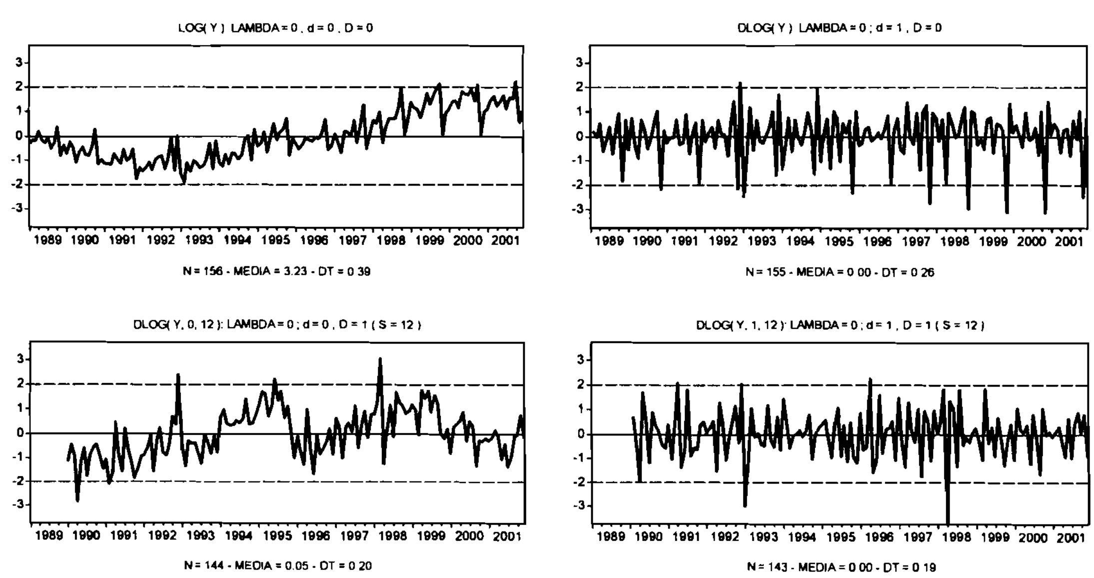
C) La dispersión local de la serie LOG(Y) es absolutamente heterogénea.

D) La dispersión local de la serie Y depende positivamente de su nivel local. ** →

→ A mayor media muestral, mayor desviación típica

En la Figura 3 están representadas las series LOG(Y), DLOG(Y) (una diferencia regular del logaritmo de la serie Y), DLOG(Y, 0, 12) (una diferencia estacional de período 12 del logaritmo de la serie Y), y DLOG(Y, 1, 12) (una diferencia regular y una estacional de período 12 del logaritmo de la serie Y). [**Observación:** La serie DLOG(Y, 1, 12) es igual a una diferencia regular de la serie DLOG(Y, 0, 12), y también a una diferencia estacional de período 12 de la serie DLOG(Y).]

Figura 3



Pregunta 10. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) La serie LOG(Y) es estacional. → claramente

B) La serie DLOG(Y) no es estacionaria. → tiene estacionalidad

C) La serie DLOG(Y, 0, 12) es estacional. ** → No se aprecia estacionalidad

D) La serie DLOG(Y, 1, 12) es estacionaria. → claramente

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

A) La serie DLOG(Y, 0, 12) es la tasa de variación mensual de la serie original.

B) La serie DLOG(Y, 0, 12) es la tasa de variación interanual de la serie original. ** →

C) La serie DLOG(Y) es la tasa de variación interanual de la serie original. → Por definición de tasa logarítmica

D) La serie DLOG(Y) es la variación absoluta mensual de la serie original.

Pregunta 12. En relación con la serie DLOG(Y, 1, 12) de la Figura 3, el estadístico t para contrastar la hipótesis de que la media del proceso estocástico del que procede dicha serie es igual a cero:

A) Es aproximadamente igual a 0.4359.

B) No puede calcularse con la información disponible.

C) Es aproximadamente igual a cero. ** → la media muestral es cero con dos decimales de precisión

D) Es aproximadamente igual a 0.0361.

El cuadro siguiente contiene un modelo estimado para la serie Y original:

Dependent Variable: DLOG(Y, 1, 12)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1992:02 2001:12
Included observations: 119 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 6 iterations
Backcast: 1992:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(12)	-0.398732	0.087098	-4.577978	0.0000
AR(24)	-0.316234	0.086314	-3.663749	0.0004
MA(1)	-0.706542	0.065571	-10.77519	0.0000

$\hat{\Phi}_1$

$\hat{\Phi}_2$

$-\hat{\theta}_1$

Pregunta 13. El modelo estimado puede escribirse (redondeando los resultados del cuadro anterior a dos decimales) como:

A) $(1+0.71B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.40B^{12}-0.32B^{24})\hat{a}_t$.

B) $(1-0.40B^{12}-0.32B^{24})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1+0.71B^{\cancel{12}})\hat{a}_t$.

C) $(1-0.71B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1+0.40B^{12}+0.32B^{24})\hat{a}_t$.

D) $(1+0.40B^{12}+0.32B^{24})\nabla\nabla_{12}\ln y_t = (1-0.71B^{\cancel{12}})\hat{a}_t$. **

Errata que se corrigió durante el examen

Pregunta 14. La Figura 4 contiene los residuos del modelo estimado. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) Los residuos muestran evidencias muy claras de mala especificación en el modelo considerado. ** → estacionario, no anormales, no rechazo normalidad ni ausencia de autocorrelación

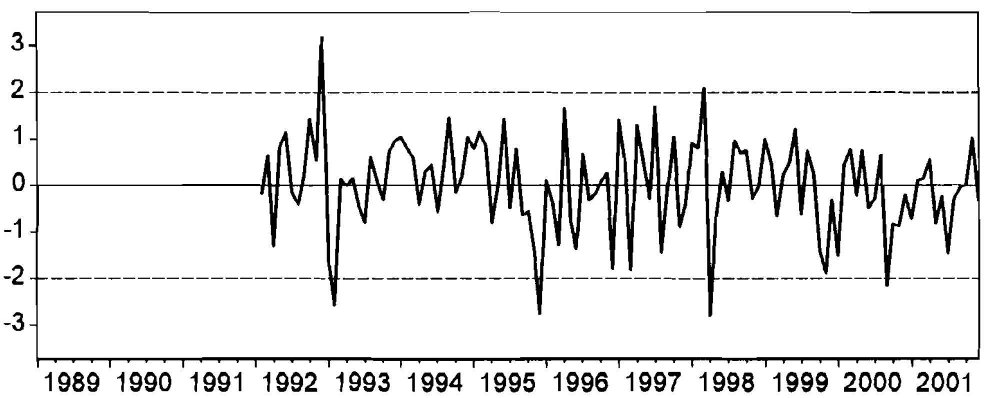
B) Lo residuos son razonablemente estacionarios.

C) La hipótesis de que las perturbaciones del modelo considerado no están autocorrelacionadas no puede rechazarse al 5%.

D) La hipótesis de que las perturbaciones del modelo considerado son Normales no puede rechazarse al 5%.

Figura 4

RESIDUOS ESTANDARIZADOS



N = 119 - MEDIA = 0.01 - DT = 0.14

LJUNG-BOX = 37.44 (P-VALUE = 0.27) - JARQUE-BERA = 4.10 (P-VALUE = 0.13)

Pregunta 15. Si se pretende utilizar el modelo estimado para calcular previsiones, debe tenerse en cuenta que dicho modelo:

A) Sólo puede utilizarse para calcular previsiones o bien de la serie DLOG(Y, 1, 12), o bien de la serie LOG(Y), y ambas carecen de todo interés práctico.

B) Sólo puede utilizarse para calcular previsiones de la serie Y original, pero no de sus tasas logarítmicas de variación (ni mensual ni interanual).

C) No debe utilizarse para calcular previsiones porque es un modelo no estacionario.

D) Puede utilizarse para calcular previsiones de cualquiera de las series implícitas en la transformación DLOG(Y, 1, 12). ** → Y_t $\nabla \ln Y_t$ $\nabla\nabla_{12} \ln Y_t$ $\ln Y_t$ $\nabla_{12} \ln Y_t$ - - -

Pregunta 16. Si en el modelo $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t$ ocurre que $U_t = 0.6U_{t-1} + A_t$, con $(A_t) \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ (ruido blanco), entonces las estimaciones de Mínimos

Cuadrados Generalizados (MCG) de β_0 y β_1 pueden calcularse estimando por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la regresión de $\ddot{Y}_t$ sobre $\ddot{X}_{t1}$ y $\ddot{X}_{t2}$, donde:

A) $\ddot{Y}_t = Y_t - 0.6Y_{t-1}$, $\ddot{X}_{t1} = 0.4$ y $\ddot{X}_{t2} = X_{t2} - 0.6X_{t-1,2}$. **

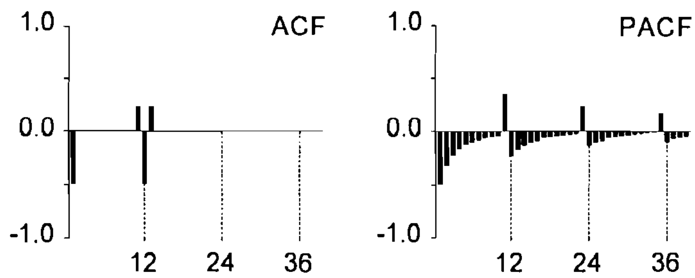
B) $\ddot{Y}_t = 0.6Y_t$, $\ddot{X}_{t1} = 0.6$ y $\ddot{X}_{t2} = 0.6X_{t2}$.

C) $\ddot{Y}_t = Y_t + 0.6Y_{t-1}$, $\ddot{X}_{t1} = 1.6$ y $\ddot{X}_{t2} = X_{t2} + 0.6X_{t-1,2}$.

D) $\ddot{Y}_t = Y_t - 0.4Y_{t-1}$, $\ddot{X}_{t1} = 0.6$ y $\ddot{X}_{t2} = X_{t2} - 0.4X_{t-1,2}$.

$(1-.6B)Y_t = (1-.6B)\beta_0 + \beta_1(1-.6B)X_t + \underbrace{A_t}_{\text{Ruido blanco}}$

Pregunta 17. La ACF y la PACF teóricas de un proceso estocástico (Y_t) estacionario e invertible presentan el aspecto siguiente:



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

A) $Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})A_t$, donde $\theta_1 > 0$, $\Theta_1 > 0$, y (A_t) es un proceso de ruido blanco. ** → Coincide con la ACF Teórica

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

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

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

Pregunta 18. El modelo que figura en la respuesta correcta de la pregunta anterior es un modelo:

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

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

C) $\text{ARMA}(0,1) \times (0,1)_{12}$. ** ← TRIVIAL

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

Pregunta 19. Suponga que en un modelo del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, ocurre que $E[\mathbf{U}] = \mathbf{0}$ y $Var[\mathbf{U}] = \boldsymbol{\Omega}$, donde $\boldsymbol{\Omega} \neq \mathbf{I}$ es una matriz $(N \times N)$ de números conocidos, simétrica y definida positiva. Si $\hat{\beta}_{MCO}$ y $\hat{\beta}_{MCG}$ representan los estimadores MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) y MCG (Mínimos Cuadrados Generalizados) de β, respectivamente, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) $\text{Var}[\hat{\beta}_{MCG}] = (\mathbf{X}'\Omega\mathbf{X})^{-1}$. → Es $\text{Var}(\hat{\beta}_{MCG}) = [X^T \Omega^{-1} X]^{-1}$

B) $\text{Var}[\hat{\beta}_{MCO}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$. ** → Por este motivo, el estimador MCO no es eficiente

C) $\text{E}[\hat{\beta}_{MCG}] \neq \text{E}[\hat{\beta}_{MCO}]$.

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

Pregunta 20. En un modelo de regresión lineal múltiple $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{U}$ con perturbaciones no esféricas, los estimadores de White y de Newey-West son:

A) Estimadores de β más eficientes que el estimador MCO.

B) Estimadores adecuados de la matriz de varianzas del estimador MCO de β. **

C) Estimadores de β más eficientes que el estimador MCG.

D) Estimadores de β más insesgados que los estimadores MCO y MCG.

→ Por definición