

Modelos Multivariantes

1. La representación $\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix}$, donde $\begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix} \sim iid \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$; $t = 1, \dots, T$, puede escribirse como $Y = X\beta + U$ en donde Y es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 2K$. Entonces, $K =$

- (a) 1;
- (b) 2;
- (c) 3;
- (d) 4.

Justificación:

2. La representación $\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix}$, donde $\begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix} \sim iid \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$; $t = 1, \dots, T$, puede escribirse como $Y = X\beta + U$ en donde $Y = (Y_1' \ Y_2')'$ es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 2K$. Entonces, $\beta_1' =$

- (a) $(\phi_{11} \ \phi_{12})$;
- (b) $(\phi_{11} \ \phi_{21})$;
- (c) $(\phi_{21} \ \phi_{22})$;
- (d) $(\phi_{12} \ \phi_{22})$.

Justificación:

3. La representación $\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix}$, donde $\begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix} \sim iid \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$; $t = 1, \dots, T$, puede escribirse como $Y = X\beta + U$ en donde $Y = (Y_1' \ Y_2')'$ es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 2K$. Entonces, $Var(U) =$

- (a) $\begin{pmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T \end{pmatrix}$;
- (b) $\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} I_T$;

- (c) $\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \\ & \sigma_{22} \end{pmatrix} I_T$;
- (d) $\begin{pmatrix} \sigma_{11} I_T & \\ & \sigma_{22} I_T \end{pmatrix}$.

Justificación:

4. La representación $\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix}$, donde $\begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix} \sim iid \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$; $t = 1, \dots, T$, puede escribirse como $Y = X\beta + U$ en donde Y es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 2K$. Entonces, β debe estimarse por
- (a) MCO;
- (b) MCG;
- (c) Es indiferente por MCO o MCG;
- (d) Variables Instrumentales.

Justificación:

5. Sea $Y_t \sim I(1)$ y $(X_t, Z_t) \sim CI(2, 1)$. Definir $U_t = X_t - \lambda Z_t$. Entonces,
- (a) $U_t \sim I(1)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(1)$;
- (b) $U_t \sim I(1)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(0)$;
- (c) $U_t \sim I(0)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(1)$;
- (d) $U_t \sim I(0)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(0)$.

Justificación:

6. El siguiente modelo de ajuste de corto plazo: $Y_t = \alpha + \beta (X_t + \phi X_{t-1} + \phi^2 X_{t-2} + \dots) + W_t$ puede escribirse de forma parsimoniosa como
- (a) $Y_t = \alpha + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + W_t$;
- (b) $Y_t = \alpha(1 - \phi) + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + W_t$;
- (c) $Y_t = \alpha + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + (W_t - \phi W_{t-1})$;
- (d) $Y_t = \alpha(1 - \phi) + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + (W_t - \phi W_{t-1})$.

Justificación:

7. Considerar el siguiente modelo de ajuste de corto plazo: $Y_t = \alpha + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + W_t$. El modelo de corrección del equilibrio es

(a) $\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta X_t - (1 - \phi) \left[Y_{t-1} - \frac{\alpha}{1 - \phi} - \frac{\beta}{1 - \phi} X_{t-1} \right] + W_t;$

(b) $\Delta Y_t = \beta \Delta X_t - (1 - \phi) \left[Y_{t-1} - \frac{\beta}{1 - \phi} X_{t-1} \right] + W_t;$

(c) $\Delta Y_t = \beta \Delta X_t - (1 - \phi) \left[Y_{t-1} - \frac{\alpha}{1 - \phi} - \frac{\beta}{1 - \phi} X_{t-1} \right] + W_t;$

(d) $\Delta Y_t = \beta \Delta X_t - (1 - \phi) [Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}] + W_t.$

Justificación:

8. En $Y_t = \frac{3B}{1 - 0.9B + 0.2B^2} X_t + U_t$ el retardo medio es

(a) 0

(b) 0.3

(c) 2.67

(d) 3

Justificación:

9. En el siguiente modelo de retardos distribuidos $Y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + W_t$, donde W_t es *i.i.d.* con media cero y varianza constante y X_t es exógena, pero autocorrelada,

(a) El estimador MCO no es consistente

(b) No se puede estimar por MCO

(c) Las estimaciones de las varianzas de los coeficientes hay que corregirlas de heteroscedasticidad y autocorrelacion (corrección HAC)

(d) No es necesaria la corrección HAC

Justificación:

10. En $C_t = \beta C_{t-1} + (1 - \beta) Y_t + W_t$, $|\beta| < 1$, el coeficiente de Y_{t-3} es

(a) $(1 - \beta)^3 \beta^3$

(b) $(1 - \beta)^3 \beta$

- (c) $(1 - \beta) \beta^3$
- (d) $(1 - \beta) \beta$

Justificación:

11. Dado el siguiente modelo de retardos distribuidos,

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_t = \beta_0 X_t + \beta_3 X_{t-3} + U_t \\ U_t = \phi U_{t-1} + W_t \end{array} \right\}$$

¿Cuál es el coeficiente del retardo tres en su representación equivalente de retardos distribuidos con estructura autorregresiva y perturbación no correlacionada?

- (a) β_3
- (b) 0
- (c) $\phi \beta_3$
- (d) $\beta_0 (\phi - \beta_3)$

Justificación:

12. Con datos desde 1965.1 hasta 2008.4, hemos estimado la siguiente curva de Phillips:

$$\widehat{\Delta \pi}_t = 1.28 - 0.31 \Delta \pi_{t-1} - 0.39 \Delta \pi_{t-2} - 0.21 u_{t-1}$$

(SE) (0.53) (0.09) (0.09) (0.09)

Entonces, el multiplicador instantáneo es

- (a) 1.28
- (b) 0
- (c) 0.31
- (d) 1.7

Justificación:

13. Sea X_t el número de grados centígrados por debajo de cero en un cierto mes t , y sea Y_t la tasa de variación del precio del zumo de naranja concentrado en el mes t . Se ha estimado el siguiente modelo con datos desde enero de 1960 hasta diciembre de 2010,

$$\widehat{y}_t = -0.61 + 0.47 X_t + 0.14 X_{t-2}$$

(SE) (0.23) (0.14) (0.08)

Entonces, el multiplicador de largo plazo es

- (a) 0.47
- (b) 0.14
- (c) 0.61
- (d) 0

Justificación:

14. En $Y_t = 1'2 - 0'5X_t + 0'8X_{t-1} - 0'3X_{t-3} + W_t$, el efecto de un impulso en X_t pasados dos períodos es
- (a) 1'2
 - (b) 1'5
 - (c) 0'3
 - (d) 0

Justificación:

15. En el siguiente modelo de función de transferencia,

$$Y_t = \frac{\beta_1 L - \beta_2 L^2}{1 - \phi L} X_t + W_t, \quad |\phi| < 1$$

el coeficiente asociado al segundo retardo de la función de respuesta a un impulso es

- (a) 0
- (b) $\beta_2 + \beta_1 \phi$
- (c) $\beta_1 \phi^2$
- (d) No se puede calcular

Justificación:

16. En $Y_t = \frac{1.2 + 0.4L + 0.3L^2}{1 - 0.6L} X_t + W_t$, $|\beta_1| < 1$, el coeficiente de X_{t-1} es
- (a) 1.20
 - (b) 1.12
 - (c) 0.97

(d) 3.29

Justificación:

17. Dado el proceso $Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \alpha_0 X_{t-3} + W_t$ ¿Cuáles son los tres primeros coeficientes distintos de cero de la función de respuesta a un impulso, $v(L)$?

- (a) $v_3 = \alpha_0$ $v_4 = \alpha_0 \beta_1$ $v_5 = \alpha_0 \beta_1^2$
- (b) Y_t no responde a un impulso en X_t
- (c) $v_3 = \alpha_0$.
- (d) $v_0 = \alpha_0 \beta_1$ $v_1 = \alpha_0^2 \beta_1^2$ $v_2 = \alpha_0^3 \beta_1^3$

Justificación:

18. En el siguiente modelo de retardos distribuidos $Y_t = 0.43X_{t-2} + 0.17X_{t-4} + W_t$, el efecto a largo plazo (efecto total) de un impulso en X_t es:

- (a) 0.00
- (b) 0.43
- (c) 0.60
- (d) 0.17

Justificación:

19. En $Y_t = 4 + 0.5Y_{t-1} + 5X_{t-2} + 3X_{t-3} + W_t$, el multiplicador de largo plazo asociado a X_t es:

- (a) 4
- (b) 8
- (c) 12.5
- (d) 16

Justificación:

20. En el siguiente modelo de regresión dinámica

$$Y_t = \frac{-0.0022L}{1 - 0.876L + 0.749L^2} X_t + \frac{1 + 0.293L^4}{1 - 0.504L - 0.245L^2} W_t,$$

el efecto total de un impulso en X_t es:

- (a) 0
- (b) -0.0025
- (c) -0.0022
- (d) 5.152

Justificación:

21. En $Y_t = \frac{0.6 + 3L}{1 - 0.6L}X_t + W_t$, el multiplicador de impacto es

- (a) 0.6
- (b) 9
- (c) $\frac{7}{3}$
- (d) 21

Justificación:

22. $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + W_t$ es equivalente a un modelo

- (a) de retardos distribuidos con perturbaciones autocorrelacionadas
- (b) de retardos distribuidos con perturbaciones RB
- (c) MA
- (d) AR

Justificación:

23. En $Y_t = \alpha + \frac{\beta_0 + \beta_1 L}{1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2} X_t + W_t$, el retardo medio es

- (a) $\frac{\beta_1}{\beta_0 + \beta_1}$
- (b) $\frac{\phi_1 + 2\phi_2}{1 - \phi_1 - \phi_2}$
- (c) $\frac{\beta_1}{\beta_0 + \beta_1} + \frac{\phi_1 + 2\phi_2}{1 - \phi_1 - \phi_2}$
- (d) $\alpha + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \phi_1 - \phi_2}$

Justificación:

24. En $Y_t = (0.2L^2 + 0.4L^3 + 0.1L^4) X_t + W_t$, el retardo medio es

- (a) $\frac{10}{7}$
- (b) $\frac{15}{7}$
- (c) $\frac{20}{7}$
- (d) $\frac{25}{7}$

Justificación:

25. En $Y_t = 0.6Y_{t-1} + 0.6X_t + 3X_{t-1} + W_t - 0.6W_{t-1}$, el retardo medio es

- (a) 0.6
- (b) 9
- (c) $\frac{7}{3}$
- (d) 21

Justificación:

26. En $Y_t = 0.6Y_{t-1} - 0.5Y_{t-2} + 0.6X_t + 2X_{t-1} + W_t - 0.6W_{t-1} + 0.5W_{t-2}$, el retardo medio es

- (a) 0.6
- (b) 2.6
- (c) $\frac{7}{3}$
- (d) 0.32

Justificación:

27. El siguiente modelo dinámico

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + U_t \\ U_t = \phi_1 U_{t-1} + \phi_2 U_{t-2} + W_t \end{array} \right\}$$

puede escribirse como

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \gamma_2 X_{t-2} + \gamma_3 X_{t-3} + W_t$$

donde

- (a) $\gamma_0 = \beta_0; \gamma_1 = \beta_1 - \phi_1\beta_0; \gamma_2 = -\beta_0\phi_2 - \beta_1\phi_1; \gamma_3 = -\beta_1\phi_2$
- (b) $\gamma_0 = \beta_1; \gamma_1 = \beta_1 - \phi_2\beta_2; \gamma_2 = -\beta_0\phi_1 + \gamma_2; \gamma_3 = -\beta_2\phi_1$
- (c) $\gamma_0 = \beta_0; \gamma_1 = \beta_1 - \beta_0; \gamma_2 = -\beta_0 + \gamma_3; \gamma_3 = -\beta_1$
- (d) $\gamma_0 = \beta_1; \gamma_1 = \beta_0 - \phi_1\beta_2; \gamma_2 = -\beta_1\phi_2 + \gamma_3; \gamma_3 = -\beta_2\phi_2$

Justificación:

28. En $Y_t = -1'2X_t - 1'4X_{t-1} + 0'5Y_{t-1} + W_t$, el efecto de corto plazo de un impulso en X_t es

- (a) $-1'2$
- (b) $1'2$
- (c) $-5'2$
- (d) $-2'5$

Justificación:

29. En $Y_t = -1'2X_t - 1'4X_{t-1} + 0'5Y_{t-1} + W_t$, el efecto de largo plazo de un impulso en X_t es

- (a) $5'2$
- (b) $2'5$
- (c) $-5'2$
- (d) $-2'5$

Justificación:

30. En $Y_t = -1'2X_t - 1'4X_{t-1} + 0'5Y_{t-1} + W_t$, el retardo medio es

- (a) $\frac{13}{20}$
- (b) $\frac{20}{13}$
- (c) 2
- (d) $2'5$

Justificación:

31. En el modelo

$$Y_t = 0.55(0.02X_t + 0.15X_{t-1} + 0.43X_{t-2} + 0.23X_{t-3} + 0.17X_{t-4}) + W_t$$

los multiplicadores de corto y largo plazo son, respectivamente,

- (a) 0.011 y 0.548
- (b) 0.55 y 0.011
- (c) 0.011 y 0.996
- (d) 0.02 y 0.011

Justificación:

32. ¿Cuál es el modelo de la respuesta a un impulso que provisionalmente se identifica mediante la siguiente función de correlación cruzada, $\gamma_{YX}(k) = E[(Y_t - E[Y])(X_{t-k} - E[X])]$, $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm 10$, entre el output y el input preblanqueados?

k	$\gamma_{YX}(k)$	$SE[\gamma_{YX}(k)]$	k	$\gamma_{YX}(k)$	$SE[\gamma_{YX}(k)]$
0	0.01	0.15	0	0.01	0.15
1	-0.05	0.17	-1	0.05	0.17
2	0.48	0.17	-2	0.04	0.17
3	0.51	0.17	-3	0.02	0.17
4	0.43	0.18	-4	-0.07	0.18
5	-0.03	0.18	-5	0.08	0.18
6	0.02	0.18	-6	-0.01	0.18
7	0.04	0.19	-7	-0.01	0.19
8	-0.07	0.19	-8	0.04	0.19
9	0.04	0.19	-9	-0.01	0.19
10	-0.01	0.19	-10	0.05	0.19

- (a) $Y_t = \frac{\omega_0}{(1 - \delta_1 B)} X_{t-2} + N_t$
- (b) $Y_t = (\omega_0 + \omega_1 B + \omega_2 B^2) X_{t-2} + N_t$
- (c) $Y_t = (\omega_0 + \omega_1 B + \omega_2 B^2) X_t + N_t$
- (d) $Y_t = \frac{(\omega_0 + \omega_1 B + \omega_2 B^2)}{(1 - \delta_1 B)} X_{t-2} + N_t$

Justificación: (b) $k > 0 \Rightarrow (b, s, r) = (2, 2, 0)$

33. Dos variables $Y_t \sim I(1)$ y $X_t \sim I(1)$ están cointegradas si

- (a) $[\exists \beta] \quad (Y_t - \beta X_t) \sim I(0)$

- (b) $[\forall\beta] \quad (Y_t - \beta X_t) \sim I(0)$
- (c) $[\exists\beta] \quad (Y_t - \beta X_t) \sim I(1)$
- (d) $[\forall\beta] \quad (Y_t - \beta X_t) \sim I(1)$

Justificación:

34. Si $Y_t \sim I(2)$ y está cointegrada con X_t , entonces

- (a) $X_t \sim I(0)$
- (b) $X_t \sim I(1)$
- (c) $X_t \sim I(2)$
- (d) $X_t \sim I(3)$

Justificación:

35. Si $\left\{ \begin{array}{l} X_t \sim I(2) \\ (Y_t - \alpha X_t) \sim I(0) \end{array} \right\}$, entonces Y_t es

- (a) $I(0)$
- (b) $I(1)$
- (c) $I(2)$
- (d) $I(3)$

Justificación:

36. Dos series están cointegradas si

- (a) el componente de tendencia en ambas variables es el mismo
- (b) las dos variables presentan una tendencia determinista, una creciente y otra decreciente
- (c) las dos variables siguen un proceso $AR(1)$ con el mismo parámetro autorregresivo pero siempre menor que 1
- (d) las dos series son $I(1)$

Justificación:

37. Si $\left\{ \begin{array}{l} Y_t \\ X_t \end{array} \right\} \sim I(3)$ y $(Y_t - \alpha X_t) \sim I(2)$, entonces

- (a) $(Y_t, X_t) \sim CI(3, 2)$
- (b) $(Y_t, X_t) \sim CI(3, 1)$
- (c) (Y_t, X_t) no están cointegrados ya que $Y_t - \alpha X_t$ no es $I(0)$
- (d) $(Y_t, X_t) \sim CI(3, 3)$

Justificación:

38. Si $\left\{ \begin{array}{l} (X_t, Z_t) \sim CI(2, 1) \\ (Y_t - U_t) \sim CI(1, 1) \end{array} \right\}$, donde $U_t = X_t - \lambda Z_t$. Entonces,

- (a) $U_t \sim I(1)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(1)$
- (b) $U_t \sim I(1)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(0)$
- (c) $U_t \sim I(0)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(1)$
- (d) $U_t \sim I(0)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(0)$

Justificación:

39. El siguiente modelo de ajuste de corto plazo

$$Y_t = \alpha + \beta (X_t + \phi X_{t-1} + \phi^2 X_{t-2} + \dots) + W_t$$

puede escribirse parsimoniosamente como

- (a) $Y_t = \alpha + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + W_t$
- (b) $Y_t = \alpha(1 - \phi) + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + W_t$
- (c) $Y_t = \alpha + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + (W_t - \phi W_{t-1})$
- (d) $Y_t = \alpha(1 - \phi) + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + (W_t - \phi W_{t-1})$

Justificación:

40. El modelo de corrección de error entre dos series temporales

- (a) sólo tiene sentido si las series están cointegradas
- (b) sólo se plantea cuando los residuos de una regresión entre ambas series son un proceso $I(1)$

- (c) sólo se plantea cuando los residuos de una regresión entre ambas series poseen autocorrelación
- (d) independientemente de la relación entre ambas series el modelo de corrección del error no tiene sentido

Justificación:

41. Considerar el siguiente modelo de ajuste de corto plazo: $Y_t = \alpha + \beta X_t + \phi Y_{t-1} + W_t$. El modelo de corrección del equilibrio es

- (a) $\nabla Y_t = \alpha + \beta \nabla X_t - (1 - \phi) \left[Y_{t-1} - \frac{\alpha}{1 - \phi} - \frac{\beta}{1 - \phi} X_{t-1} \right] + W_t$
- (b) $\nabla Y_t = \beta \nabla X_t - (1 - \phi) \left[Y_{t-1} - \frac{\beta}{1 - \phi} X_{t-1} \right] + W_t$
- (c) $\nabla Y_t = \beta \nabla X_t - (1 - \phi) \left[Y_{t-1} - \frac{\alpha}{1 - \phi} - \frac{\beta}{1 - \phi} X_{t-1} \right] + W_t$
- (d) $\nabla Y_t = \beta \nabla X_t - (1 - \phi) [Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}] + W_t$

Justificación:

42. Una regresión entre las series temporales Y_t y X_t ha dado los siguientes resultados:

$$\hat{y}_t = -17.44 + 0.96 x_t; \quad \hat{u}_t = -0.27 \hat{u}_{t-1}$$

$(t) \quad (-7.48) \quad (20.5) \quad (t) \quad (-3.799)$

Si el valor crítico del estadístico t empleado para un nivel de significación del 1% es -2.59,

- (a) la regresión original es espúrea
- (b) la regresión original no posee significado alguno
- (c) la regresión original representa relaciones a largo plazo entre las variables
- (d) ninguna de las anteriores

Justificación:

43. Para identificar el orden de un modelo VAR para las variables Y_t y X_t se ha utilizado el criterio BIC , obteniéndose los siguientes resultados: $BIC(2) = -673.4$, $BIC(3) = -546.9$, $BIC(4) = -689.34$. ¿Qué modelo identificaríamos?

- (a) $VAR(2)$
 - (b) $VAR(3)$
 - (c) $VAR(4)$
 - (d) No se puede identificar ningún modelo con los datos de que disponemos
-

Justificación:

44. Un VAR con 3 variables, 3 retardos, sin términos constantes, tendrá un número total de coeficientes igual a
- (a) 21
 - (b) 25
 - (c) 27
 - (d) 30
-

Justificación:

45. Un VAR con 3 variables, 4 retardos, y términos constantes para cada ecuación tendrá un número total de coeficientes igual a
- (a) 21
 - (b) 39
 - (c) 105
 - (d) 81
-

Justificación:

46. Un VAR con 4 variables, 5 retardos, y términos constantes para cada ecuación tendrá un número total de coeficientes igual a
- (a) 21
 - (b) 84
 - (c) 105
 - (d) 80
-

Justificación:

47. El siguiente modelo multivariante,

$$\begin{cases} Y_t = 2 + 0.5X_{t-2} + W_t^{(1)} \\ X_t = 2 - 0.5Y_{t-2} + W_t^{(2)} \end{cases}$$

- (a) Está mal especificado porque el signo de los efectos cruzados debe ser el mismo
 - (b) Está mal especificado porque los coeficientes de los efectos cruzados deben ser recíprocos
 - (c) Está mal especificado porque faltan los efectos cruzados de Y_{t-1} y X_{t-1}
 - (d) Ninguna respuesta es válida
-

Justificación:

48. La representación VAR: $Y_t = \Phi Y_{t-1} + W_t$
 $\begin{matrix} 2 \times 1 & & 2 \times 2 & 2 \times 1 & 2 \times 1 \end{matrix}$

$$\begin{pmatrix} Y_{t,1} \\ Y_{t,2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1,1} \\ Y_{t-1,2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{t,1} \\ W_{t,2} \end{pmatrix}$$

donde $\begin{pmatrix} W_{t,1} \\ W_{t,2} \end{pmatrix}$ es *iid* con media $\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ y $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$

puede escribirse como $Y = X\beta + U$ en donde Y es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 2K$. Entonces, $K =$

- (a) 1
 - (b) 2
 - (c) 3
 - (d) 4
-

Justificación:

49. La representación VAR: $Y_t = \Phi Y_{t-1} + W_t$
 $\begin{matrix} 2 \times 1 & & 2 \times 2 & 2 \times 1 & 2 \times 1 \end{matrix}$

$$\begin{pmatrix} Y_{t,1} \\ Y_{t,2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1,1} \\ Y_{t-1,2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{t,1} \\ W_{t,2} \end{pmatrix}$$

donde $\begin{pmatrix} W_{t,1} \\ W_{t,2} \end{pmatrix}$ es *iid* con media $\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ y $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$

puede escribirse como $Y = X\beta + U$ en donde $Y = \begin{pmatrix} Y_1' & Y_2' \end{pmatrix}'$ es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 4$. Entonces, $\beta_1' =$

- (a) $\begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \end{pmatrix}$
- (b) $\begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{21} \end{pmatrix}$
- (c) $\begin{pmatrix} \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix}$
- (d) $\begin{pmatrix} \Phi_{12} & \Phi_{22} \end{pmatrix}$

Justificación:

50. La representación VAR: $Y_t = \Phi Y_{t-1} + W_t$
 $\begin{matrix} 2 \times 1 & & 2 \times 2 & 2 \times 1 & 2 \times 1 \end{matrix}$

$$\begin{pmatrix} Y_{t,1} \\ Y_{t,2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1,1} \\ Y_{t-1,2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{t,1} \\ W_{t,2} \end{pmatrix}$$

donde $\begin{pmatrix} W_{t,1} \\ W_{t,2} \end{pmatrix}$ es *iid* con media $\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ y $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$

puede escribirse como $Y = X\beta + W$ en donde $Y = \begin{pmatrix} Y_1' & Y_2' \end{pmatrix}'$ es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 4$. Entonces, $V[W] =$

- (a) $\begin{pmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T \end{pmatrix}$
- (b) $\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} I_T$
- (c) $\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \\ & \sigma_{22} \end{pmatrix} I_T$
- (d) $\begin{pmatrix} \sigma_{11}I_T & \\ & \sigma_{22}I_T \end{pmatrix}$

Justificación:

51. En el modelo VAR bivalente

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{YY} & \Phi_{YX} \\ \Phi_{XY} & \Phi_{XX} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix}$$

- (a) Los coeficientes Φ_{YX} y Φ_{XY} aportan la misma información (la matriz es siempre simétrica)
- (b) Los coeficientes Φ_{YX} y Φ_{XY} no aportan la misma información (la matriz no siempre es simétrica)
- (c) El coeficiente Φ_{YX} indica la influencia de Y_{t-1} sobre X_{t-1}

(d) El coeficiente Φ_{XY} indica la influencia de X_{t-1} sobre Y_{t-1}

Justificación:

52. El siguiente modelo:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.38 & 0.75 & 0.81 \\ 1.23 & 0.75 & 0.98 \\ 4.12 & 0.59 & 0.12 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.93 & 0.75 & 4.25 \\ -1.12 & 0.23 & 0.37 \\ -1.4 & -0.25 & -0.84 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-2} \\ X_{t-2} \\ Z_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \\ U_{3t} \end{pmatrix}$$

es un

- (a) $VAR(L = 2, K = 3)$
 - (b) $VAR(L = 3, K = 2)$
 - (c) $VAR(L = 2, K = 2)$
 - (d) $VAR(L = 3, K = 3)$
-

Justificación:

53. Un ARMA(2,1) puede reescribirse como un VAR(1) $Y_t = \Phi Y_{t-1} + bW_t$ en el vector $(Y_t, Y_{t-1}, W_t)'$ donde b' es

- (a) (1,1,1)
 - (b) (1,0,1)
 - (c) (1,0,0)
 - (d) (1,1,0)
-

Justificación:

54. Considere el siguiente modelo $Y_t = \frac{1.54 + 3.24B}{1 - 0.4B - 0.2B^2}x_t + \varepsilon_t$ donde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ y x_t es una variable exógena. El efecto provocado sobre la variable Y en el periodo t si se produce una variación unitaria en la variable exógena en el periodo $t - 2$ es

- (a) 3.8560
- (b) 1.8504
- (c) 0.0000
- (d) 3.2400

Justificación:

55. Si $y_t = \frac{0.3}{(1 - 0.3B)}x_t + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$, $x_t = a_t$, $y_t = (1 - 0.2B)v_t$ con $a_t \sim (0, 1)$ y $v_t \sim (0, 1)$. Calcular $\gamma_{yx}(3) = E[y_t x_{t-3}]$

- (a) 0.3
- (b) $(0.3)^2$
- (c) $(0.3)^3$
- (d) $(0.3)^4$

Justificación:

56. Al ajustar un modelo bivalente $VAR_2(1)$ a $\begin{pmatrix} \Delta IPC & \Delta IPI \end{pmatrix}'$, hemos estimado la matriz de parámetros, entre paréntesis los errores estándar de los estimadores (SE),

$$\hat{\Phi}_{(SE)} = \begin{pmatrix} 0.767 & 0.0012 \\ (0.3) & (0.2) \\ -0.430 & 0.3014 \\ (0.01) & (0.02) \end{pmatrix}.$$

Entonces,

- (a) *IPC* predice cambios en *IPI* e *IPI* predice cambios en *IPC*
- (b) *IPC* predice cambios en *IPI*, pero *IPI* no predice cambios en *IPC*
- (c) *IPI* predice cambios en *IPC*, pero *IPC* no predice cambios en *IPI*
- (d) *IPI* no predice cambios en *IPC* e *IPC* no predice cambios en *IPI*

Justificación:

57. Dado el siguiente modelo de retardos distribuidos $y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-3} + u_t$, donde la perturbación $u_t = \phi u_{t-1} + v_t$, con v_t ruido blanco, el coeficiente del retardo tres en su representación equivalente de retardos distribuidos con estructura autorregresiva y perturbación no correlada es

- (a) β_2
- (b) 0.0
- (c) $\phi\beta_2$
- (d) $\beta_1(\phi - \beta_2)$

Justificación:

58. Si $y_t \sim I(2)$ y $x_t \sim I(2)$ y se realiza la regresión $y_t = x_t\beta + u_t$ obteniéndose unos residuos que son $I(0)$ entonces:

- (a) y_t y $x_t \sim CI(2, 2)$.
- (b) y_t y $x_t \sim CI(2, 1)$.
- (c) y_t y $x_t \sim CI(2, 0)$.
- (d) y_t y $x_t \sim CI(1, 1)$.

Justificación:

59. En el modelo $y_t = \frac{1.2 + 0.4B + 0.3B^2}{1 - 0.6B}x_t + u_t$, el coeficiente de x_{t-1} será:

- (a) 1.20
- (b) 1.12
- (c) 0.97
- (d) 3.29

Justificación:

60. Un VAR con 4 variables, 5 retardos y términos constantes para cada ecuación tendrá un total de:

- (a) 21 coeficientes
- (b) 84 coeficientes
- (c) 105 coeficientes
- (d) 81 coeficientes

Justificación:

61. El siguiente modelo de función de transferencia

$$y_t = \frac{(3.41 + 1.20B - 0.38B^2)}{(1 - 0.31B + 0.74B^2)}x_{t-2} + \frac{(1 - 0.7B)}{(1 - 1.47B)}a_t \quad (1)$$

siendo $y_t = (1 - B)Y_t$, $x_t = (1 - B^{12})x_t$ y $a_t \sim (0, \sigma_a^2)$

- (a) Es estable, estacionario e invertible.
- (b) No es estable pero si es estacionario e invertible.
- (c) Es estacionario y estable pero no es invertible.
- (d) Es estable e invertible pero no es estacionario

Justificación:

62. En el siguiente modelo de retardos distribuidos $y_t = 0.43x_{t-2} + 0.17x_{t-4} + \epsilon_t$, donde ϵ_t es ruido blanco con media cero y varianza constante, el efecto a largo plazo o efecto total es:

- (a) 0.00
- (b) 0.43
- (c) 0.60
- (d) 0.17

Justificación:

63. Si dos series temporales y_t y x_t son $I(1)$, entonces

- (a) Es posible plantear un modelo de corrección de error si ambas series están cointegradas.
- (b) No tiene sentido plantear un modelo de corrección de error aunque estén cointegradas.
- (c) Sólo se puede plantear un modelo de corrección de error cuando los residuos de una regresión entre ambas series presenten autocorrelación.
- (d) Independientemente de la relación entre ambas series el modelo de corrección del error no posee sentido.

Justificación:

64. Para identificar el orden de un modelo VAR para las variables y_t y x_t se ha utilizado el criterio BIC , obteniéndose los siguientes resultados: $BIC(2) = -673.4$, $BIC(3) = -546.9$, $BIC(4) = -689.34$. A la vista de los resultados, identificaríamos el modelo:
- (a) $VAR(2)$
 - (b) $VAR(3)$
 - (c) $VAR(4)$
 - (d) No se puede identificar ningún modelo con los datos de que disponemos.

Justificación:

65. Si $y_t \sim I(2)$ y $x_t \sim I(2)$ y se realiza la regresión $y_t = x_t\beta + u_t$ obteniéndose unos residuos que son $I(0)$ entonces:
- (a) y_t y $x_t \sim CI(2, 2)$.
 - (b) y_t y $x_t \sim CI(2, 1)$.
 - (c) y_t y $x_t \sim CI(2, 0)$.
 - (d) y_t y $x_t \sim CI(1, 1)$.

Justificación:

66. ¿Cuál de las siguientes afirmaciones no es una consecuencia de que X_t e Y_t estén cointegradas?:
- (a) Si X_t e Y_t son ambas $I(1)$, entonces para algún θ , $Y_t - \theta X_t$ es $I(0)$.
 - (b) X_t e Y_t tienen la misma tendencia estocástica.
 - (c) En la expresión $Y_t - \theta X_t$, θ se conoce como coeficiente de cointegración.
 - (d) La primera diferencia de X_t e Y_t es estacionaria.

Justificación:

67. Cuantos parámetros hay que estimar en un modelo VAR₅(2) con constante, donde el 5 indica la dimensión del vector de series

- (a) 45.
- (b) 70.
- (c) 15.
- (d) 80.

Justificación:

68. Sea el modelo

$$Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + N_t.$$

El retardo medio se calcula con la fórmula:

- (a) $\frac{\omega(1)}{\delta(1)}$.
- (b) $\frac{\omega'(1)}{\delta(1)} - \frac{\delta'(1)}{\omega(1)}$.
- (c) $\frac{\omega'(1)}{\omega(1)} - \frac{\delta'(1)}{\delta(1)}$.
- (d) $\frac{\omega(1)}{\delta(1)} - \frac{\omega(\infty)}{\delta(\infty)}$.

Justificación:

69. Sean Y_t y X_t dos procesos integrados de orden 1 que representan sendos agregados macroeconómicos de un país. Se dispone de datos anuales de 1940 a 2013. La regresión $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$ arroja un $R^2 = 0.999$ y el test de raíz unitaria sobre los residuos de esta regresión, \hat{u}_t , lleva a rechazar la hipótesis nula. Señala cuál de las siguientes afirmaciones es correcta:

- (a) las variables Y_t y X_t están cointegradas.
- (b) la regresión de Y_t sobre X_t es una regresión espuria.
- (c) no existe una relación de equilibrio a largo plazo entre Y y X .
- (d) los residuos de la regresión de Y_t sobre X_t son no estacionarios.

Justificación:

70. Un modelo de función de transferencia completo (función de transferencia + modelo del ruido) con $(b, s, r) = (2, 1, 2)$ y $(p, q) = (1, 2)$ puede escribirse:

$$(a) \quad y_t = \frac{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3)}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2)} x_t + \frac{(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)}{(1 - \phi_1 B)} a_t$$

$$(b) \quad y_t = \frac{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3 + w_2 B^4)}{(1 - \delta_1 B)} x_t + \frac{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)}{(1 - \theta B)} a_t$$

$$(c) \quad y_t = \frac{(1 - \delta_1 B)}{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3 + w_2 B^4)} x_t + \frac{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)}{(1 - \theta B)} a_t$$

$$(d) \quad (1 - \theta B)y_t = \frac{(1 - \delta_1 B)}{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3 + w_2 B^4)} x_t + (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)a_t$$

Justificación:

71. Si $x_t \sim I(1)$ y $y_t - \alpha x_t \sim I(0)$, entonces

$$(a) \quad y_t \sim I(2)$$

$$(b) \quad y_t \sim I(0)$$

$$(c) \quad y_t \sim I(1)$$

$$(d) \quad y_t \sim I(3)$$

Justificación:

72. En el siguiente modelo $y_t = 1.2 - 0.5x_t + 0.8x_{t-1} - 0.3x_{t-3} + \epsilon_t$ (suponiendo que $\epsilon_t \sim (0, \sigma_\epsilon^2)$), el efecto de un cambio unitario en x_t sobre y_t pasados dos períodos será:

$$(a) \quad 0.3$$

$$(b) \quad 0.0$$

$$(c) \quad 1.3$$

(d) Ninguna respuesta es válida

Justificación:

73. El modelo de corrección de error entre dos series temporales y_t y x_t

(a) sólo posee sentido si las series están cointegradas

- (b) sólo se plantea cuando los residuos de una regresión entre ambas series son un proceso $I(1)$
- (c) sólo se plantea cuando los residuos de una regresión entre ambas series poseen autocorrelación
- (d) independientemente de la relación entre ambas series el modelo de corrección del error no tiene sentido

Justificación:

74. La función de correlación cruzada sirve para
- (a) Identificar la función de respuesta al impulso y el modelo del ruido.
 - (b) Identificar sólo el modelo del ruido
 - (c) Identificar la función de respuesta al impulso.
 - (d) Identificar la correlación entre una serie y su pasado.

Justificación:

75. Dado el siguiente modelo de regresión dinámica:

$$y_t = \frac{-0.0022z_{t-1}}{1 - 0.876L + 0.749L^2} + \frac{(1 + 0.293L^4)\varepsilon_t}{1 - 0.504L - 0.245L^2}$$

suponiendo que $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$, el efecto a largo plazo (ganancia) de un cambio unitario en z_t sobre y_t es:

- (a) 0
- (b) ninguna respuesta es válida
- (c) -0.0025
- (d) -0.0022

Justificación:

76. Si $x_t \sim I(1)$ y $y_t - \alpha x_t \sim I(0)$, entonces
- (a) $y_t \sim I(2)$
 - (b) $y_t \sim I(0)$

- (c) $y_t \sim I(1)$
 (d) $y_t \sim I(3)$

Justificación:

77. Dado el siguiente modelo de retardos distribuidos $y_t = \alpha + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + a_t$ donde la perturbación a_t posee un esquema de autocorrelación autorregresivo de orden uno ($a_t = \phi a_{t-1} + e_t$), con e_t ruido blanco. El modelo equivalente autorregresivo de retardos distribuidos con perturbación in-correlada es:

- (a) $y_t = \alpha(1 - \phi) + \phi y_{t-1} + \beta_1 x_t + (\beta_2 - \phi\beta_1)x_{t-1} - \phi\beta_2 x_{t-2} + e_t$
 (b) $y_t = \alpha(1 - \phi) + \phi y_{t-1} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} - \phi\beta_1 x_{t-2} + e_t$
 (c) $y_t = \alpha + \phi\beta_1 y_{t-1} + \beta_1 \beta_2 x_t + (\beta_2 - \phi\beta_1)x_{t-1} - \phi\beta_2 x_{t-2} + e_t$
 (d) Ninguna respuesta es correcta

Justificación:

78. Un modelo de función de transferencia completo (función de transferencia + modelo del ruido) con $(b, s, r) = (2, 2, 1)$ y $(p, q) = (2, 1)$ puede escribirse:

- (a) $y_t = \frac{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3 + w_2 B^4)}{(1 - \delta_1 B)} x_t + \frac{(1 - \theta B)}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)} a_t$
 (b) $y_t = \frac{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3 + w_2 B^4)}{(1 - \delta_1 B)} x_t + \frac{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)}{(1 - \theta B)} a_t$
 (c) $y_t = \frac{(1 - \delta_1 B)}{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3 + w_2 B^4)} x_t + \frac{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)}{(1 - \theta B)} a_t$
 (d) $(1 - \theta B)y_t = \frac{(1 - \delta_1 B)}{(\omega_0 B^2 + w_1 B^3 + w_2 B^4)} x_t + (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)a_t$

Justificación:

79. Dado el siguiente modelo de función de transferencia, $y_t = \frac{w_0 L - w_1 L^2}{1 - \delta L} x_t + u_t$, donde u_t es ruido blanco, y $|\delta| < 1$. El coeficiente asociado al segundo retardo de la función de respuesta al impulso es:

- (a) 0.0

- (b) No es posible calcular el modelo pedido
- (c) $w_0\delta - w_1$
- (d) $w_0\delta^3 - w_1\delta^5$

Justificación:

80. El modelo de corrección de error entre dos series temporales y_t y x_t
- (a) sólo posee sentido si las series están cointegradas
 - (b) sólo se plantea cuando los residuos de una regresión entre ambas series son un proceso I(1)
 - (c) sólo se plantea cuando los residuos de una regresión entre ambas series poseen autocorrelación
 - (d) independientemente de la relación entre ambas series el modelo de corrección del error no tiene sentido

Justificación:

81. La función de correlación cruzada sirve para
- (a) Identificar la función de respuesta al impulso y el modelo del ruido.
 - (b) Identificar sólo el modelo del ruido
 - (c) Identificar la función de respuesta al impulso.
 - (d) Identificar la correlación entre una serie y su pasado.

Justificación:

82. Sea FDD_t la variable número de grados centígrados por debajo de cero en un cierto mes t y sea TV_P_t la tasa de variación del precio del zumo de naranja concentrado en el mes t . Se ha estimado la siguiente ecuación con datos desde enero de 1950 (1950:1) hasta diciembre de 2000 (2000:12) para el estado de Florida (EEUU),

$$\widehat{TV_P}_t = -0.65 + 0.47 FDD_t + 0.14 FDD_{t-2}.$$

(0.23)
(0.14)
(0.08)

Entonces,

- (a) El multiplicador instantáneo es -0.65
- (b) El multiplicador instantáneo es 0.47
- (c) El multiplicador instantáneo es 0.14
- (d) El multiplicador instantáneo es 0.47+0.14

Justificación:

83. Si $x_t \sim I(1)$ y $y_t - \alpha x_t \sim I(0)$, entonces

- (a) $y_t \sim I(2)$
- (b) $y_t \sim I(0)$
- (c) $y_t \sim I(1)$
- (d) $y_t \sim I(3)$

Justificación:

84. Sea $Y_t \sim I(1)$ y $(X_t, Z_t) \sim CI(2, 1)$. Definir $U_t = X_t - \lambda Z_t$. Entonces,

- (a) $U_t \sim I(1)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(1)$;
- (b) $U_t \sim I(1)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(0)$;
- (c) $U_t \sim I(0)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(1)$;
- (d) $U_t \sim I(0)$ y $(Y_t - \xi U_t) \sim I(0)$.

Justificación:

85. La representación $\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix}$, donde $\begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix} \sim iid \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$; $t = 1, \dots, T$, puede escribirse como $Y = X\beta + U$ en donde Y es $2T \times 1$ y X es diagonal $2T \times 2K$. Entonces, $K =$

- (a) 1;
- (b) 2;
- (c) 3;
- (d) 4.

Justificación:
