ECONOMETRÍA APLICADA

T4 : 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

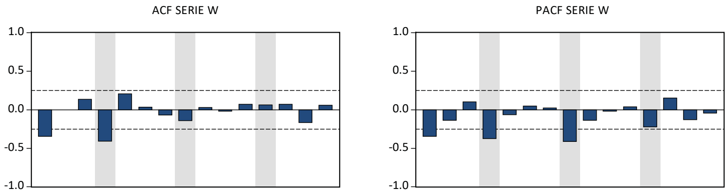
CORRECTAS		INCORRECTAS		EN BLANCO		PUNTOS	

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. Considere una serie temporal trimestral Y, junto con las ACF y PACF muestrales siguientes de la serie estacionaria W = D(Y, 2, 4):



Indique, entre los que se citan a continuación, qué modelo identificaría para la serie original Y:

A. Un modelo $\text{ARIMA}(1,2,0) \times \text{ARIMA}(1,1,0)_4$.
B. Un modelo $\text{ARIMA}(0,1,1) \times \text{ARIMA}(1,2,0)_4$.
C. Un modelo $\text{ARIMA}(0,2,1) \times \text{ARIMA}(0,1,1)_4$.

Las preguntas 2 a 5 se refieren a una serie trimestral Y, para la que se ha estimado el siguiente modelo:

Dependent Variable : D(Y, 1, 4) Sample(adjusted) : 2002:2 2019:4 Included observations : 71 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.536258	0.100267	5.348313	0.0000
SMA(4)	−0.626212	0.092074	−6.801167	0.0000
S.E. of regression : 0.453082				

Pregunta 2. El modelo estimado para la serie original Y es un modelo:

A. $\text{ARIMA}(0,1,1) \times \text{ARIMA}(0,1,1)_4$.
B. $\text{ARIMA}(1,1,0) \times \text{ARIMA}(0,1,1)_4$.
C. $\text{ARIMA}(0,1,1) \times \text{ARIMA}(1,1,0)_4$.

Pregunta 3. El modelo estimado puede escribirse, redondeando los resultados a dos decimales, como:

A. $(1-0.54B)\nabla\nabla_4\, y_t = (1-0.63B^4)\hat{a}_t$.
B. $\nabla\nabla_4\, y_t = (1+0.54B)(1-0.63B^4)\hat{a}_t$.
C. $(1-0.63B^4)\nabla\nabla_4\, y_t = (1+0.54B)\hat{a}_t$.

Pregunta 4. La tabla siguiente contiene los valores de la serie original Y, junto con los residuos del modelo estimado, para el último trimestre de 2018 y los cuatro trimestres de 2019:

Trimestres	Serie Y	Residuos
2018:4	15.32	−0.051746
2019:1	14.89	0.190798
2019:2	13.83	−0.282152
2019:3	13.57	0.162514
2019:4	13.44	−0.173234

Utilizando para los cálculos todos los decimales disponibles, las previsiones puntuales de la serie Y en origen 2019:4 para los trimestres 1 y 2 del año 2020 son iguales a:

A. 12.815 y 13.717.
B. 13.717 y 12.601.
C. 12.815 y 11.867.

Pregunta 5. El error estándar asociado con la previsión puntual en origen 2019:4 a horizonte 1:

A. Es igual a 0.192.
B. Es igual a 0.453.
C. No se puede calcular con la información disponible.

Pregunta 6. Si una serie y_t sólo requiere una diferencia regular para hacerla estacionaria, entonces:

A. La serie y_t puede ser estacionaria en varianza.
B. La serie y_t puede ser estacionaria en media.
C. Ninguna de las otras dos respuestas es correcta.

Pregunta 7. El modelo $(1-1.3B+0.4B^2)Y_t = (1-0.8B)A_t$, con $(A_t) \sim \text{IID}(0,1)$:

A. Es equivalente a un Paseo Aleatorio ("Random Walk").
B. Es equivalente a un modelo AR(1) estacionario.
C. Es un modelo ARMA(2,1) no estacionario.

Pregunta 8. El que la parte MA de un modelo ARIMA para una serie y_t sea no invertible sugiere que:

A. La serie y_t ha sido sobrediferenciada.
B. Se ha aplicado a la serie y_t una transformación de Box-Cox inadecuada.
C. Ninguna de las otras dos respuestas es correcta.

Pregunta 9. Si los residuos de un modelo ARMA(1,1) presentan autocorrelación de tipo MA(1):

A. El modelo debe reformularse como un ARMA(2,1).
B. El modelo debe reformularse como un ARIMA(1,1,1).
C. El modelo debe reformularse como un ARMA(1,2).

Pregunta 10. En el modelo $Y_t = 1.0 + 0.5Y_{t-1} + A_t$, con $(A_t) \sim \text{IID}(0,1.5)$:

A. La varianza de los errores de previsión es la misma para cualquier horizonte.
B. La varianza de los errores de previsión converge a 2.0.
C. La función de previsión converge a 1.0.

Pregunta 11. Si la inclusión de una variable binaria de tipo impulso asociada con un residuo atípico en un modelo estimado para una serie estacionaria, modifica significativamente el modelo estimado para dicha serie, entonces la observación correspondiente de la serie estacionaria:

A. Representa una anomalía permanente y claramente influyente.
B. Es una observación influyente.
C. Representa una anomalía puntual o transitoria que no es influyente.

Las preguntas 12 y 13 se refieren al modelo estimado de la tabla siguiente (donde IMP y ESC son variables binarias de tipo impulso en 2012:06 y de tipo escalón en 2013:09, respectivamente):

Dependent Variable : DLOG(X, 0, 12) Sample(adjusted) : 2008:01 2019:12				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IMP, 0, 12)	0.089134	...	...	0.0000
D(ESC, 0, 12)	−0.054847	...	...	0.0000
MA(12)	−0.915770	0.018126	−50.52137	0.0000

Pregunta 12. El modelo estimado de la tabla anterior se puede escribir como:

A. $\nabla_{12}(\ln x_t - 0.0891 imp_t + 0.0548 esc_t) = (1-0.92B^{12})\hat{a}_t$.
B. $\nabla_{12} \ln x_t = 0.0891 imp_t - 0.0548 esc_t + (1-0.92B^{12})\hat{a}_t$.
C. $\nabla_{12} \ln x_t = 0.0891 imp_t - 0.0548 esc_t + \hat{u}_t$, con $\nabla_{12}\hat{u}_t = (1-0.92B^{12})\hat{a}_t$.

Pregunta 13. En relación con los efectos de las variables IMP y ESC sobre el nivel de la serie X:

A. Dichos efectos se estiman, respectivamente, en un aumento puntual de 0.0891 unidades en 2012:06 y en una reducción permanente de 0.0548 unidades a partir de 2013:09.
B. Dichos efectos se estiman, respectivamente, en un aumento permanente del 8.91% a partir de 2012:06 y en una reducción puntual del 5.48% en 2013:09.
C. Ninguna de las otras dos respuestas es correcta.

Las preguntas 14 a 20 se refieren a los modelos estimados M1 y M2 de las dos tablas siguientes:

Modelo M1 - Dependent Variable: Q Sample (adjusted) : 1990:2 2019:4 Included observations : 119 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.303173	0.157669	1.922846	0.0570
Q(-1)	0.750995	0.052023	14.43591	0.0000
P	0.666991	0.036508	18.26969	0.0000
P(-1)	−0.419408	0.058520	−7.166941	0.0000

Modelo M2 - Dependent Variable: D(Q) Sample (adjusted) : 1990:2 2019:4 Included observations : 119 after adjusting endpoints Convergence achieved after 5 iterations D(Q) = C(1) * (Q(-1) − C(2) − C(3) * P(-1)) + C(4) * D(P)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	...	...	...	0.0000
C(2)	...	...	2.278957	0.0245
C(3)	...	...	13.22711	0.0000
C(4)	...	...	...	0.0000

Pregunta 14. Si las series Q y P son ambas de tipo I(1), y la serie Q − C(2) − C(3) * P asociada con el modelo M2 es estacionaria, entonces:

A. Los modelos M1 y M2 representan una relación legítima (no espuria) entre las series Q y P.
B. Las series Q y P no están cointegradas.
C. Las series Q y P son estacionarias.

Pregunta 15. La estimación puntual del parámetro C(1) en el modelo M2 y el error estándar asociado:

A. Son iguales a –0.3032 y 0.1577, respectivamente.
B. Son iguales a –0.2490 y 0.0520, respectivamente.
C. Son iguales a –0.2490 y 0.1577, respectivamente.

Pregunta 16. El error estándar del estimador del parámetro C(2) en el modelo M2:

A. Es igual a 0.0245.
B. Es igual a 0.0520.
C. Es igual a 0.5343.

Pregunta 17. La estimación puntual del parámetro C(4) en el modelo M2 y el error estándar asociado:

A. Son iguales a 0.6670 y 0.0365, respectivamente.
B. Son iguales a 0.4194 y 0.0585, respectivamente.
C. No se pueden calcular con la información disponible.

Pregunta 18. Los dos primeros valores estimados $(\hat{v}_0\,,\hat{v}_1\,)$ de la función de respuesta al impulso (IRF) asociada con el modelo M1:

A. Son iguales a 0.6670 y 0.0815, respectivamente.
B. Son iguales a –0.6670 y 0.4194, respectivamente.
C. Son iguales a 0.6670 y –0.4194, respectivamente.

Pregunta 19. El efecto acumulado a largo plazo de P sobre Q asociado con el modelo M1:

A. Se estima en 0.9943 y es significativo al 10% pero no al 5%.
B. Se estima en 1.0057 pero no es significativo al 10%.
C. Se estima en 0.9943 y es significativo tanto al 5% como al 1%.

Pregunta 20. En relación con los dos modelos estimados:

A. La suma de cuadrados de los residuos es favorable al modelo M1.
B. El valor del criterio de información de Akaike es el mismo en ambos modelos.
C. No se dispone de información para comparar ambos modelos entre sí.

FIRMA

ECONOMETRÍA APLICADA

T4 : 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

[P4]

Modelo Estimado

$$
\begin{aligned}
(1-B)(1-B^4)y_t &= (1+0.536258B)(1-0.626212B^4)\hat{a}_t\,,\\
(1-B-B^4+B^5)y_t &= (1+0.536258B-0.626212B^4-0.33581119B^5)\hat{a}_t\,,\\
y_t &= y_{t-1}+y_{t-4}-y_{t-5}+\hat{a}_t+0.536258\hat{a}_{t-1}-0.626212\hat{a}_{t-4}-0.33581119\hat{a}_{t-5}\,.
\end{aligned}
$$

Previsión Horizonte 1

$$
\begin{aligned}
\hat{y}_N(1) &= y_N+y_{N-3}-y_{N-4}+0.536258\hat{a}_N-0.626212\hat{a}_{N-3}-0.33581119\hat{a}_{N-4}\\
&= 13.44+14.89-15.32+0.536258\times(-0.173234)-0.626212\times 0.190798-0.33581119\times(-0.051746)\\
&= 12.81499877.
\end{aligned}
$$

Previsión Horizonte 2

$$
\begin{aligned}
\hat{y}_N(2) &= \hat{y}_N(1)+y_{N-2}-y_{N-3}-0.626212\hat{a}_{N-2}-0.33581119\hat{a}_{N-3}\\
&= 12.81499877+13.83-14.89-0.626212\times(-0.282152)-0.33581119\times 0.190798\\
&= 11.86761363.
\end{aligned}
$$

[P7]

$$(1-1.3B+0.4B^2)Y_t = (1-0.8B)A_t \Leftrightarrow (1-0.5B)(1-0.8B)Y_t = (1-0.8B)A_t \Leftrightarrow (1-0.5B)Y_t = A_t\,.$$

[P10]

AR(1) estacionario ($\phi_1 = 0.5$) con término constante ($\mu = 1.0$) y varianza de las perturbaciones $\sigma_A^2 = 1.5$.

$$Y_N(l) \to \beta_0 = \frac{\mu}{1-\phi_1} = \frac{1.0}{1-0.5} = 2.0,\;\; v(1) = \sigma_A^2 = 1.5,\;\; v(l) \to \sigma_0^2 = \frac{\sigma_A^2}{1-\phi_1^2} = \frac{1.5}{1-0.5^2} = 2.0.$$

[P14] - [P20]

M1: $$Q_t = \beta_0+\beta_1 Q_{t-1}+\gamma_0 P_t+\gamma_1 P_{t-1}+A_t\,.$$ ADL(1,1)

M2: $$\nabla Q_t = c_1(Q_{t-1}-c_2-c_3P_{t-1})+c_4\nabla P_t+A_t\,,\;\text{con}$$
$$c_1 = -(1-\beta_1),\;\; c_2 = \tfrac{\beta_0}{1-\beta_1}\,,\;\; c_3 = \tfrac{\gamma_0+\gamma_1}{1-\beta_1}\,,\;\; c_4 = \gamma_0\,.$$ ECM

[P15] $\hat{c}_1 = -(1-\hat{\beta}_1) = -(1-0.750995) = -0.2490$. Igual $\hat{\text{Dvt}}[\cdot]$ (error estándar) que para el estimador de β_1 en M1 (0.0520).

[P16] $\hat{c}_2 = \frac{\hat{\beta}_0}{1-\hat{\beta}_1} = \frac{0.303173}{1-0.750995} = 1.2175.$ $t(c_2) = \frac{\hat{c}_2}{\hat{\text{Dvt}}[\hat{c}_2]} = 2.278957 \Rightarrow \hat{\text{Dvt}}[\hat{c}_2] = \frac{\hat{c}_2}{t(\hat{c}_2)} = \frac{1.2175}{2.278957} = 0.5343.$

[P17] $\hat{c}_4 = \hat{\gamma}_0 = 0.666991$. Igual $\hat{\text{Dvt}}[\cdot]$ (error estándar) que para el estimador de γ_0 en M1 (0.0365).

[P18] $\hat{v}_0+\hat{v}_1B+\hat{v}_2B^2+\cdots = \frac{\hat{\gamma}_0+\hat{\gamma}_1B}{1-\hat{\beta}_1B} \Rightarrow (1-\hat{\beta}_1B)(\hat{v}_0+\hat{v}_1B+\hat{v}_2B^2+\ldots) = \hat{\gamma}_0+\hat{\gamma}_1B.$

$\hat{v}_0+\hat{v}_1B+\hat{v}_2B^2+\ldots-\hat{\beta}_1\hat{v}_0B-\hat{\beta}_1\hat{v}_1B^2-\hat{\beta}_1\hat{v}_2B^3-\cdots = \hat{\gamma}_0+\hat{\gamma}_1B.$ Lo que implica que:

$\hat{v}_0 = \hat{\gamma}_0 = 0.666991,\;\; \hat{v}_1-\hat{\beta}_1\hat{v}_0 = \hat{\gamma}_1 \Leftrightarrow \hat{v}_1 = \hat{\beta}_1\hat{v}_0+\hat{\gamma}_1 = 0.750995\times 0.666991-0.419408 = 0.0815.$

[P19] Ganancia: $\hat{v}(1) = \hat{c}_3 = \frac{\hat{\gamma}_0+\hat{\gamma}_1}{1-\hat{\beta}_1} = \frac{0.666991-0.419408}{1-0.750995} = 0.9943,$ con $\alpha^* = 0.00$ en M2.

[P20] M1 y M2 son el mismo modelo, con los mismos AIC y SCR.