

# Examen final de econometría II

8 de septiembre de 2005 – 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

## INSTRUCCIONES

El examen consta de 20 preguntas de tipo test. Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con un aspa una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla de la página 1; si tacha más de una casilla en una pregunta, se considerará que su respuesta a dicha pregunta es incorrecta; si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache con un aspa la casilla "En blanco" correspondiente. Una respuesta correcta vale +3 puntos, una incorrecta -1 punto, y una en blanco 0 puntos; se obtiene un aprobado con 30-41 puntos, un notable con 42-50 puntos, y un sobresaliente con 51-60 puntos.

No desgrape estas hojas. No rellene las casillas de la última línea de la página 1. Utilice el espacio en blanco de las páginas siguientes para efectuar operaciones. No utilice durante el examen ningún papel adicional a estas hojas grapadas.

**EL EXAMEN DURA UNA HORA Y MEDIA**

**Pregunta 1.** Suponga que  $(Y_t)$  es un proceso estocástico que sigue un modelo del tipo  $Y_t = \beta_0 + A_t - \beta_1 A_{t-1}$ , donde  $\beta_0$  y  $\beta_1$  son parámetros, y  $(A_t) \sim iid N(0, \sigma^2)$ . Sean  $Y_N(l)$  y  $V_N(l)$  la función de previsión y la varianza del error de previsión con origen  $N$  a horizonte  $l$  para  $(Y_t)$ , respectivamente. Considere las cinco afirmaciones siguientes:

1.  $Y_N(l) = \beta_0$  para  $l = 1$ .  $\rightarrow$  FALSA:  $Y_N(1) = \beta_0 - \beta_1 A_N$
  2.  $Y_N(l) \rightarrow \beta_0$  cuando  $l \rightarrow \infty$ . VERDADERA: si  $l \geq 2$ ,  $Y_N(l) = \beta_0$
  3.  $V_N(l) = \sigma^2(1 + \beta_1^2)$  para  $l = 1$ .  $\rightarrow$  FALSA:  $V_N(1) = \sigma^2$
  4.  $V_N(l) \rightarrow \sigma^2(1 + \beta_1^2)$  cuando  $l \rightarrow \infty$ . VERDADERA: si  $l \geq 2$ ,  $V_N(l) = \sigma^2(1 + \beta_1^2)$
  5. Si  $\beta_1 = 1$ , entonces  $Y_N(l) \rightarrow \infty$  y  $V_N(l) \rightarrow \infty$  cuando  $l \rightarrow \infty$ .  $\rightarrow$
- A) Las afirmaciones 1, 2 y 3 son falsas.  $\rightarrow$  FALSA! LA NO INVERTIBILIDAD NO VA LUCAR A MOMENTOS INFINITOS. O NO ESTACIONARIEDAD SI.
- B) Las afirmaciones 1, 2 y 4 son falsas.
- C) Las afirmaciones 1, 3 y 5 son falsas.
- D) Las cinco afirmaciones son ciertas.

Las preguntas 2 y 3 hacen referencia al siguiente enunciado: Se ha estimado un modelo univariante de series temporales para el Ingreso Disponible a precios constantes del Reino Unido (Z), utilizando una muestra de datos trimestrales desde el primer trimestre de 1971 al segundo trimestre de 1985. Los resultados de la estimación son:

**Tabla 1**

Dependent Variable: DLOG(Z)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1972:2 1985:2				
Included observations: 53 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 36 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058926	0.050789	1.160203	0.2516
AR(4)	0.906843	0.047036	19.27994	0.0000
MA(1)	0.117054	0.058033	2.017030	0.0492
MA(2)	1.142183	0.017150	66.59944	0.0000
S.E. of regression 0.017258				

**Pregunta 2.** El modelo estimado en la Tabla 1 para la serie LOG(Z) es un modelo:

- A) ARIMA(4,1,0)xARIMA(1,1,2)<sub>4</sub>.
  - B) ARIMA(0,0,2)xARIMA(1,1,0)<sub>4</sub>.
  - C) ARIMA(0,1,0)xARIMA(1,0,2)<sub>4</sub>.
  - (D)** ARIMA(0,1,2)xARIMA(1,0,0)<sub>4</sub>.
- $\begin{matrix} / / / \\ P D Q \end{matrix} \quad \begin{matrix} / / / \\ P D Q \end{matrix}$

**Pregunta 3.** Dados los resultados presentados en la Tabla 1:

- A) El modelo estimado para LOG(Z) es estacionario.
- B)** El modelo estimado para DLOG(Z) NO es invertible. → da ecuación
- C) El modelo estimado para DLOG(Z) NO es estacionario.  $1 + .117014B + .114217B^2 = 0$
- D) Ninguna de las anteriores. Tiene las raíces  $(-.05121, .9343i)$  dentro al círculo de radio unidad. Alternativamente:  $|D_2 + D_1| < 1$ ,  $|D_2 - D_1| < 1$ ,  $|D_2| < 1$  (NO cumple la tercera condición)

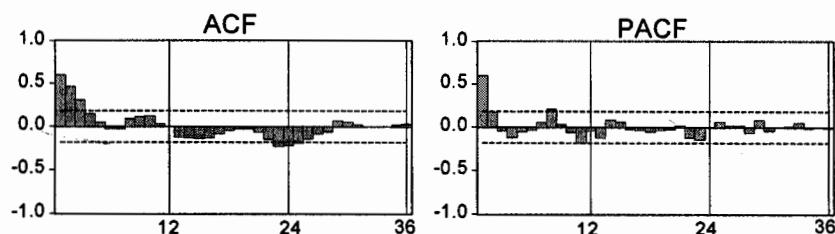
Las preguntas 4 a 7 se refieren al enunciado siguiente: Se dispone de datos mensuales desde enero de 1985 a diciembre de 1994 sobre el tipo de cambio nominal Franco francés/Lira italiana (TC), el cociente entre el índice de precios de consumo francés y el índice de precios italiano (PR) y una variable ficticia que toma valor 1 desde septiembre de 1992 hasta el final de la muestra y cero el resto del período (D992) que capta el efecto de la devaluación de la Lira en septiembre de 1992. Con ellos se ha estimado por MCO el modelo de la Tabla G1.

**Tabla G1**

Dependent Variable: LOG(TC)				
Method: Least Squares				
Sample: 1985:01 1994:12				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.392887	0.003291	1638.905	0.0000
LOG(PR)	0.267384	0.046881	5.703465	0.0000
D992	0.220871	0.008137	27.14510	0.0000
R-squared	0.949263	Mean dependent var	5.441313	
Adjusted R-squared	0.948396	S.D. dependent var	0.112043	
S.E. of regression	0.025452	Akaike info criterion	-4.479338	
Sum squared resid	0.075795	Schwarz criterion	-4.409651	
Log likelihood	271.7603	F-statistic	1094.509	
Durbin-Watson stat	0.373070	Prob(F-statistic)	0.000000	

Se han calculado también las funciones de autocorrelación simple (ACF) y parcial (PACF) de los residuos del modelo estimado en la Tabla G1:

**Figura G1**



Posteriormente, se ha estimado otro modelo por MCO, en el que la variable endógena es la serie de residuos (RESID) del modelo estimado en la Tabla G1, cuyos resultados figuran en la Tabla G2.

Tabla G2

Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000160	0.003336	0.047967	0.9618
Log(PR)	0.003426	0.047436	0.072216	0.9426
D992	0.001697	0.008137	0.208593	0.8351
RESID(-1)	0.508648	0.092095	5.523064	0.0000
RESID(-2)	0.197385	0.093996	2.099924	0.0379
R-squared	0.394428	Durbin-Watson stat		1.963549

**Pregunta 4.** Sabiendo que  $\Pr[\chi^2(2) \leq 5.99] = 0.95$ , considere las cuatro afirmaciones siguientes:

1. El modelo estimado en la Tabla G2 permite calcular el estadístico de Breush y Godfrey. El valor del estadístico es 47.33136, por lo que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación al 5% de significación. *O.K.*
2. El modelo estimado en la Tabla G2 permite calcular el estadístico de White. El valor del estadístico es 47.33136, por lo que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad al 5% de significación. *NO, WHITE ES HETEROCEDASTICIDAD*
3. El modelo estimado en la Tabla G2 permite contrastar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación frente a la hipótesis alternativa de autocorrelación de orden dos. *O.K. ES TEST BREUSH-GODFREY*
4. Dado que valor del estadístico Durbin-Watson de la Tabla G2 es muy cercano a 2, no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en los residuos del modelo de la Tabla G1 (RESID). *NO, JOY OTROS RESIDUOS*

- A) Afirmaciones CIERTAS: 1 y 4. Afirmaciones FALSAS: 2 y 3.  
 B) Afirmaciones CIERTAS: 3 y 4. Afirmaciones FALSAS: 1 y 2.  
 C) Afirmaciones CIERTAS: 1 y 3. Afirmaciones FALSAS: 2 y 4.  
 D) Afirmaciones CIERTAS: 2 y 3. Afirmaciones FALSAS: 1 y 4.

**Pregunta 5.** Dadas las funciones de autocorrelación simple y parcial mostradas en la Figura G1, los residuos del modelo estimado en la Tabla G1:

- A) Proceden de un ruido blanco.  
 B) Presentan estructura de tipo MA(2).  
 C) Presentan estructura de tipo MA(1).  
 D) Presentan estructura de tipo AR(2). *— ACF CLARAMENTE INFIMOR PACF CON DOS COEF. SIGNIFICATIVOS*

**Pregunta 6.** Dadas las respuestas correctas a las preguntas anteriores, indique cuál de los siguientes procedimientos NO es adecuado para estimar el modelo de la Tabla G1:

A) Estimar por MCO los parámetros del modelo y utilizar algún procedimiento consistente ante autocorrelación para estimar su matriz de varianzas y covarianzas. (P. E.). *MATRIZ DE COVARIANZAS DE NEWBY-WEST*

B) Estimar el modelo por el procedimiento de Cochane-Orcut considerando que el término de error sigue el modelo  $u_t = \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2} + a_t$ , donde  $a_t$  es un proceso de ruido blanco.

C) Estimar el modelo por Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles considerando que el término de error sigue un modelo AR(2) estacionario.

**D)** Estimar por MCO los parámetros del modelo y utilizar el procedimiento de White para estimar su matriz de varianzas y covarianzas. *- EL PROC. DE WHITE ES RESULTO A HETEROCEDASTICIDAD*

**Pregunta 7.** De acuerdo con las respuestas correctas a las preguntas anteriores, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) La elasticidad del tipo de cambio Franco/Lira respecto del precio relativo es significativamente distinta de cero a cualquier nivel de significación.

B) La estimación del efecto de la devaluación de la Lira en septiembre de 1992 no es fiable pues el estimador MCO es sesgado.

**C)** Los estadísticos  $t$  que figuran en la Tabla G1 no son adecuados para contrastar la significación individual de los parámetros correspondientes. *- HAY AUTOCORRELACION RESIDUAL*

D) Se debe rechazar a cualquier nivel de significación que las pendientes del modelo son iguales a cero conjuntamente.

**Pregunta 8.** En el contexto del modelo lineal general  $Y = X\beta + U$ , las hipótesis  $E[U] = 0$  y  $E[UU^T] = \sigma^2 \Omega$ , donde  $\Omega$  es una matriz NO DIAGONAL Y CONOCIDA, implican, entre otras cosas, que:

A) El estimador MCG de  $\beta$  es sesgado. *- NO, ES INSESGADO*

**B)** El estimador MCG de  $\beta$  es eficiente. *- O.K. ES UN RESULTADO ESTANDBY*

C) La matriz de covarianzas del estimador MCG de  $\beta$  es igual a  $\sigma^2 (X^T X)^{-1}$ . *- NO, ES LA DE OLS*

D) El estimador MCG de  $\beta$  es insesgado e ineficiente.

**Pregunta 9.** Si  $(Z_t)$  es un proceso estocástico estacionario que sigue un modelo del tipo  $Z_t = \mu + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + A_t$ , con  $\text{Var}[A_t] = \sigma_A^2$ , entonces:

A) La media del proceso  $(Z_t)$  es  $\mu_Z = \mu$ .

B) La varianza del proceso  $(Z_t)$  es  $\sigma_Z^2 = \sigma_A^2 (1 + \phi_1^2 + \phi_2^2)$ . *{ SERIA VALIDO PARA MA(Z)*

C) La media del proceso  $(Z_t)$  no es constante en el tiempo. *{ ES CONSTANTE*

**D)** La media del proceso  $(Z_t)$  es  $\mu_Z = \mu (1 - \phi_1 - \phi_2)^{-1}$ . *- ES UN RESULTADO ESTANDBY*

**Pregunta 10.** Considere los modelos (1)  $Y_t = \beta_1 X_t + U_t$ , donde  $Y_t$  y  $X_t$  son variables nominales, y (2)  $Y_t/P_t = \beta_1 X_t/P_t + V_t$ , donde  $P_t$  es un deflactor. El estimador MCO de  $\beta_1$  es eficiente:

A) En el modelo (2) si en (1)  $E[U_t] = 0, E[U_t^2] = \sigma^2 P_t^2$  y  $E[U_t U_l] = 0$  para todo  $t \neq l$ .

B) En el modelo (2) si en (1)  $E[U_t] = 0, E[U_t^2] = \sigma^2$  y  $E[U_t U_l] \neq 0$  para todo  $t \neq l$ .

C) En el modelo (1) si en (2)  $E[V_t] = 0, E[V_t^2] = \sigma^2 P_t$  y  $E[V_t V_l] = 0$  para todo  $t \neq l$ .

D) En el modelo (1) si en (2)  $E[V_t] = 0, E[V_t^2] = \sigma^2$  y  $E[V_t V_l] = 0$  para todo  $t \neq l$ .

→ No, en (1) sería eficiente MCO de  $\beta_1$  si  $\beta_1$  MCO  
 → No, en (2) sería eficiente MCO sería distinto.

**Pregunta 11.** El número de usuarios que utilizan habitualmente un servicio determinado ( $Y_t$ ) evoluciona en el tiempo de acuerdo con el modelo  $Y_t = 1.3 + A_t + 0.75A_{t-1}$ , donde ( $A_t$ ) representa un proceso de ruido blanco con varianza  $\sigma_A^2 = 0.8$ . La previsión que se hizo en 2003 para el número de usuarios de 2004 fue igual a 1.5, mientras que el dato real de usuarios registrado en 2004 fue igual a 2. Utilizando toda la información disponible hasta 2004, la previsión del número de usuarios para el año 2005 es:

A) 1.30.

B) 1.675.  $\hat{Y}_{2005}(1) = 1.3 + 0 + 0.75 [2 - 1.5] = 1.675$

C) 1.50.

D) 0.375.

**Pregunta 12.** El coeficiente de autocorrelación parcial de orden  $k$  de un proceso estocástico  $Z_t$  estacionario e invertible:

A) Representa la correlación lineal simple existente entre  $Z_{t-k}$  y  $Z_t$ .

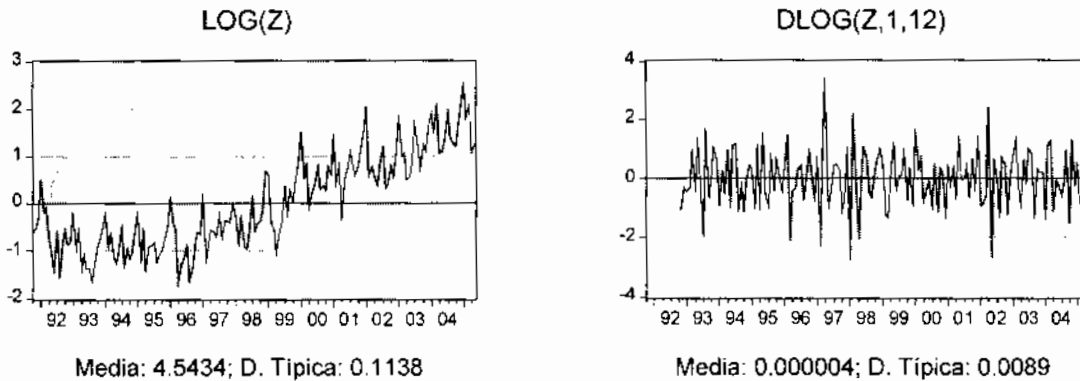
B) Es igual a cero si el proceso sigue un modelo  $AR(k)$ .

C) Representa la correlación lineal existente entre  $Z_{t-k}$  y  $Z_t$  que no es debida a la posible correlación lineal existente entre estas dos variables y las variables intermedias:  $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k-1}$ . — por definición.

D) Es igual a cero si el proceso sigue un modelo  $MA(k)$ .

Las preguntas 13 a 16 se refieren al enunciado siguiente: En los dos gráficos de la Figura 1 se presentan la serie temporal  $\text{LOG}(Z)$  y la primera diferencia regular de su diferencia estacional  $\text{DLOG}(Z,1,12)$ , ambas estandarizadas, donde  $Z$  representa las 164 observaciones mensuales sobre el Índice de Producción de Energía español desde octubre de 1991 hasta mayo de 2005.

Figura 1



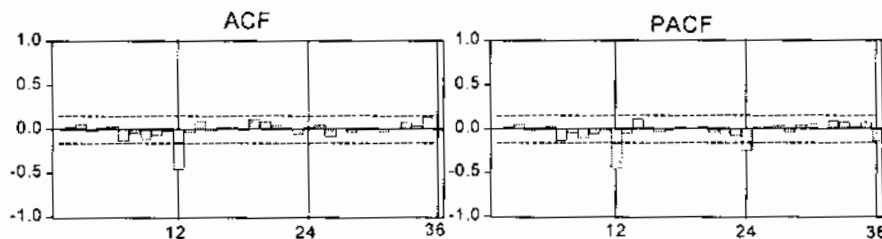
Se ha estimado un modelo univariante para la serie DLOG(Z,1,12) cuyos resultados se presentan en la Tabla Z1:

Tabla Z1

Dependent Variable: DLOG(Z,1,12)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1992:11 2005:05				
Included observations: 151 after adjustments				
Convergence achieved after 12 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.533452	0.080704	-6.610022	0.0000
MA(2)	-0.171020	0.080810	-2.116311	0.0360
R-squared	0.231363	Mean dependent var	3.82E-05	
Adjusted R-squared	0.226204	S.D. dependent var	0.048092	
S.E. of regression	0.042305	Akaike info criterion	-3.474682	
Sum squared resid	0.266663	Schwarz criterion	-3.434718	
Log likelihood	264.3385	Durbin-Watson stat	1.974015	
Inverted MA Roots	.76		-.23	

y las funciones de autocorrelación simple (ACF) y parcial (PACF) muestrales de los residuos se presentan en la Figura 2:

Figura 2



Pregunta 13. Dada la información anterior:

- A) El proceso del que procede la serie Z parece ser estacionario en sentido débil.
- B) El proceso del que procede la serie LOG(Z) parece ser estacionario en sentido débil.
- C) El proceso del que procede la serie DLOG(Z,1,12) parece ser estacionario en sentido débil. *→ Ver gráfico a la fig. 1: la serie fluctúa establenente entorno a una media fija*
- D) Ninguna de las anteriores.

**Pregunta 14.** Dados los resultados de la Tabla Z1 el modelo estimado es:

- A)  $\nabla\nabla_{12}LnZ_t = (1 + 0.533B + 0.171B^2)\hat{a}_t$ .
- B)  $(1 - 0.533B - 0.171B^2)\nabla\nabla_{12}LnZ_t = \hat{a}_t$ .
- C)  $\nabla\nabla_{12}LnZ_t = \hat{a}_t - 0.533\hat{a}_{t-1} - 0.171\hat{a}_{t-2}$ . - *Views, tabule los valores de  $-\hat{\Theta}$*
- D)  $\nabla\nabla_{12}LnZ_t = (1 - 0.533B)(1 - 0.171B^2)\hat{a}_t$ .

**Pregunta 15.** Dados los resultados de la Tabla Z1 y la Figura 2:

- A) Los residuos del modelo de la Tabla Z1 se comportan como un proceso MA(1) estacional con período estacional igual a 12. - *Señalando de como  $\epsilon_{12,4}$   $\phi_{12,12}$   $\phi_{24,24}$  y  $\phi_{36,36}$*
- B) Los residuos del modelo de la Tabla Z1 se comportan como un proceso AR(1) estacional con período estacional igual a 12.
- C) Los residuos del modelo de la Tabla Z1 se comportan como un proceso MA(1) NO estacional.
- D) Los residuos del modelo de la Tabla Z1 se comportan como un ruido blanco.

**Pregunta 16.** Dada la respuesta correcta a la pregunta anterior, es necesario reespecificar el modelo estimado en Tabla Z1 y estimar el modelo:

- A)  $(1 - \Phi_1 B^{12})\nabla\nabla_{12}LnZ_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)A_t$ .
- B)  $\nabla\nabla_{12}LnZ_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_{12} B^{12})A_t$ .
- C)  $\nabla\nabla_{12}LnZ_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_1 B^{12})A_t$ . - *Según la respuesta anterior, el modelo MA(1) tiene errores MA(1)<sub>12</sub>*
- D) No es necesario reespecificar el modelo pues los residuos son ruido blanco.

**Pregunta 17.** Indique cuál de las siguientes propiedades del término de error del modelo  $Y = X\beta + U$  produce inconsistencia en el estimador MCO de  $\beta$ :

- A) Heterocedasticidad.
- B) Autocorrelación de orden 2.
- C) Covarianza contemporánea igual a cero entre el término de error y las variables explicativas.
- D) Covarianzas no nulas entre errores correspondientes a observaciones sucesivas en un modelo dinámico con la variable dependiente retardada como variable explicativa. - *Si la dependiente retardada aparece como explicativa y hay autocorrelación, entonces hay un sesgo estocástico correlado con el término de error.*

**Pregunta 18.** Sea el MLG  $Y = X\beta + U$ , donde se sabe que alguna de las variables explicativas es estocástica. Sea  $Z$  una matriz de instrumentos con el mismo número de

filas y columnas que  $\mathbf{X}$ . Indique cuál de las siguientes afirmaciones es CIERTA sobre el estimador de Variables Instrumentales (VI) de  $\beta$ :

- A) La expresión del estimador VI es  $\hat{\beta}_{VI} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{Y}$ . — Por definición.
- B) La expresión del estimador VI es  $\hat{\beta}_{VI} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{Y}$ .
- C) El estimador VI es insesgado y eficiente siempre que los instrumentos sean válidos.
- D) El estimador VI es eficiente siempre, pero solo es consistente si los instrumentos son válidos.

**Pregunta 19.** Sea el modelo correctamente especificado  $S_i = \beta_1 + \beta_2 E_i + \beta_3 C_i + U_i$  [M1] donde  $S_i$ ,  $E_i$  y  $C_i$  son, respectivamente, el salario, el nivel de educación y la capacidad del trabajador  $i$ ,  $i=1, \dots, N$ . Se omite la capacidad ( $C_i$ ) porque no se puede medir, de manera que se especifica en su lugar un modelo como  $S_i = \beta_1 + \beta_2 E_i + V_i$  [M2], donde  $V_i \equiv \beta_3 C_i + U_i$ . Si se cumple que  $\beta_3 > 0$  y  $\text{Cov}[E_i, C_i] > 0$  y  $\hat{\beta}_2$  representa el estimador MCO de  $\beta_2$  en el modelo [M2], indique qué afirmación entre las siguientes es FALSA:

- A)  $\text{plim}[\hat{\beta}_2] \neq \beta_2$ .
- B)  $\hat{\beta}_2 \sim N[\beta_2, \text{var}(\hat{\beta}_2)]$ . — El estimador MCO sería sesgado, ya que se omite una variable correlacionada con la que se incluye.
- C)  $\text{plim}[\hat{\beta}_2] = \beta_2 + \frac{\text{Cov}[E_i, V_i]}{\text{Var}[E_i]} > \beta_2$ .
- D)  $E[\hat{\beta}_2] \neq \beta_2$ .

**Pregunta 20.** Si se dispone de dos modelos alternativos válidos para una misma serie temporal, la selección del modelo más adecuado para predecir el comportamiento futuro de la serie:

- A) Se puede hacer atendiendo a criterios que miden la capacidad predictiva del modelo, como el Error Cuadrático Medio o el Error en Valor Absoluto Medio. Se elige el modelo que presente el menor valor de estos criterios. — Adecuado si el modelo se usará para predecir.
- B) Se debe hacer atendiendo solamente a criterios de ajuste como el Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ). Se elige el modelo con un  $R^2$  mayor. — Hay otros criterios, como el de error predictivo.
- C) Se debe hacer atendiendo al número de parámetros estimado en cada uno de ellos. El modelo con más parámetros es el más adecuado. — No. Principio de parsimonia.
- D) Se debe hacer atendiendo al número de diferencias que se han utilizado para transformar la serie en estacionaria. Cuantas más diferencias, mejor es el modelo. — Absurdo.