Examen final de econometría II

8 de junio de 2005 – 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.

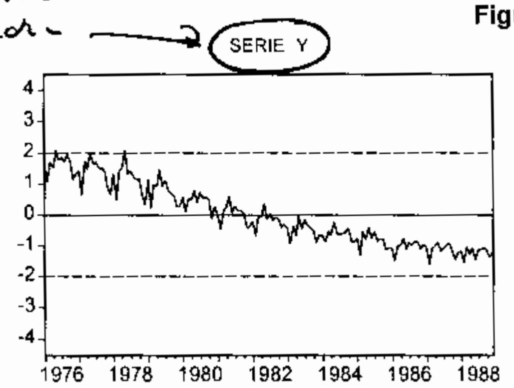
Pregunta 1	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 2	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 3	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 4	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 5	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 6	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 7	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 8	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 9	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta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

Las preguntas 1 a 10 se refieren al enunciado siguiente: En los dos gráficos de la Figura N1 están representadas la serie temporal Y junto con su logaritmo neperiano LOG(Y). La serie Y consta de 156 observaciones mensuales sobre el número de nacimientos registrados en España desde enero de 1976 hasta diciembre de 1988.

Variabilidad cambia con la media →

de media cambia. de variabilidad parece constante.

Figura N1



N = 156 - MEDIA = 44178 - DT = 7562

N = 156 - MEDIA = 10.68 - DT = 0.17

Pregunta 1. 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.

B) La serie Y no es estacionaria en media porque su dispersión local no es constante.

C) La serie LOG(Y) es estacionaria en media aunque no en varianza.

D) La serie LOG(Y) no es estacionaria a pesar de que su dispersión local parece razonablemente constante. → Muestra una tendencia decreciente y estacionalidad

Pregunta 2. 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. ← por definición de estacionalidad

B) La serie LOG(Y) es estacional porque presenta una tendencia general decreciente.

C) La serie LOG(Y) es estacionaria en media a pesar de su carácter estacional.

D) La serie LOG(Y) no es 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 y las PACFs 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

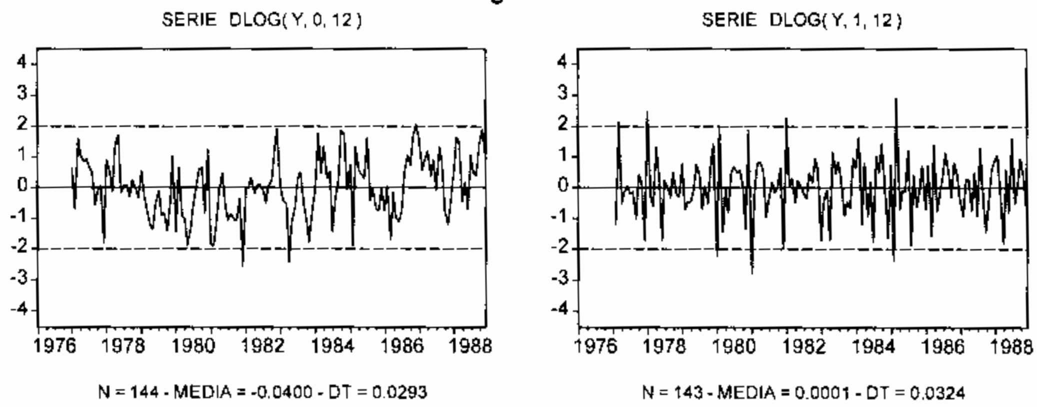
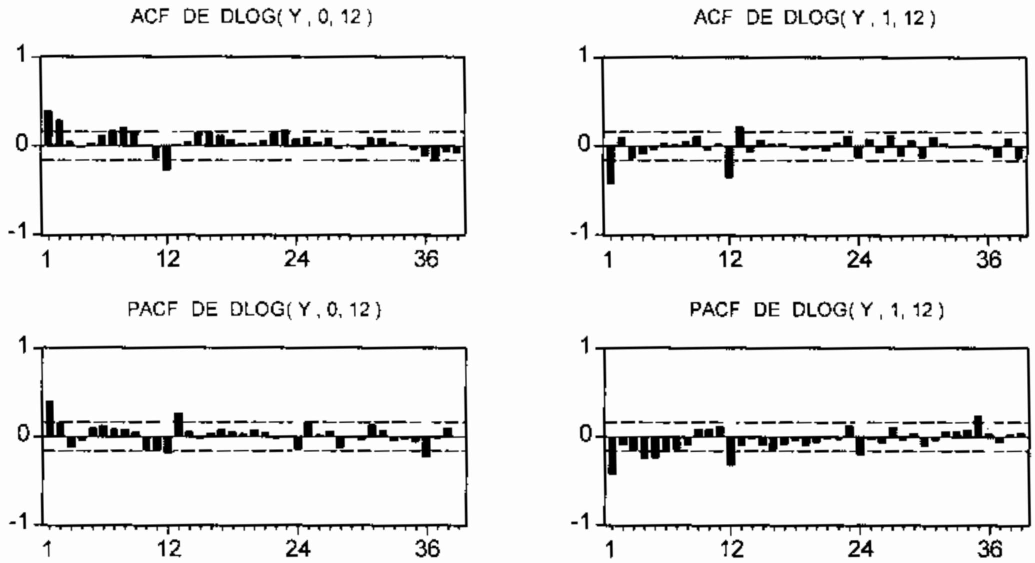


Figura N3



Pregunta 3. Suponiendo que la serie DLOG(Y, 0, 12) es estacionaria, la hipótesis de que la media del proceso estocástico del que procede la serie DLOG(Y, 0, 12) es igual a cero (el valor crítico al 1% de significación es 2.61): $t = \frac{-.04}{.0293/\sqrt{144}} =$

A) Debe rechazarse al 1% en favor de que dicha media es distinta de cero. ← la media es muy significativa

B) No puede 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.

Pregunta 4. 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 $\mu_0 \equiv \mathrm{E}[\nabla_{12} \ln Y_t]$.

B) $\nabla_{12} \ln Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)A_t$.

Media significativa
Estacionalidad en autocorrelaciones.
Pauta larga en ACF y PACF

C) $(1-\phi_1 B)(\nabla_{12}\ln Y_t - \mu_0) = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})A_t$, con $\mu_0 \equiv \mathrm{E}[\nabla_{12}\ln Y_t]$.

D) $(1-\phi_1 B)\nabla_{12}\ln Y_t = (1-\theta_1 B)A_t$.

Pregunta 5. 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) $\nabla\nabla_{12}\ln Y_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})A_t$. — Media no significativa
— Estacionalidad autocorr.
— Pauta larga en PACF

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, se han estimado los dos modelos siguientes:

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

AR(1) −C MA(1) SMA(12)

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

Pregunta 7. El modelo estimado M2 puede escribirse (redondeando los resultados a dos decimales) como:

MA(1)

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

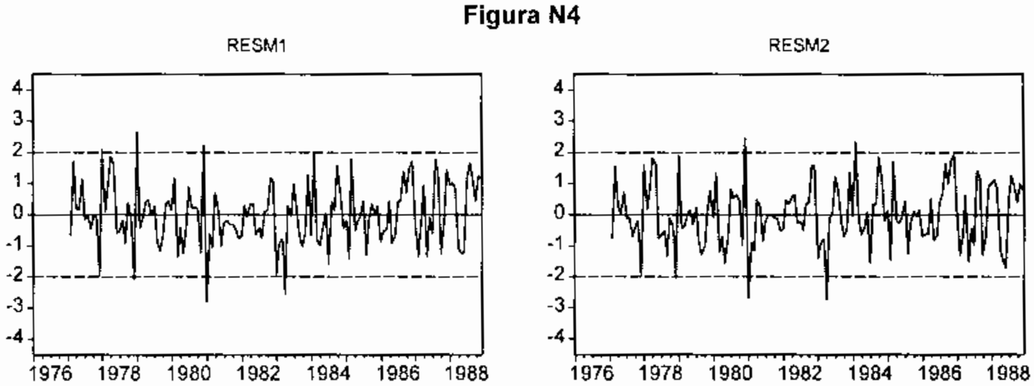
B) $\nabla\nabla_{12} \ln y_t = (1 - 0.71B)(1 - 0.75B^{12})\hat{a}'_t$.

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

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

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

Figura N4



N = 143 - MEDIA = -0.0004 - DT = 0.0227

N = 143 - MEDIA = 0.0014 - DT = 0.0229

Ljung-Box Q(36) = 29.30 (*p-value* = 0.78).
Jarque-Bera = 0.27 (*p-value* = 0.87).

Ljung-Box Q(37) = 40.12 (*p-value* = 0.33).
Jarque-Bera = 0.07 (*p-value* = 0.97).

Pregunta 8. De acuerdo con la información contenida en la Figura N4 anterior, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

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

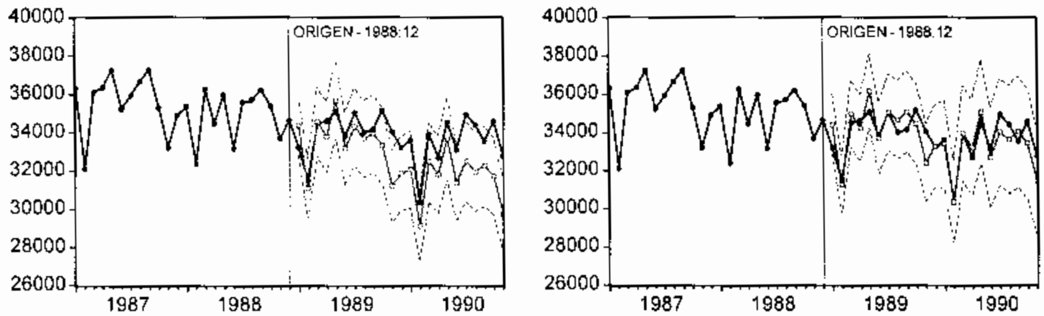
B) La hipótesis de que las perturbaciones de cada uno de los dos modelos estimados siguen una distribución Normal, debe rechazarse tanto al 5% como al 1%. → JB no rechaza normalidad

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%. → LB no rechaza

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.

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



PREVISIONES CALCULADAS CON EL MODELO M1
RMSE = 1604.47 - MAE = 1348.92 - MAPE = 3.99%

PREVISIONES CALCULADAS CON EL MODELO M2
RMSE = 758.98 - MAE = 608.36 - MAPE = 1.79%

Pregunta 9. 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.

B) El modelo M1 prevé mejor porque los indicadores RMSE, MAE y MAPE son mayores que en el modelo M2. → Es malo que los indicadores sean mayores.

C) Para el periodo de previsión considerado, el modelo M2 prevé claramente mejor que el modelo M1. → Todos los estadísticos son mejores. (menores)

D) El modelo M1 prevé mejor porque proporciona intervalos de confianza del 95% menos amplios que el modelo M2.

Pregunta 10. 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.

B) Los modelos M1 y M2 son similares, aunque existen diferencias importantes entre las funciones de previsión implicadas por uno y otro. — Como se ve en la figura N5

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.

D) Los modelos M1 y M2 son similares, aunque es preferible el primero porque contiene más parámetros que el segundo.

Pregunta 11. Suponga que (Y_t) es un proceso estocástico que sigue un modelo del tipo $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + A_t$, donde β_0 y β_1 son parámetros, y $(A_t) \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. Considere las cinco afirmaciones siguientes:

1. La función de previsión en origen N a horizonte $l \geq 1$ para (Y_t) puede escribirse como $Y_N(l) = \beta_0 \sum_{i=0}^{l-1} \beta_1^i + \beta_1^l Y_N$ para todo $l \geq 1$. — Desarrollando func. recursiva
2. Si $|\beta_1| < 1$, entonces $Y_N(l) \to \frac{\beta_0}{1-\beta_1}$ cuando $l \to \infty$. Media de un proceso AR(1)
3. La varianza del error de previsión en origen N a horizonte $l \geq 1$ para (Y_t) es $V(l) = \sigma^2 \sum_{i=0}^{l-1} \beta_1^{2i}$. — Varianza de un proceso AR(1)
4. Si $|\beta_1| < 1$, entonces $V(l) \to \frac{\sigma^2}{1-\beta_1^2}$ cuando $l \to \infty$.
5. Si $\beta_1 = 1$, entonces $Y_N(l) \to \infty$ y $V(l) \to \infty$ cuando $l \to \infty$. — Resultados generales de un paseo aleatorio con deriva positiva.

A) Las afirmaciones 1 y 3 son falsas.

B) Las afirmaciones 2 y 4 son falsas.

C) Las afirmaciones 4 y 5 son falsas.

D) Las cinco afirmaciones son ciertas.

Pregunta 12. 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) $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + A_t$, donde β_0 y β_1 son parámetros.

D) $Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + A_t$, donde β_0 es un parámetro. $Y_t - Y_{t-1} = \underbrace{\beta_0 + A_t}_{\text{Estacionario e invertible}}$

Pregunta 13. 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.

Las preguntas 14 a 16 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 1980, 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 figuran en la Tabla G2.

Tabla G2

Obs*R-squared	[illegible]	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 14. Considere las cinco afirmaciones siguientes:

1. El estadístico que falta en la Tabla G2 es igual a 9.961456.— cierta, 34×.292984= =W
2. El estadístico que falta en la Tabla G2 sigue aproximadamente, bajo la hipótesis nula que se pretende contrastar, una distribución $\chi^2(2)$.—cierta. Es el test de White
3. El contraste de la Tabla G2 es un contraste de ausencia de autocorrelación en las perturbaciones del modelo estimado en la Tabla G1.→ Falsa. Contrasta ausencia de heterocedasticidad
4. El contraste de la Tabla G2 es un contraste de homoscedasticidad en las perturbaciones del modelo estimado en la Tabla G1. → cierta. Es el test de white
5. La hipótesis nula del contraste de la Tabla G2 no puede rechazarse al 10%. → Falsa el p-valor es .7%

A) Afirmaciones CIERTAS: 2, 4 y 5. Afirmaciones FALSAS: 1 y 3. — aprox.

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

C) Afirmaciones CIERTAS: 1, 2 y 4. Afirmaciones FALSAS: 3 y 5.

D) Afirmaciones CIERTAS: 1, 2 y 3. Afirmaciones FALSAS: 4 y 5.

Pregunta 15. 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. — FALSO. MCO ES INSESGADO Y EFICIENTE BAJO HETEROCED.

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. → El test de White 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. — FALSO. HETEROCEDASTICIDAD AFECTA LOS TEST DE HIPOTESIS

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	[illegible]	0.040414	-3.082420	0.0042
PIBPC	[illegible]	0.006212	11.78005	0.0000

Pregunta 16. Considere las cinco afirmaciones siguientes:

1. Las estimaciones de la constante y la pendiente que faltan en la Tabla G3 son iguales, respectivamente, a −0.124573 y 0.073173. → CIERTA. Cambian las desv. típicas, no los parámetros.
2. El estimador MCO que se ha utilizado para calcular las estimaciones de los parámetros que faltan en la Tabla G3 es eficiente. → FALSO. Parece que hay heterocedasticidad.
3. Los errores estándar que figuran en la Tabla G3 son igual de incorrectos que los que figuran en la Tabla G1. → FALSO. En la G3 son robustos a heterocedasticidad
4. Un intervalo de confianza adecuado del 95% para el parámetro asociado con la variable PIBPC es [0.0605, 0.0858] (el valor crítico para calcular el intervalo es 2.037). — CIERTA

5. Un intervalo de confianza adecuado del 95% para el parámetro asociado con la variable PIBPC es [0.0626, 0.0837] (el valor crítico para calcular el intervalo es 2.037). → Falso

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 17. 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%.

D) No puede contrastarse con la información disponible.

Las preguntas 18 a 20 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 $N = 500$ 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).

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	[redacted]		19.74928	0.0000
R-squared	0.795842	S.E. of regression		1.008450

Pregunta 18. 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) Es imposible hacer inferencia alguna sobre la condición $\text{Cov}[X_i, Z_i] \neq 0$.

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

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

D) Es absolutamente seguro que $\text{Cov}[X_i, Z_i] = 0$. → Porque hay una relación lineal significativa entre X_i y Z_i

Pregunta 19. La Tabla VI muestra la estimación por variables instrumentales del modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$, utilizando Z_i como instrumento para X_i. Haciendo uso de la información contenida en la Tabla COV, la estimación del parámetro β_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. → $\tilde{z}^T\tilde{x} = .902496$ $\quad \hat{\beta}_{2VI} = \frac{\tilde{z}^T\tilde{y}}{\tilde{z}^T\tilde{x}} = .996134$

$\tilde{z}^T\tilde{y} = .899007$

Pregunta 20. Haciendo uso de la información contenida en las tres tablas anteriores, el valor del error estándar del estimador por variables instrumentales del parámetro β_2 que falta en la Tabla VI:

A) Es igual a 0.050439. → Se obtiene del estadístico t de la Tabla VI

B) No puede calcularse con la información disponible.

C) Es igual a 0.050127. $\quad \hat{s.d.}(\hat{\beta}_{2VI}) = \frac{.996134}{19.74928} =$

D) Es igual a 0.902496.

$= .050439$