

Examen Final de Econometría II

Universidad Autónoma de Madrid

12 de junio de 2019



NOMBRE Y APELLIDOS _____

GRUPO _____



DNI: _____

INSTRUCCIONES:

Responda la parte de preguntas tipo test en este cuadernillo (justificando las respuestas) y también en la plantilla que se le proporciona (con bolígrafo, rotulador o lápiz **negro**). No olvide poner el número del **Modelo** en la plantilla. Sólo una respuesta es válida. Cada cuestión acertada contará 0'3 puntos y cada fallo restará 0'1. En caso de no respuesta o respuesta no clara la puntuación será de 0 puntos. Cada problema vale 2 puntos.

Dispone de **2 horas**. Aconsejamos que dedique 40 minutos al Test y otros 40 a cada uno de los dos problemas.

Al final del examen, deberá entregar la plantilla y todo el cuadernillo grapado. **¡No lo desgrape!**

¡BUENA SUERTE!

1. Considere el modelo

$$(1 - \underset{(0.03)}{0.3} B)(1 - \underset{(0.2)}{0.25} B)Y_t = (1 - \underset{(0.015)}{0.25} B)U_t,$$

con $U_t \sim N(0, 1)$, B el operador retardo y entre paréntesis las desviaciones estándar de los parámetros estimados. Identifique el modelo.

- (a) $ARMA(1, 1)$ (b) $ARMA(2, 1)$ (c) $AR(1)$ (d) RB

Justificación (1):

2. A partir de la serie trimestral del PIB de España se han obtenido los siguientes resultados en el contraste aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Se pide que indique la respuesta correcta considerando un nivel de significación del 5%.

Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.214158	0.4757
Test critical values:		
1% level	-4.065702	
5% level	-3.461686	
10% level	-3.157121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Figure 1: Resultados del contraste ADF para el PIB

- (a) La serie del PIB es estacionaria ya que se rechaza la presencia de raíz unitaria
 (b) La serie del PIB NO es estacionaria ya que se rechaza la presencia de raíz unitaria
 (c) La serie del PIB NO es estacionaria ya que no se rechaza la presencia de raíz unitaria
 (d) La serie del PIB es estacionaria ya que no se rechaza la presencia de raíz unitaria

Justificación (2):

3. Sea el modelo, $Y_t = Y_{t-1} + U_t - 0.2U_{t-1}$, con $U_t \sim N(0, \sigma^2)$. Obtenga $E[U_t \cdot Y_{t-1}]$.

- (a) σ^2 (b) $0.2\sigma^2$ (c) 0 (d) $(1 - 0.2)\sigma^2$

Justificación (3):

4. En virtud del teorema de descomposición de Wold, el modelo $ARMA(p, q)$ puede ser una aproximación a todo proceso:

- (a) estacionario con tendencia determinista.
- (b) estacionario sin componentes deterministas.
- (c) estocástico en general, sea o no sea estacionario.
- (d) estacionario con tendencia estocástica.

Justificación (4):

5. Dada una serie trimestral, Y_t , considere el modelo $Y_t = 0.55Y_{t-4} - 0.7\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ donde $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Entonces, los coeficientes de la FAS (función de autocorrelación simple) son:

- (a) Todos distintos de cero hasta el orden cinco
- (b) Todos distintos de cero hasta el orden cinco, salvo el de orden dos que es cero
- (c) Todos distintos de cero hasta el orden cinco, salvo el de orden dos y tres que ambos son cero
- (d) Todos distintos de cero hasta el orden cuatro

Justificación (5):

6. En $(1 + \Delta) Y_t = X_{t-2} + W_t$, donde Δ es el operador de primeras diferencias, hallar el efecto esperado de un shock en X_t sobre Y_{t+5} :

- (a) 1
- (b) $\frac{1}{4}$
- (c) $\frac{1}{8}$
- (d) $\frac{1}{16}$

Justificación (6):

7. Sea Y_t un proceso estocástico que sigue un modelo $ARMA(1,1)$ dado por la ecuación:

$$(1 - 0.5B)Y_t = (1 + 2B)a_t,$$

donde a_t es un ruido blanco de media cero. Entonces, el proceso Y_t es:

- (a) Estacionario e invertible
- (b) Ni estacionario ni invertible
- (c) No estacionario pero sí invertible
- (d) Estacionario pero no invertible

Justificación (7):



8. Para un proceso VAR(1) sobre un vector con dos series, (X_t, Y_t) , en el que la matriz de coeficientes no tiene ningún elemento nulo, la relación de causalidad en sentido de Granger entre las variables es:

- (a) Unidireccional de X hacia Y
- (b) Bidireccional
- (c) Unidireccional de Y hacia X
- (d) No existe relación

Justificación (8):

9. Considere el modelo $Y_t = 2.1 + Y_{t-1} + \varepsilon_t$, con $Y_0 = 0$, donde $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Entonces las autocovarianzas de orden 1 y 2 son, respectivamente:

- (a) $\gamma_1 = 2.1t$ y $\gamma_2 = t\sigma_\varepsilon^2$
- (b) $\gamma_1 = \sigma_\varepsilon^2$ y $\gamma_2 = 2\sigma_\varepsilon^2$
- (c) $\gamma_1 = (t-1)\sigma_\varepsilon^2$ y $\gamma_2 = (t-2)\sigma_\varepsilon^2$
- (d) $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$

Justificación (9):



10. El Índice de Precios de la Vivienda (IPV) es un índice confeccionado por el Instituto Nacional de Estadística con el propósito de reflejar la evolución de precios de la vivienda nueva (ipv_new) y usada (ipv_used). Se sabe que ambas series son $I(1)$. A continuación se muestra la estimación de la regresión: $ipv_new_t = \alpha_0 + \alpha_1 ipv_used_t + u_t$ y los resultados del contraste aumentado de Dickey-Fuller (ADF) para los residuos estimados \hat{u}_t de dicha regresión.

Dependent Variable: IPV_NEW
Method: Least Squares
Date: 12/17/18 Time: 12:02
Sample: 2007Q1 2018Q3
Included observations: 47

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31.46439	3.075036	10.23220	0.0000
IPV_USED	0.716102	0.022113	32.38369	0.0000
R-squared	0.958855	Mean dependent var	127.4839	
Adjusted R-squared	0.957941	S.D. dependent var	27.24566	
S.E. of regression	5.587616	Akaike info criterion	6.320604	
Sum squared resid	1404.965	Schwarz criterion	6.399333	
Log likelihood	-146.5342	Hannan-Quinn criter.	6.350230	
F-statistic	1048.704	Durbin-Watson stat	0.318963	
Prob(F-statistic)	0.000000			

- (a) Resultados de la regresión de cointegración

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESID_REG		
Null Hypothesis: RESID_REG has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.933199	0.0042
Test critical values:	1% level	-2.616203
	5% level	-1.948140
	10% level	-1.612320

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

- (b) Resultados del contraste de ADF para los residuos de la regresión de cointegración

Señale la respuesta correcta:

- (a) Toda combinación lineal de ipv_new y ipv_used es también $I(1)$
- (b) La regresión $ipv_new_t = \alpha_0 + \alpha_1 ipv_used_t + u_t$ es espuria
- (c) ipv_new_t y ipv_used_t están cointegradas
- (d) Los residuos de la regresión $ipv_new_t = \alpha_0 + \alpha_1 ipv_used_t + u_t$ son NO estacionarios

Justificación (10):

PROBLEMA 1:

Considere el modelo estimado $(1 - B)(1 - 0.1B - 0.12B^2)Y_t = (1 + 0.3B)\varepsilon_t$, donde $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma_\varepsilon^2 = 1)$.

Se pide:

1. Identificar el modelo de Y_t y de $(1 - B)Y_t$. Estudiar la estacionariedad e invertibilidad de ambos modelos. **(0.5 ptos)**
 2. Obtener la representación $MA(\infty)$ del modelo $(1 - B)Y_t$. **(0.5 ptos)**
 3. Obtener el intervalo de predicción para $(1 - B)Y_{t+3}$. **(0.5 ptos)**
 4. Obtener el intervalo de predicción para Y_{t+3} . **(0.5 ptos)**
-



PROBLEMA 2:

Considere el siguiente modelo de función de transferencia:

$$Y_t = \frac{4 + 1.2B}{1 - 0.2B - 0.15B^2} X_t + \eta_t,$$

donde la variable exógena X_t es $\text{RB}(0, \sigma_X^2 = 0.5)$ y la perturbación sigue un proceso $\text{AR}(1)$ dado por $(1 - 0.2B)\eta_t = a_t$ siendo a_t un $\text{RB}(0, \sigma_a^2 = 1)$. Además, las variables X_t y a_t no están correlacionadas. Se pide:

1. Estudiar la estabilidad del modelo. **(0.5 ptos)**
 2. Calcular la ganancia y la función de respuesta a impulsos. **(0.5 ptos)**
 3. Obtener las predicciones óptimas a 1 y 2 periodos hacia adelante para Y_t suponiendo que se tiene información hasta el instante T , con $Y_T = 6$, $Y_{T-1} = 2.5$, $X_T = 1.25$, y $a_T = -0.4$, pero no se conocen los valores de X_t para $t > T$. **(0.5 ptos)**
 4. Calcular las varianzas de los errores de predicción del apartado anterior. **(0.5 ptos)**
-

