Examen final de econometría II

2 de septiembre de 2004 – 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 DOS HORAS

Las preguntas 1 a 4 se refieren al enunciado siguiente. Considere un modelo de regresión lineal simple del tipo

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i^* + U_i \quad (i = 1, \ldots, N), \qquad \text{[M1]}$$

donde X_i^* es un regresor estrictamente exógeno pero NO observable. Para poder estimar β_2 en [M1], se pretende medir la característica a la que se refiere X_i^* a través de una variable observable X_i, incorrelacionada con U_i, es decir $\text{Cov}[X_i, U_i] = 0$, tal que

$$X_i = X_i^* + E_i \quad (i = 1, \ldots, N), \qquad \text{[M2]}$$

donde E_i representa un error de observación o de medida, con $\text{E}[E_i] = 0$, $Var[E_i] = \sigma_E^2 > 0$, y $\text{Cov}[X_i^*, E_i] = 0$ $(i = 1, \ldots, N)$. A partir de [M1]-[M2], se plantea, por lo tanto, el siguiente modelo estimable:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + V_i \quad (i = 1, \ldots, N), \qquad \text{[M3]}$$

donde V_i es una perturbación aleatoria asociada con U_i en [M1] y con E_i en [M2].

Pregunta 1. Con respecto al modelo estimable [M3], indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) La covarianza entre X_i y V_i es igual a $-\beta_2\sigma_E^2$ para todo $i = 1, \ldots, N$.

B) Si $\beta_2 \neq 0$, entonces el estimador MCO de β_2 es consistente.

C) El estimador MCO de β_2 es inconsistente con independencia de lo que valga β_2.

D) Si $\beta_2 = 0$, entonces el estimador MCO de β_2 es inconsistente.

[M1] y [M2] implican que $V_i = U_i - \beta_2 E_i$, luego $cov(X_i, V_i) = -\beta_2\sigma_E^2$

Pregunta 2. Si se desea estimar [M3] por variables instrumentales (VI), se necesita al menos un instrumento válido Z_i para X_i tal que cumpla las condiciones:

A) $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$ y $\text{Cov}[Z_i, Y_i] = 0$

B) $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$ y $\text{Cov}[Z_i, V_i] = 0$ — Por definición de instrumento válido

C) $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$, $\text{Cov}[Z_i, U_i] = 0$ y $\text{Cov}[Z_i, E_i] \neq 0$

D) $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$, $\text{Cov}[Z_i, U_i] \neq 0$ y $\text{Cov}[Z_i, E_i] = 0$

Pregunta 3. Antes de estimar el modelo [M3] por Variables Instrumentales (VI) se desea contrastar empíricamente que el instrumento Z_i para X_i satisface la condición de que $\text{Cov}[Z_i, X_i] \neq 0$. Para ello, se ha estimado por MCO el siguiente modelo: $X_i = \gamma_1 + \gamma_2 Z_i + W_i$ $(i = 1, \ldots, N)$. El *p-value* del contraste de significación individual de γ_2 ha resultado ser menor que 0.001. De acuerdo con esta información:

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

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

Ya q existe una relación lineal significativa entre X_i y Z_i. No obstante, no es seguro que $\gamma_2 \neq 0$

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

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

Pregunta 4. Suponga que Z_i es un instrumento adecuado para X_i en [M3]. Si la matriz de covarianzas muestrales entre los datos disponibles sobre Y_i, X_i y Z_i es

	Y_i	X_i	Z_i
Y_i	0.98	−0.85	1.61
X_i	−0.85	164.19	41.25
Z_i	1.61	41.25	25.12

donde, por ejemplo $1.61 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(Z_i - \overline{Z})(Y_i - \overline{Y})$. Las estimaciones MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) y VI (Variables Instrumentales) de β_2 en [M3] son iguales (redondeando a 3 decimales) a:

A) -0.005 y -0.005, respectivamente.

B) $+0.039$ y $+0.064$, respectivamente.

C) $+0.039$ y -0.034, respectivamente.

D) -0.005 y $+0.039$, respectivamente

$\hat{\beta}_{MCO} = (\tilde{X}^T\tilde{X})^{-1}\tilde{X}^T\tilde{y} =$
$= \left(\frac{1}{m^2}\tilde{X}^T\tilde{X}\right)^{-1}\frac{1}{m}\tilde{X}^T\frac{1}{m}\tilde{Y} =$
$= \frac{-.85}{164.19} = -.005$

$\tilde{\beta}_{VI} = \left(\frac{1}{m^2}\tilde{Z}^T\tilde{X}\right)^{-1}\frac{1}{m}\tilde{Z}^T\frac{1}{m}\tilde{y} = \frac{1.61}{41.25} =$
$= .039$

Pregunta 5. Dado el proceso estocástico $z_t = (1 - \Theta_1 B^s)a_t$ donde a_t es un proceso de ruido blanco, $|\Theta_1| < 1$ y s es el período estacional:

A) Si s=4, el PRIMER coeficiente de la ACF del proceso es igual a $\frac{-\Theta_1}{1+\Theta_1^2}$.

B) Si s=12, el PRIMER coeficiente de la ACF del proceso es igual a $\frac{-\Theta_1}{1+\Theta_1^2}$.

C) Si s=4, los CUATRO primeros coeficientes de la ACF del proceso son iguales a cero.

D) Si s=12, los ONCE primeros coeficientes de la ACF del proceso son iguales a cero.

la acf es ρ_k 12 k o bien ρ_k 12 k, dependiendo del signo de Θ_1

Pregunta 6. Sabiendo que el proceso estocástico que describe el comportamiento de ∇y_t es: $\nabla y_t = \beta + (1 - B)a_t$; $t = 1,2,\ldots,N$, donde β es una constante y a_t es un ruido blanco. ¿Cuál de los siguientes procesos describe el comportamiento de y_t?

A) $y_t = a_t$

B) $y_t = \mu + a_t$

C) $y_t = \beta t + a_t$

D) $y_t = (1 - \beta B)a_t$

Diferenciando: $\underbrace{(1-B)y_t}_{\nabla y_t} = \beta \underbrace{(1-B)\cdot t}_{1} + (1-B)a_t =$
$= \beta + (1-B)a_t$

Pregunta 7. Dado el proceso estocástico: $z_t = (1 - 0.7B + 0.2B^2)a_t$, donde a_t es un ruido blanco, los DOS primeros valores de su función de autocorrelación simple, redondeados a tres decimales de precisión, son respectivamente:

A) 0.700 y 0.200

B) -0.549 y 0.131

C) -0.549 y 0.200

D) 1.53 y 0.131

$\gamma_1 = E[(a_t - .7a_{t-1} + .2a_{t-2})(a_{t-1} - .7a_{t-2} + .2a_{t-3})] = -.84\sigma_a^2$

$\gamma_2 = E[(a_t - .7a_{t-1} + .2a_{t-2})(a_{t-2} - .7a_{t-3} + .2a_{t-4})] = .2\sigma_a^2$

$\gamma_0 = E[(a_t - .7a_{t-1} + .2a_{t-2})^2] = 1.53\sigma_a^2$

$\rho_1 = -.549$

$\rho_2 = .131$

Pregunta 8. Considere un proceso estocástico cuya evolución temporal esté determinada por el modelo $Z_t = 2 + 0.8Z_{t-1} + 0.3Z_{t-2} + A_t - 0.8A_{t-1}$, donde A_t es un proceso de ruido blanco:

A) El proceso es estacionario, pero no invertible.

B) El proceso es estacionario e invertible.

C) El proceso no es estacionario, pero sí invertible.

D) El proceso no es estacionario ni invertible.

$(1 - .8B - .3B^2)Z_t = 2 + (1 - .8B)A_t$

RAICES $B_1 = -3.594$ $B_2 = 0.928$ $B_1 = 1.25$

Pregunta 9. Cualquier proceso ARMA(1,1) estacionario e invertible:

A) SÓLO puede escribirse de forma equivalente como un modelo AR de orden infinito. NO, TAMBIEN PUEDE ESCRIBIRSE COMO MA

B) SÓLO puede escribirse de forma equivalente como un modelo MA de orden infinito. NO, TAMBIEN PUEDE ESCRIBIRSE COMO AR

C) Puede escribirse de forma equivalente como un modelo AR o como un modelo MA de órdenes finitos. — NO ES CIERTO, FORZOSAMENTE SON INFINITOS

D) Puede escribirse de forma equivalente como un modelo AR de orden infinito.

El siguiente enunciado se refiere a las preguntas 10 a 12. Se desea estimar una función de producción de la economía española, para lo cual, a partir de una muestra tomada en enero de 1999 sobre Producción (Y), Empleo (X) y Capital (Z), correspondientes a 600 empresas españolas, se ha especificado el siguiente modelo:

$$Ln\, Y_i = \beta_1 + \beta_2 Ln\, X_i + \beta_3 Ln\, Z_i + u_i; \qquad i = 1,\ldots,600 \qquad [1]$$

donde Ln representa el logaritmo neperiano. Los resultados de la estimación por MCO del modelo [1] se recogen en la siguiente tabla:

Tabla 1

Dependent Variable: LOG(Y)
Method: Least Squares
Sample: 1 600
Included observations: 600

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.593794	0.106631	24.32503	0.0000
LOG(X)	0.579190	0.029448	19.66832	0.0000
LOG(Z)	0.352664	0.020124	17.52419	0.0000
R-squared	0.816537	S.E. of regression		0.561517

Además, se ha estimado por MCO la siguiente regresión auxiliar:

Tabla 2

Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Sample: 1 600
Included observations: 600

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.599838	0.266665	2.249403	0.0249
LOG(X)	-0.341904	0.109022	-3.136109	0.0018
(LOG(X))^2	0.093520	0.018578	5.033820	0.0000
(LOG(X))*(LOG(Z))	-0.113830	0.023395	-4.865643	0.0000
LOG(Z)	0.194209	0.060230	3.224473	0.0013
(LOG(Z))^2	0.035447	0.008510	4.165223	0.0000
	R-squared	0.075561		

donde RESID^2 son los residuos al cuadrado del modelo estimado en la Tabla 1. Por último, se sabe que $\Pr[\chi^2(5) \geq 45.3366] < 0.001$

Pregunta 10. Dada la información anterior y utilizando todos los decimales, indique qué afirmación es CIERTA:

A) No se rechaza la hipótesis nula de que la varianza de las perturbaciones de la función de producción estimada en la Tabla 1 es constante incluso al 1% de significación.

B) No se rechaza la hipótesis nula de que las perturbaciones de la función de producción estimada en la Tabla 1 no presentan autocorrelación a cualquier nivel de significación.

C) Se rechaza la hipótesis nula de que la varianza de las perturbaciones de la función de producción estimada en la Tabla 1 es constante incluso al 1% de significación.

WHITE = $n \times R^2$ = 600 x .075561 = 45.3366, P-VALUE = 1/1000 → RECHAZA Ho

D) Se rechaza la hipótesis nula de que las perturbaciones de la función de producción estimada en la Tabla 1 no presentan autocorrelación a cualquier nivel de significación.

Pregunta 11. Dada su respuesta a la pregunta anterior:

A) El estimador MCO de los parámetros estimados en la Tabla 1 no es insesgado.

B) El estimador MCO de los parámetros estimados en la Tabla 1 es eficiente.

C) El estimador MCO de la varianza de las perturbaciones del modelo estimado en la Tabla 1 es eficiente.

D) El estimador MCO de la varianza de las perturbaciones del modelo estimado en la Tabla 1 puede no ser insesgado.

Pregunta 12. Para estimar el modelo [1] con mejores propiedades se estima de nuevo utilizando el estimador robusto de White, siendo los resultados:

Tabla 3

Dependent Variable: LOG(Y)
Method: Least Squares
Sample: 1 600
Included observations: 600

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.593794	0.116321	22.29856	0.0000
LOG(X)	0.579190	0.038442	15.06662	0.0000
LOG(Z)	0.352664	0.026570	13.27321	0.0000
R-squared	0.816537	S.E. of regression		0.561517

A) El estimador utilizado en la Tabla 3 tampoco es el adecuado pues no permite corregir el sesgo en la estimación MCO de los parámetros β_1, β_2 y β_3.

B) El estimador de la Tabla 1 es más eficiente pues las desviaciones típicas estimadas para los tres parámetros son inferiores a las estimadas en la Tabla 3.

C) El estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de la Tabla 3 es preferible pues, aunque las desviaciones típicas estimadas para los tres parámetros son mayores que las estimadas en la Tabla 1, el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas empleado en la Tabla 1 es incorrecto. → Es lo que hace la matriz de covarianzas robustificada de White

D) El estimador utilizado en la Tabla 3 tampoco es el adecuado ya que se debería haber utilizado el estimador de Cochrane-Orcutt.

Pregunta 13. Sea el modelo $Y = X\beta + U$, en el que se cumple que $Var(U) = \sigma_u^2 A$, donde A es una matriz de coeficientes constantes desconocidos, simétrica, definida positiva y distinta de la matriz identidad. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) El estimador eficiente de los parámetros es $\hat{\beta} = (X'A^{-1}X)^{-1}X'A^{-1}Y$ y su varianza es $Var(\hat{\beta}) = \sigma_u^2(X'X)^{-1}X'AX(X'X)^{-1}$.

B) El estimador eficiente de los parámetros es $\hat{\beta} = (X'A^{-1}X)^{-1}X'A^{-1}Y$ y su varianza es $Var(\hat{\beta}) = \sigma_u^2(X'A^{-1}X)^{-1}$. → EXPRESIONES DE MÍNIMOS CUADRADOS GENERALIZADOS

C) El estimador eficiente de los parámetros es $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ y su varianza es $Var(\hat{\beta}) = \sigma_u^2(X'A^{-1}X)^{-1}$.

D) El estimador eficiente de los parámetros es $\hat{\beta} = (X'AX)^{-1}X'AY$ y su varianza es $Var(\hat{\beta}) = \sigma_u^2(X'X)^{-1}$.

Pregunta 14. La Figura F1.1 contiene un gráfico estandarizado de una serie temporal TRIMESTRAL correspondiente a la Tasa de Paro en Alemania desde el primer trimestre de 1962 hasta el cuarto trimestre de 1991. La Figura F1.2 contiene la ACF y PACF de dicha serie.

Figura F1.1

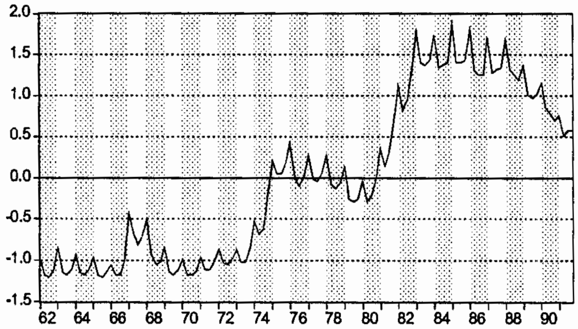


Figura F1.2

Included observations: 120

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.969	0.969	115.43	0.000
		2	0.946	0.119	226.37	0.000
		3	0.934	0.201	335.64	0.000
		4	0.934	0.241	445.79	0.000
		5	0.891	-0.645	546.94	0.000
		6	0.858	0.118	641.56	0.000
		7	0.839	0.092	732.69	0.000
		8	0.831	0.062	823.03	0.000
		9	0.785	-0.280	904.29	0.000
		10	0.750	0.122	979.15	0.000
		11	0.728	0.036	1050.4	0.000
		12	0.719	-0.005	1120.4	0.000

Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

A) La serie de la Figura F1.1 es estacionaria en media y en varianza. →

B) La serie de la Figura F1.1 no es estacionaria en media.

C) La serie de la Figura F1.1 es estacional.

→ como poco, no es estacionaria en media

Pregunta 15. La Figura F2.1 contiene un gráfico estandarizado de una serie temporal TRIMESTRAL que representa el cambio TRIMESTRE a TRIMESTRE de la Tasa de Paro en Alemania desde el primer trimestre de 1962 hasta el cuarto trimestre de 1991. La Figura F2.2 contiene la ACF y PACF de dicha serie.

Figura F2.1

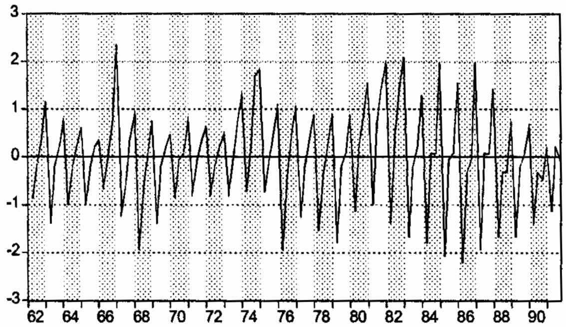


Figura F2.2

Included observations: 119

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.195	-0.195	4.6311	0.031
		2	-0.234	-0.283	11.386	0.003
		3	-0.224	-0.381	17.588	0.001
		4	0.874	0.834	113.21	0.000
		5	-0.254	-0.390	121.33	0.000
		6	-0.274	-0.138	130.91	0.000
		7	-0.263	-0.093	139.83	0.000
		8	0.798	0.120	222.51	0.000
		9	-0.260	0.013	231.33	0.000
		10	-0.273	-0.044	241.16	0.000
		11	-0.261	-0.006	250.27	0.000
		12	0.744	-0.062	324.76	0.000

Indique cuál de las siguientes afirmaciones es CIERTA:

A) La serie de la Figura F2.1 es estacional. → ver las autocorrelaciones en 4, 8, 12

B) La serie de la Figura F2.1 es estacionaria en media. → No. Hay desviaciones sistemáticas de la media en cada estación

C) La serie de la Figura F2.1 es estacionaria en media pero no en varianza. →

→ No, no es estacionaria en media

Pregunta 16. La Figura F3.1 contiene un gráfico estandarizado de una serie temporal TRIMESTRAL que representa el cambio AÑO a AÑO de la Tasa de Paro en Alemania desde el primer trimestre de 1962 hasta el cuarto de 1991. La Figura F3.2 contiene la ACF y PACF de dicha serie.

Figura F3.1

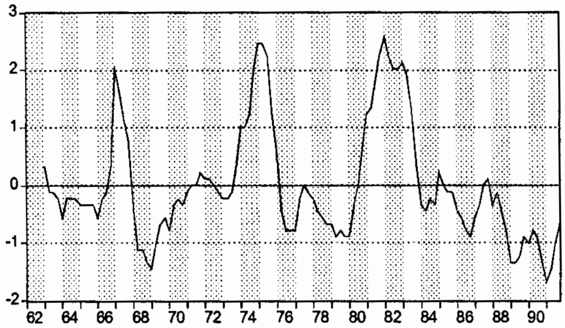
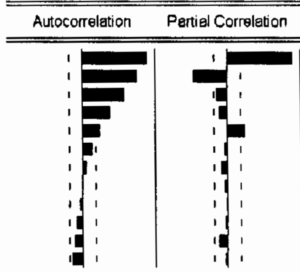


Figura F3.2

Included observations: 116



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.919	0.919	100.63	0.000
2	0.772	-0.473	172.25	0.000
3	0.593	-0.151	214.86	0.000
4	0.401	-0.113	234.55	0.000
5	0.250	0.238	242.24	0.000
6	0.137	-0.036	244.59	0.000
7	0.053	-0.081	244.94	0.000
8	-0.002	-0.035	244.94	0.000
9	-0.042	-0.015	245.16	0.000
10	-0.074	-0.021	245.87	0.000
11	-0.111	-0.130	247.48	0.000
12	-0.151	-0.030	250.49	0.000

Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

A) La serie de la Figura F3.1 no es estacionaria en media. → NO ES ESTACIONARIA EN MEDIA.

B) La serie de la Figura F3.1 no es estacional. → NO HAY AUTOCORRELACIONES ESTACIONALES

C) La serie de la Figura F3.1 es estacionaria en media y en varianza. → NO ES ESTACIONARIA EN MEDIA

Pregunta 17. De acuerdo con la información contenida en las tres preguntas anteriores, la serie temporal trimestral que representa la Tasa de Paro en Alemania desde el primer trimestre de 1962 hasta el cuarto trimestre de 1991, requiere para hacerla estacionaria en media:

A) Al menos una diferencia regular y una diferencia estacional de período 12. – 12 NO ES PERIODO ESTACIONAL

B) Solamente una diferencia estacional de período 4. — VER F3.1

C) Solamente una diferencia estacional de período 12. – NO ES EL PERIODO ESTACIONAL

D) Al menos una diferencia regular y una diferencia estacional de período 4. — O.K.

Pregunta 18. Se ha estimado por MCO el modelo [M1] $q_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 c_t + \hat{\beta}_2 p_t + \hat{u}_t$, $t = 1,\ldots,30$, donde, para cada t, q_t es la superficie forestal quemada en incendios, c_t es la temperatura media del mes de julio y p_t es el precio de una tonelada de madera quemada. Asimismo, se ha calculado el estadístico de Durbin y Watson, que toma un valor igual a 0.45. Las cotas inferior y superior del contraste son d_i=1.284 y d_s=1.567 respectivamente, al 5% de significación. Por último, se ha estimado por MCO el modelo [M2] $\hat{u}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 c_t + \hat{\alpha}_2 p_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \hat{\varepsilon}_t$, con R^2=0.8, y se sabe que $\Pr(\chi^2(2) \geq 5.99)$ =0.05. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es CIERTA.

A) En el modelo [M1] NO hay autocorrelación de orden 1 ya que el estadístico de Durbin y Watson es menor que d_i a un 5% de significación.

B) El modelo [M2] es la regresión auxiliar del contraste de Breush y Godfrey. El resultado del contraste indica que el modelo [M1] presenta autocorrelación de orden 2 a un 5% de significación. $BG = 30 \times .8 = 24 > 5.99 \rightarrow$ RECHAZO HO AL 5%

C) Dados los resultados de ambos contrastes a un 5% de significación el modelo [M1] presenta autocorrelación de orden 1 pero no de orden 2.

D) El modelo [M2] es la regresión auxiliar del contraste de White. El resultado del contraste indica que el modelo [M1] presenta heteroscedasticidad a un 5% de significación.

Pregunta 19. Suponga que utilizando una serie anual $y_1, y_2, ..., y_N$ se ha estimado el modelo $(1-\hat{\phi}_1 B - \hat{\phi}_2 B^2)\nabla \ln(y_t) = \hat{a}_t$ para el proceso estocástico (Y_t) que ha generado dicha serie. Considere las tres afirmaciones siguientes:

1. La previsión en origen N a horizonte 1 para el logaritmo neperiano de Y_t es igual a $(1+\hat{\phi}_1)\ln y_N + (\hat{\phi}_2 - \hat{\phi}_1)\ln y_{N-1} - \hat{\phi}_2 \ln y_{N-2} + \hat{a}_N$. NO
2. La previsión en origen N a horizonte 1 para Y_t es aproximadamente igual al número e elevado a $(1+\hat{\phi}_1)\ln y_N + (\hat{\phi}_2 - \hat{\phi}_1)\ln y_{N-1} - \hat{\phi}_2 \ln y_{N-2} + \hat{a}_N$.
3. La previsión en origen N a horizonte 1 para la tasa logarítmica de variación anual de Y_t es igual a $\hat{\phi}_1 \ln\left(\frac{y_N}{y_{N-1}}\right) + \hat{\phi}_2 \ln\left(\frac{y_{N-1}}{y_{N-2}}\right)$.

A) Las afirmaciones 1 y 2 son ciertas.

B) Las afirmaciones 1 y 3 son ciertas.

C) Las afirmaciones 1 y 2 son falsas.

D) Las afirmaciones 2 y 3 son ciertas.

$(1-\hat{\phi}_1 B - \hat{\phi}_2 B^2)(1-B)\ln y_t = \hat{a}_t$

$\ln y_{N+1} = (\hat{\phi}_1 + 1)\ln y_N + (\hat{\phi}_2 - \hat{\phi}_1)\ln y_{N-1} - \hat{\phi}_2 \ln y_{N-2} + \hat{a}_{N+1}$

$E[\ln y_{N+1} | \Omega_N] = (\hat{\phi}_1 + 1)\ln y_N + (\hat{\phi}_2 - \hat{\phi}_1)\ln y_{N-1} - \hat{\phi}_2 \ln y_{N-2}$

Pregunta 20. En el modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i \ (i = 1, ..., N)$, cuyas perturbaciones no están autocorrelacionadas, pero son tales que $\text{Var}[U_i] = E[U_i^2] = \sigma^2 / X_i^2$, entre los que se indican a continuación, el estimador más adecuado de β_2 es:

$E(U_i^2 X_i^2) = \frac{\sigma^2}{X_i^2} X_i^2 = \sigma^2$

A) Un estimador basado en el método de Cochrane-Orcutt.

B) El estimador $\hat{\beta}_2 = \sum_{i=1}^{N}(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) / \sum_{i=1}^{N}(X_i - \bar{X})^2$.

C) El estimador MCO de β_2 en el modelo $Y_i X_i = \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + U_i X_i$. ERRORES HOMOCEDASTICOS

D) El estimador MCO de β_2 en el modelo $(Y_i / X_i) = \beta_2 + \beta_1 (1/X_i) + (U_i / X_i)$.