

Parcial II series de tiempo
Pontificia Universidad Javeriana

1. La matriz de autocovarianza C_3 del vector de errores e_t para $t = 1, \dots, T$ de un VAR(2) con $m = 2$ esta dada por:
 - a. $\frac{1}{T-3} \sum_{t=4}^T \begin{pmatrix} e_{1t}e_{1t-3} & e_{1t}e_{2t-3} \\ e_{2t}e_{1t-3} & e_{2t}e_{2t-3} \end{pmatrix}$
 - b. $\frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^T \begin{pmatrix} e_{1t}e_{1t-2} & e_{1t}e_{2t-2} \\ e_{2t}e_{1t-2} & e_{2t}e_{2t-2} \end{pmatrix}$
 - c. $\frac{1}{T-5} \sum_{t=6}^T \begin{pmatrix} e_{1t}e_{1t-3} & e_{1t}e_{2t-3} \\ e_{2t}e_{1t-3} & e_{2t}e_{2t-3} \end{pmatrix}$
 - d. $\frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \begin{pmatrix} e_{1t}e_{1t-3} & e_{1t}e_{2t-3} \\ e_{2t}e_{1t-3} & e_{2t}e_{2t-3} \end{pmatrix}$
 - e. Ninguna de las anteriores
2. En el SVAR $\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0.25 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.25 & 0.5 \\ 0.05 & 0.25 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}$ la respuesta de x_{2t} en $t = 2$ ante un impulso unitario en e_{1t} es:
 - a. 0.08125
 - b. 0.05
 - c. -0.04375
 - d. 0.375
 - e. -0.08125
 - f. -0.0125
 - g. Ninguna de las anteriores
3. Si en el VMA(∞) $x_t = \Psi_0 \xi_t + \Psi_1 \xi_{t-1} + \dots$ se tiene que la matriz $P = I_2$, $B_i = A^i$ y $A = \begin{pmatrix} 0.5 & 1 \\ 0.5 & 1 \end{pmatrix}$. ¿Cuál es el valor de la varianza del error de pronóstico de la primera variable para $n = 2$?
 - a. 0.25
 - b. 0.5
 - c. 1
 - d. 1.25
 - e. 1.75
 - f. 2
 - g. 2.25
 - h. Ninguna
4. Si en un modelo GARCH(p,q) la ecuación de media condicional está mal especificada los errores estandarizados presentarán:
 - a. Homocedasticidad
 - b. Media cero
 - c. Excesos de curtosis con respecto a la normal
 - d. Autocorrelación
 - e. Todas las anteriores
 - f. Ninguna de las anteriores
5. En el modelo $GARCH - M$ $y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 \sigma_t^2 + e_t$ y $\sigma_t^2 = \beta_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_1 e_{t-1}^2$ el valor esperado de y_t es igual a:
 - a. $\frac{\gamma_2 \beta_0}{(1-\gamma_1)(1-\alpha_1-\beta_1)}$
 - b. $\frac{\gamma_2(1-\alpha_1-\beta_1)}{(1-\gamma_1)\beta_0}$
 - c. $\frac{\gamma_2}{(1-\alpha_1-\beta_1)}$
 - d. $\frac{1-\alpha_1-\beta_1}{\gamma_2 \beta_0}$
 - e. $\frac{(1-\gamma_1)\beta_0}{(1-\alpha_1-\beta_1)}$
 - f. Ninguna
6. Si se define $x_t = x_{t-1} + e_t$, $y_t = 5x_t + v_t$ y $w_t = 2.5x_t + \eta_t$. Por lo cual al correr una regresión $y_t = \beta_1 w_t + z_t$ sus residuales son estacionarios. ¿Cuál es el valor de β_1 ?
 - a. 0.5
 - b. 12.5
 - c. 0.08
 - d. 2
 - e. 0
 - f. 1
 - g. Ninguna
7. Suponga que dos variables estacionarias se encuentran determinadas por el siguiente modelo $VAR(P)$.

$$\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.25 & 0.4 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0.25 & 0.1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-2} \\ x_{2t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}$$

Donde $E(e_t e_t') = \Sigma_e = I$. Si se genera un impulso unitario en el momento $t = 1$ a las innovaciones de x_{1t} entonces la variable x_{2t} tendrá una respuesta diferente de cero desde el momento:

- a. $t = 0$
- b. $t = 1$
- c. $t = 2$
- d. $t = 3$
- e. $t = 4$
- f. La variable x_{2t} no responde al impulso

8. Si se define un modelo $VAR(1)$ con $m = 3$ de la forma $x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$ donde $E(e_t e_t') = \Sigma_e$ y cuya matriz de varianza covarianza de los residuales no es diagonal. Por lo cual se plantea un modelo $SVAR(1)$ de la forma $KA(L)x_t = Ke_t$, donde las matrices K y x_t están dadas por:

$$K = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ k_{21} & 1 & 0 \\ k_{31} & k_{32} & 1 \end{pmatrix} x_t = \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{pmatrix}$$

Entonces las ecuaciones del $SVAR$ estarán dadas por:

- $x_{1t} = a_{0,1}^* - k_{31}x_{2t} - k_{32}x_{3t} + a_{1,11}^*x_{1t-1} + a_{1,12}^*x_{2t-1} + a_{1,13}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{1t}$
 $x_{2t} = a_{0,2}^* - k_{21}x_{1t} + a_{1,21}^*x_{1t-1} + a_{1,22}^*x_{2t-1} + a_{1,23}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{2t}$
 $x_{3t} = a_{0,3}^* + a_{1,31}^*x_{1t-1} + a_{1,32}^*x_{2t-1} + a_{1,33}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{3t}$
 - $x_{1t} = a_{0,1}^* + a_{1,11}^*x_{1t-1} + a_{1,12}^*x_{2t-1} + a_{1,13}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{1t}$
 $x_{2t} = a_{0,2}^* - k_{21}x_{1t} + a_{1,21}^*x_{1t-1} + a_{1,22}^*x_{2t-1} + a_{1,23}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{2t}$
 $x_{3t} = a_{0,3}^* - k_{31}x_{1t} - k_{32}x_{2t} + a_{1,31}^*x_{1t-1} + a_{1,32}^*x_{2t-1} + a_{1,33}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{3t}$
 - $x_{1t} = a_{0,1}^* + a_{1,11}^*x_{1t-1} + a_{1,12}^*x_{2t-1} + a_{1,13}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{1t}$
 $x_{2t} = a_{0,2}^* + a_{1,21}^*x_{1t-1} + a_{1,22}^*x_{2t-1} + a_{1,23}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{2t}$
 $x_{3t} = a_{0,3}^* + a_{1,31}^*x_{1t-1} + a_{1,32}^*x_{2t-1} + a_{1,33}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{3t}$
 - $x_{1t} = a_{0,1}^* + a_{1,11}^*x_{1t-1} + a_{1,12}^*x_{2t-1} + a_{1,13}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{1t}$
 $x_{2t} = a_{0,2}^* + k_{21}x_{1t} + a_{1,21}^*x_{1t-1} + a_{1,22}^*x_{2t-1} + a_{1,23}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{2t}$
 $x_{3t} = a_{0,3}^* + k_{31}x_{1t} + k_{32}x_{2t} + a_{1,31}^*x_{1t-1} + a_{1,32}^*x_{2t-1} + a_{1,33}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{3t}$
 - $x_{1t} = a_{0,1}^* + k_{31}x_{2t} + k_{32}x_{3t} + a_{1,11}^*x_{1t-1} + a_{1,12}^*x_{2t-1} + a_{1,13}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{1t}$
 $x_{2t} = a_{0,2}^* + k_{21}x_{1t} + a_{1,21}^*x_{1t-1} + a_{1,22}^*x_{2t-1} + a_{1,23}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{2t}$
 $x_{3t} = a_{0,3}^* + a_{1,31}^*x_{1t-1} + a_{1,32}^*x_{2t-1} + a_{1,33}^*x_{3t-1} + \varepsilon_{3t}$
 - Ninguna de las anteriores
9. En un modelo $SVAR(p)$ de la forma KC los errores estructurales se encuentran dados por $\varepsilon_t = C^{-1}Ke_t$, entonces la matriz de varianza covarianza de los errores del $VAR(p)$ esta dada por:
- $C^{-1}KK'C^{-1'}$
 - $C^{-1}KK'C^{-1}$
 - $K^{-1}CC'K^{-1'}$
 - $K^{-1}CC'K^{-1}$
 - Ninguna de las anteriores
10. Usted desea probar relaciones de causalidad de Granger entre x_{2t} y x_{1t} . Estas dos variables se encuentran determinadas por el siguiente $VAR(P)$. Por lo cual:

$$\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0.1 \\ 0 & 0.3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-2} \\ x_{2t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.5 & 0.3 \\ 0 & 0.4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-2} \\ x_{2t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}$$

- x_{2t} no causa Granger a x_{1t}
 - Existe causalidad Granger bidireccional
 - x_{2t} causa Granger a x_{1t}
 - No puede determinarse con esta información
 - Ninguna de las anteriores
11. Sea $y_t = XB + e_t$ donde e_t presenta heterocedasticidad de la forma GARCH(3,1) dada por la expresión $\sigma_t^2 = 2 + 0.2\sigma_{t-1}^2 + 0.4\sigma_{t-3}^2 + 0.2e_t^2$. Por lo cual la varianza incondicional de la serie será igual a:
- 12
 - 1.2
 - 2.8
 - 2.4
 - 2
 - 0.1
 - Ninguna de las anteriores
12. Suponga que una serie de tiempo se encuentra determinada por $x_t = 5 + 0.3x_{t-1} + 0.4x_{t-2} + e_t$. Usted realiza erróneamente la estimación de los coeficientes del modelo $x_t = c + \alpha_1 x_{t-1} + \eta_t$, realiza la prueba de efectos ARCH sobre η_t^2 y encuentra que η_t es heterocedastico condicional, por lo cual:
- El termino e_t tendrá varianza variante en el tiempo
 - El termino e_t tendrá varianza constante en el tiempo
 - El termino η_t será no autocorrelacionado
 - El termino η_t será autocorrelacionado
 - Ninguna de las anteriores

13. La serie de tiempo $x_t = e_t + e_{t-2}$ es:

- a. $I(0)$ b. $I(1)$ c. $I(2)$ d. $I(3)$ e. Ninguna de las anteriores

14. Sea $x_t = x_{t-1} + e_t^2$ donde $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$. El valor esperado de x_t será igual a:

- a. x_0 b. tx_0 c. $x_0 + t\sigma^2$ d. $x_0 + \sigma^2$ e. $x_0 + t$ f. Ninguna de las anteriores