ECONOMETRÍA

T5 : EJEMPLO DE EXAMEN FINAL

APELLIDOS:		NOMBRE:	
EMAIL UCM:		GRUPO:	DNI:

PREGUNTA 1	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 2	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 3	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 4	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 5	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 6	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 7	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 8	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 9	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 10	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 11	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 12	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 13	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 14	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 15	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 16	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 17	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 18	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 19	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 20	A	B	C	EN BLANCO

CORRECTAS		INCORRECTAS		EN BLANCO		PUNTOS	

EL EXAMEN DURA 60 MINUTOS

Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con una CRUZ GRANDE una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla anterior. Si tacha más de una casilla en una pregunta, su respuesta se considerará incorrecta. Si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache la casilla EN BLANCO correspondiente. Una respuesta correcta cuenta +2 puntos, una respuesta incorrecta cuenta −1 punto, y una pregunta sin responder cuenta 0 puntos. No desgrape estas hojas. Utilice el espacio en blanco de las páginas siguientes para efectuar operaciones. No utilice durante el examen ningún papel adicional a estas hojas grapadas.

LA CALIFICACIÓN DEL EXAMEN ES IGUAL AL NÚMERO DE PUNTOS DIVIDIDO ENTRE 4

Pregunta 1. En relación con un modelo estimado por MCO del tipo $\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \hat{\beta}_3 X_3$, indique cuál de las afirmaciones siguientes NO SIEMPRE es CIERTA:

A. Si las medias muestrales de Y, X_2 y X_3 son las tres iguales a cero, entonces $\hat{\beta}_1 = 0$.
B. La suma de los cuadrados de los residuos es mayor o igual que cero.
C. La estimación de la pendiente en la regresión lineal simple de Y sobre X_2 es igual a $\hat{\beta}_2$.

Pregunta 2. Si en el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$ el p-valor (nivel de significación marginal) en el contraste de $H_0: \beta_2 = 0$ frente a $H_1: \beta_2 > 0$ es igual a 0.5 (un 50%), entonces:

A. Se debe rechazar H_0 en favor de H_1 a cualquier nivel de significación.
B. El valor calculado del estadístico t correspondiente es igual a cero.
C. Ninguna de las otras dos respuestas es correcta.

Pregunta 3. En el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$, indique cuál de las cantidades siguientes NO influye sobre la amplitud o el tamaño de un intervalo de confianza para β_2:

A. La estimación $\hat{\beta}_2$ del parámetro β_2.
B. El nivel de confianza del intervalo.
C. La varianza estimada del estimador del parámetro β_2.

Pregunta 4. La varianza estimada del error de previsión asociado con una previsión puntual calculada a partir de un modelo de regresión lineal clásico:

A. Es imprescindible para detectar la posible omisión de variables explicativas relevantes.
B. Es importante porque de su valor depende la probabilidad (estimada) de que el error de previsión esté próximo a cero.
C. Carece de cualquier utilidad tanto teórica como práctica.

Pregunta 5. Si VIF_2 y VIF_3 son los factores de inflación de la varianza de los estimadores MCO de β_2 y β_3 en un modelo del tipo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U$, y $VIF_2 = 1$, entonces:

A. Ninguna de las otras dos respuestas es correcta.
B. $VIF_3 = 0$, lo que implica que no hay indicios de multicolinealidad en el modelo considerado.
C. $VIF_3 = 1$, lo que implica la presencia de multicolinealidad exacta en el modelo considerado.

Pregunta 6. La finalidad de un contraste RESET consiste en:

A. Evaluar la posible presencia de observaciones influyentes en un modelo.
B. Evaluar la posible presencia de autocorrelación en las perturbaciones de un modelo.
C. Evaluar la posible presencia de errores de especificación en la forma funcional de un modelo.

Pregunta 7. La finalidad del estimador de Newey-West consiste en:

A. Proporcionar estimaciones insesgadas de los parámetros en modelos con heteroscedasticidad.
B. Proporcionar errores estándar adecuados para los estimadores MCO de los parámetros en modelos con autocorrelación.
C. Proporcionar estimaciones eficientes de los parámetros en modelos con autocorrelación.

Pregunta 8. La presencia de observaciones influyentes en un modelo estimado por MCO:

A. Siempre implica la presencia de residuos atípicos o anómalos.
B. Siempre se debe a la inclusión de variables explicativas irrelevantes.
C. Puede provocar que las estimaciones de los parámetros del modelo sean poco fiables.

Las preguntas 9 a 11 se refieren al modelo siguiente:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 D_{t2} X_t + \beta_3 D_{t3} X_t + \beta_4 D_{t4} X_t + U_t ,$$

donde Y_t y X_t representan, respectivamente, el logaritmo de las ventas y el logaritmo del gasto en publicidad trimestrales de cierta empresa, y D_{t2}, D_{t3}, D_{t4} son variables binarias (cualitativas, ficticias) asociadas con los trimestres 2º, 3º y 4º, respectivamente, de cada año ($D_{tj} = 1$ si t es una observación del trimestre j de algún año, y $D_{tj} = 0$ en caso contrario).

Pregunta 9. La elasticidad de las ventas con respecto al gasto en publicidad es igual a:

A. $\beta_1 + \beta_4$ para el 4º trimestre de cada año.
B. β_1 para cualquier trimestre de cada año.
C. $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ para cualquier trimestre de cada año excepto el 1º.

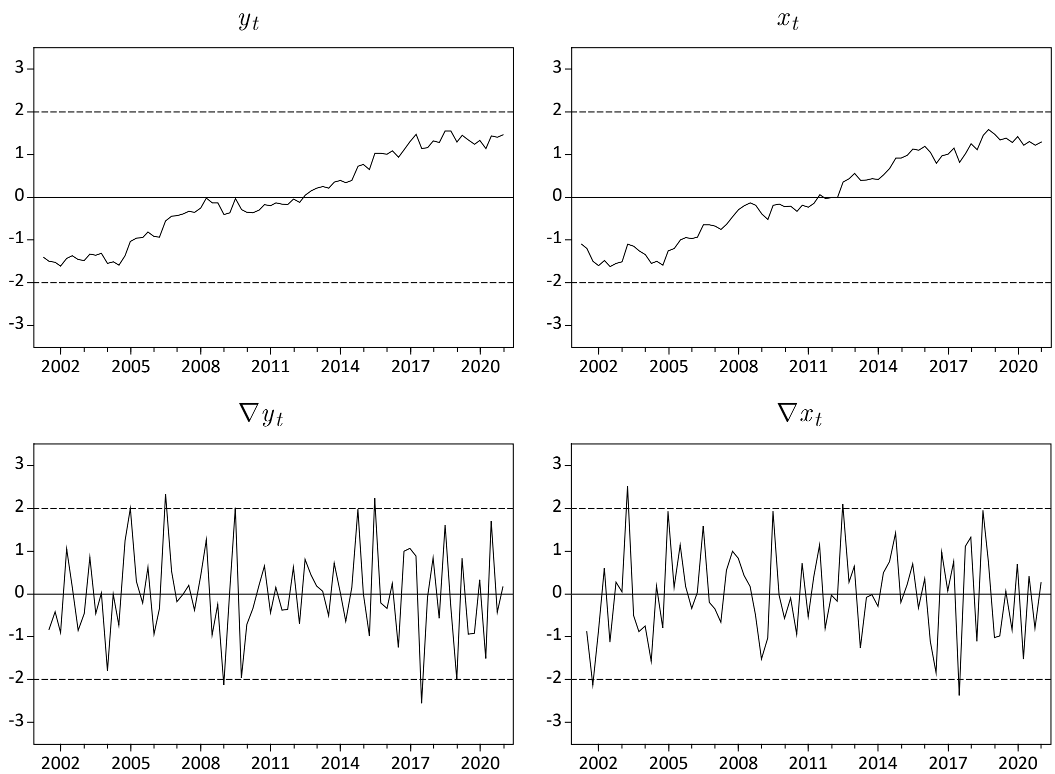
Pregunta 10. La hipótesis de que la elasticidad de las ventas con respecto al gasto en publicidad es la misma en los trimestres 1º y 4º de cada año, se puede escribir como:

A. $\beta_1 = \beta_4$.
B. $\beta_4 = 0$.
C. $\beta_1 + \beta_4 = 0$.

Pregunta 11. Si en el contraste de la hipótesis de la pregunta anterior frente a una alternativa de tipo "distinto de" (bilateral) el valor calculado del estadístico t es positivo y el p-valor es igual a un 8%, entonces en el contraste de la misma hipótesis nula frente a una alternativa de tipo "mayor que" (unilateral por la derecha):

A. Se debe rechazar la hipótesis nula al 5%.
B. Se debe rechazar la hipótesis nula al 1%.
C. No se puede rechazar la hipótesis nula al 10%.

Las preguntas 12 a 18 se refieren a las dos series temporales trimestrales y a los dos modelos de regresión lineal estimados por MCO que figuran a continuación:



Modelo M1:

$$y_t = \underset{(0.045)}{0.609} + \underset{(0.016)}{0.785} x_t + \hat{u}_{t1},$$

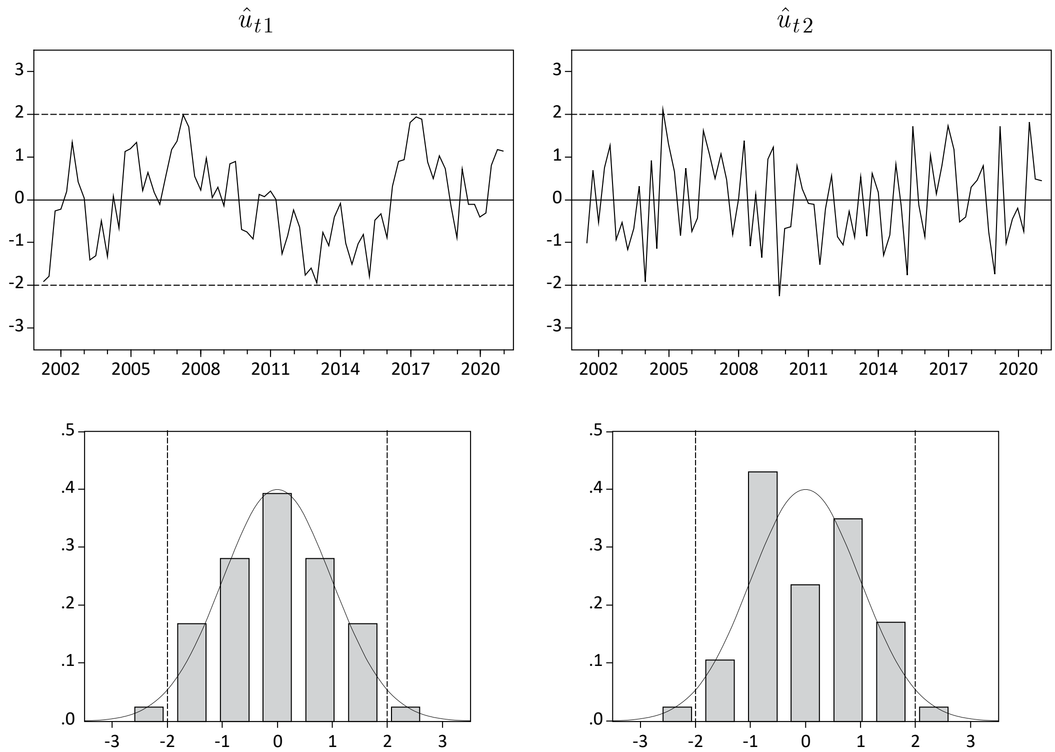
$$N = 79,\ R^2 = 0.970316,\ WH = 0.894\ [0.639],\ BG_1 = 35.958\ [0.000].$$

Modelo M2:

$$y_t = \underset{(0.054)}{0.150} + \underset{(0.076)}{0.772} y_{t-1} + \underset{(0.069)}{0.519} x_t - \underset{(0.079)}{0.341} x_{t-1} + \hat{u}_{t2},$$

$$N = 79,\ R^2 = 0.987570,\ WH = 4.692\ [0.860],\ BG_1 = 1.481\ [0.224].$$

En los modelos M1 y M2, los números entre paréntesis debajo de la estimación de cada parámetro son los errores estándar de los estimadores correspondientes, y WH y BG_1 son los valores calculados de los estadísticos de White y de Breusch-Godfrey con sus p-valores entre corchetes. Las series de residuos de los modelos M1 y M2 son las siguientes:



$JB = 1.704\ [0.427]$ $\qquad$ $JB = 1.990\ [0.370]$

Debajo del histograma de cada serie de residuos, JB representa el valor calculado del estadístico de Jarque-Bera con su p-valor entre corchetes.

Pregunta 12. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es cierta:

A. Las series y_t y x_t son estacionarias en media.
B. Las series y_t y x_t son estacionarias en varianza.
C. Las series ∇y_t y ∇x_t son estacionarias.

Pregunta 13. Si $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ son los parámetros del modelo M2, y $\Pr[t(75) \leq 2.0] = 0.975$, el procedimiento habitual basado en el uso de estadísticos t sugiere que:

A. El parámetro β_2 es estadísticamente significativo al 5%.
B. El parámetro β_3 no es estadísticamente significativo al 5%.
C. Ninguna de las otras dos respuestas es correcta.

Pregunta 14. Si $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ son los parámetros del modelo M2, el valor del estadístico F habitual para el contraste de significación conjunta de β_2 y β_4:

A. Es igual a 12.26.
B. Es igual a 52.05.
C. No se puede calcular con la información disponible.

Pregunta 15. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es cierta:

A. La serie de residuos $\hat{u}_{t2}$ no es estacionaria, por lo que las series y_t y x_t no están cointegradas.
B. Los modelos M1 y M2 tan sólo representan una relación espuria entre las series y_t y x_t.
C. La serie de residuos $\hat{u}_{t1}$ es estacionaria, por lo que las series y_t y x_t están cointegradas.

Pregunta 16. Los contrastes de White en los modelos M1 y M2 sugieren:

A. La presencia de autocorrelación en ambos modelos.
B. La ausencia de heteroscedasticidad en ambos modelos.
C. La presencia de heteroscedasticidad en ambos modelos.

Pregunta 17. Los contrastes de Breusch-Godfrey en los modelos M1 y M2 sugieren:

A. La ausencia de autocorrelación en ambos modelos.
B. La presencia de heteroscedasticidad en ambos modelos.
C. La presencia de autocorrelación solamente en el modelo M1.

Pregunta 18. Los contrastes de Jarque-Bera en los modelos M1 y M2 sugieren que:

A. Las perturbaciones en ambos modelos siguen una distribución Normal.
B. Solamente las perturbaciones del modelo M1 siguen una distribución Normal.
C. Solamente las perturbaciones del modelo M2 siguen una distribución Normal.

Las preguntas 19 y 20 se refieren al modelo de regresión lineal

$$RM = \beta_0 + \beta_1 RC_1 + \beta_2 RC_2 + U,$$

donde RM representa la rentabilidad de cierto activo financiero a medio plazo, y RC_1, RC_2 son las rentabilidades de otros activos a corto plazo. La estimación del modelo por MCO con una muestra de 30 observaciones ha proporcionado, entre otros, los resultados siguientes:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.971115 \\ 0.379475 \\ 0.925134 \end{bmatrix}, \ \text{SCR} = 25.15357, \ \hat{\mathbf{V}} = \begin{bmatrix} 0.095442 & 0.028555 & 0.027354 \\ 0.028555 & 0.019887 & 0.003575 \\ 0.027354 & 0.003575 & 0.021756 \end{bmatrix},$$

donde SCR es la suma de los cuadrados de los residuos, y $\hat{\mathbf{V}}$ es la matriz de varianzas-covarianzas estimadas del estimador MCO del vector de parámetros del modelo.

Pregunta 19. El valor del estadístico t para el contraste de que el efecto parcial ("ceteris paribus") de la rentabilidad RC_1 sobre RM es el mismo que el de la rentabilidad RC_2:

A. No se puede calcular con la información disponible.
B. Es igual a -4.574.
C. Es igual a -2.938.

Pregunta 20. Si $RC_1 = RC_2 = 0$ y $\Pr[t(27) \le 1.703] = 0.95$, el intervalo de confianza correspondiente para RM con un nivel de confianza del 90%:

A. Es igual a $[-0.755, 2.697]$.
B. Es igual a $[-0.410, 2.352]$.
C. No se puede calcular con la información disponible.

ECONOMETRÍA

T5 : EJEMPLO DE EXAMEN FINAL

RESPUESTAS CORRECTAS

PREGUNTA 1	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 2	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 3	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 4	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 5	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 6	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 7	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 8	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 9	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 10	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 11	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 12	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 13	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 14	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 15	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 16	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 17	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 18	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 19	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 20	**A**	B	C	EN BLANCO

INDICACIONES SOBRE ALGUNAS PREGUNTAS

[P1]

En la RLM $\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \hat{\beta}_3 X_3$ (Sección 2.2 páginas 19-21):

$$\hat{\beta}_1 = \bar{y} - \bar{x}_2\hat{\beta}_2 - \bar{x}_3\hat{\beta}_3\,,\;\; \hat{\beta}_2 = \underbrace{\frac{\tilde{\mathbf{x}}_2'\tilde{\mathbf{y}}}{\tilde{\mathbf{x}}_2'\tilde{\mathbf{x}}_2}}_{\text{RLS}} - \frac{\tilde{\mathbf{x}}_2'\tilde{\mathbf{x}}_3}{\tilde{\mathbf{x}}_2'\tilde{\mathbf{x}}_2}\,\hat{\beta}_3\,.$$

[P2]

$$\alpha^*(>) = \Pr[t(N-K) \geq t] = 0.5 \Rightarrow t = 0.$$

[P5]

$$VIF_2 = 1/(1-R_2^2),\;\; VIF_3 = 1/(1-R_3^2),$$

donde R_2^2 es el coeficiente de determinación en la RLS de X_2 sobre X_3, y R_3^2 es el coeficiente de determinación en la RLS de X_3 sobre X_2. Ambos coeficientes de determinación son iguales al cuadrado del coeficiente de correlación lineal simple entre X_2 y X_3 (o entre X_3 y X_2), por lo que los dos factores de inflación de la varianza son iguales. Además, $VIF_2 = 1 \Rightarrow R_2^2 = 0$ (multicolinealidad de grado cero).

[P11]

$$t > 0 \text{ con } \alpha^*(\neq) = 0.08 \Rightarrow \alpha^*(>) = \Pr[t(N-K) \geq t] = \tfrac{1}{2}\,\alpha^*(\neq) = 0.04\;\; (= 4\%).$$

[P13]

$$t(\beta_2) = \frac{\hat{\beta}_2}{\hat{\text{Dvt}}[\hat{\beta}_{2\mathbf{W}}]} = \frac{0.772}{0.076} = 10.2,\;\; t(\beta_3) = \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\text{Dvt}}[\hat{\beta}_{3\mathbf{W}}]} = \frac{0.519}{0.069} = 7.5.$$

Valor crítico bilateral al 5% = 2.0 ⇒ Tanto β_2 como β_3 son significativos al 5%.

[P14]

M1 es M2 restringido por $\beta_2 = \beta_4 = 0$. Como M1 y M2 tienen término constante y la misma variable dependiente:

$$F = \frac{N-K}{M} \times \frac{R_{\text{M2}}^2 - R_{\text{M1}}^2}{1 - R_{\text{M2}}^2} = \frac{79-4}{2} \times \frac{0.987570 - 0.970316}{1 - 0.987570} = 52.05.$$

[P19]

$$H_0\colon \beta_1 = \beta_2 \Leftrightarrow \beta_1 - \beta_2 = 0,$$

$$t(\beta_1 - \beta_2 = 0) = \frac{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 - 0}{\hat{\text{Dvt}}[\hat{\beta}_{1\mathbf{W}} - \hat{\beta}_{2\mathbf{W}}]} = \frac{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2}{\sqrt{\hat{\text{Var}}[\hat{\beta}_{1\mathbf{W}} - \hat{\beta}_{2\mathbf{W}}]}} = \frac{0.379475 - 0.925134}{\sqrt{0.034493}} = -2.938.$$

$$\hat{\text{Var}}[\hat{\beta}_{1\mathbf{W}} - \hat{\beta}_{2\mathbf{W}}] = \hat{\text{Var}}[\hat{\beta}_{1\mathbf{W}}] + \hat{\text{Var}}[\hat{\beta}_{2\mathbf{W}}] - 2 \times \hat{\text{Cov}}[\hat{\beta}_{1\mathbf{W}}, \hat{\beta}_{2\mathbf{W}}] = 0.019887 + 0.021756 - 2 \times 0.003575 = 0.034493$$

[P20]

$$\text{IC}_{90\%}(RM) = [\,\hat{rm} \mp \hat{v} \times t_{0.95}\,] = [0.971115 \mp 1.013438 \times 1.703] = [-0.755, 2.697],$$

$$\hat{rm} = \hat{\beta}_0 = 0.971115,\;\; \hat{v} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 + \hat{\text{Var}}[\hat{\beta}_{0\mathbf{W}}]} = \sqrt{\frac{25.15357}{30-3} + 0.095442} = 1.013438.$$