3.Haga una simulación de un modelo VARMA(2,1)

Se carga la libreria

library(MTS)

Se establecen los parametros del modelo VARMA(2,1), que tiene la forma:

p1=matrix(c(.816,-1.116,-.623,1.074),2,2)  
p2=matrix(c(-.643,.615,.592,-.133),2,2)  
phi=cbind(p1,p2)  
t1=matrix(c(0,-.801,-1.248,0),2,2)  
Sig=matrix(c(4,2,2,5),2,2)

Cuyos parametros son:

1. Genere 500 muestras del modelo VARMA(2,1).

Se establece una semilla para que sea posible replicar los resultados de la simulación, esta simulación se lleva a cabo con 500 muestras.

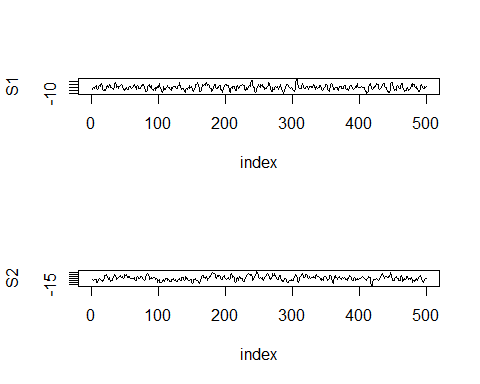
set.seed(123)  
m1=VARMAsim(500,arlags=c(1,2),malags=c(1),phi=phi,  
 theta=t1,sigma=Sig)

A continuación se extraen los valores de las series calculadas por la simulación.

zt = m1$series

Luego de esto se visualizan las series simuladas.

par(mfrow=c(2,1))  
plot(zt[,1],type="l",xlab="index",ylab="S1")  
plot(zt[,2],type="l",xlab="index",ylab="S2")



1. Ajuste el modelo VARMA(2,1))

Para ajustar el modelo VARMA utilizamos el siguiente comando. Donde es el orden del modelo autoregresivo y es el orden del modelo de promedio móvil.

m2 = VARMA(zt,p=2,q=1)

## Number of parameters: 14   
## initial estimates: 0.044 0.047 0.8812 -0.4603 -0.6048 0.4338 -1.1538 1.1059 0.6403 -0.175 -0.1188 1.0655 0.7111 0.0039   
## Par. lower-bounds: -0.1469 -0.1637 0.7628 -0.5948 -0.731 0.3179 -1.2845 0.9573 0.5009 -0.3029 -0.2772 0.9018 0.5362 -0.1769   
## Par. upper-bounds: 0.2348 0.2577 0.9996 -0.3257 -0.4785 0.5497 -1.0231 1.2545 0.7797 -0.047 0.0396 1.2292 0.886 0.1847   
## Final Estimates: -0.02464951 -0.02234764 0.7976173 -0.5816991 -0.6221856 0.5497242 -1.222008 1.098673 0.6872336 -0.1584941 0.03963374 1.150714 0.825841 -0.008606726   
##   
## Coefficient(s):  
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)   
## [1,] -0.024650 0.179965 -0.137 0.8911   
## [2,] -0.022348 0.150164 -0.149 0.8817   
## [3,] 0.797617 0.095762 8.329 < 2e-16 \*\*\*  
## [4,] -0.581699 0.104687 -5.557 2.75e-08 \*\*\*  
## [5,] -0.622186 0.117103 -5.313 1.08e-07 \*\*\*  
## [6,] 0.549724 0.080537 6.826 8.75e-12 \*\*\*  
## [7,] -1.222008 0.075164 -16.258 < 2e-16 \*\*\*  
## [8,] 1.098673 0.087665 12.533 < 2e-16 \*\*\*  
## [9,] 0.687234 0.097231 7.068 1.57e-12 \*\*\*  
## [10,] -0.158494 0.063948 -2.478 0.0132 \*   
## [11,] 0.039634 0.095627 0.414 0.6785   
## [12,] 1.150714 0.106489 10.806 < 2e-16 \*\*\*  
## [13,] 0.825841 0.074845 11.034 < 2e-16 \*\*\*  
## [14,] -0.008607 0.095364 -0.090 0.9281   
## ---  
## Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
## ---   
## Estimates in matrix form:   
## Constant term:   
## Estimates: -0.02464951 -0.02234764   
## AR coefficient matrix   
## AR( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] 0.798 -0.582  
## [2,] -1.222 1.099  
## AR( 2 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] -0.622 0.550  
## [2,] 0.687 -0.158  
## MA coefficient matrix   
## MA( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] -0.0396 -1.15071  
## [2,] -0.8258 0.00861  
##   
## Residuals cov-matrix:   
## [,1] [,2]  
## [1,] 3.915255 1.952316  
## [2,] 1.952316 5.268900  
## ----   
## aic= 2.878423   
## bic= 2.996432

Al ajustar nuestro modelo tenemos que esta dado por:

Podemos ver con claridad que las diferencias entre las matrices , , y son minimas, por lo que se puede hablar que existe un buen ajuste del modelo

1. Escriba los modelos ajustados

Haciendo uso del comando **refVARMA** se refinara el modelo haciendo a todos aquellos parámetros no significativos (inferiores) para un umbral de . Este modelo se refinara multiples veces para verificar la calidad del mismo mediante el uso de los criterios de información y .

m2a = refVARMA(m2,thres=0.8)

## Number of parameters: 10   
## initial estimates: 0.7976 -0.5817 -0.6222 0.5497 -1.222 1.0987 0.6872 -0.1585 1.1507 0.8258   
## Par. lower-bounds: 0.6061 -0.7911 -0.8564 0.3887 -1.3723 0.9233 0.4928 -0.2864 0.9377 0.6762   
## Par. upper-bounds: 0.9891 -0.3723 -0.388 0.7108 -1.0717 1.274 0.8817 -0.0306 1.3637 0.9755   
## Final Estimates: 0.8183532 -0.6335804 -0.6677967 0.5923068 -1.183326 1.084903 0.6466335 -0.1499602 1.212943 0.7742532   
##   
## Coefficient(s):  
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)   
## 0.81835 0.02829 28.924 < 2e-16 \*\*\*  
## -0.63358 0.09837 -6.441 1.19e-10 \*\*\*  
## -0.66780 0.06805 -9.813 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.59231 0.08416 7.038 1.95e-12 \*\*\*  
## -1.18333 0.06239 -18.967 < 2e-16 \*\*\*  
## 1.08490 0.03267 33.208 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.64663 0.05535 11.683 < 2e-16 \*\*\*  
## -0.14996 0.02668 -5.620 1.91e-08 \*\*\*  
## 1.21294 0.10116 11.990 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.77425 0.06497 11.916 < 2e-16 \*\*\*  
## ---  
## Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
## ---   
## Estimates in matrix form:   
## Constant term:   
## Estimates: 0 0   
## AR coefficient matrix   
## AR( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] 0.818 -0.634  
## [2,] -1.183 1.085  
## AR( 2 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] -0.668 0.592  
## [2,] 0.647 -0.150  
## MA coefficient matrix   
## MA( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] 0.000 -1.21  
## [2,] -0.774 0.00  
##   
## Residuals cov-matrix:   
## [,1] [,2]  
## [1,] 3.946365 1.966623  
## [2,] 1.966623 5.275611  
## ----   
## aic= 2.870379   
## bic= 2.954671

El modelo refinado **m2a** del modelo **m1** con , por lo cual todos los coeficientes que tengan un menor a serán reducidos a esta dado por:

m2b = refVARMA(m2a,thres=1)

## Number of parameters: 10   
## initial estimates: 0.8184 -0.6336 -0.6678 0.5923 -1.1833 1.0849 0.6466 -0.15 1.2129 0.7743   
## Par. lower-bounds: 0.7618 -0.8303 -0.8039 0.424 -1.3081 1.0196 0.5359 -0.2033 1.0106 0.6443   
## Par. upper-bounds: 0.8749 -0.4368 -0.5317 0.7606 -1.0586 1.1502 0.7573 -0.0966 1.4153 0.9042   
## Final Estimates: 0.8183533 -0.6335805 -0.6677967 0.5923064 -1.183326 1.084903 0.6466338 -0.1499607 1.212943 0.7742531   
##   
## Coefficient(s):  
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)   
## 0.81835 0.02829 28.924 < 2e-16 \*\*\*  
## -0.63358 0.09838 -6.440 1.19e-10 \*\*\*  
## -0.66780 0.06805 -9.813 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.59231 0.08416 7.038 1.95e-12 \*\*\*  
## -1.18333 0.06239 -18.967 < 2e-16 \*\*\*  
## 1.08490 0.03267 33.208 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.64663 0.05535 11.683 < 2e-16 \*\*\*  
## -0.14996 0.02668 -5.620 1.91e-08 \*\*\*  
## 1.21294 0.10116 11.990 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.77425 0.06497 11.916 < 2e-16 \*\*\*  
## ---  
## Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
## ---   
## Estimates in matrix form:   
## Constant term:   
## Estimates: 0 0   
## AR coefficient matrix   
## AR( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] 0.818 -0.634  
## [2,] -1.183 1.085  
## AR( 2 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] -0.668 0.592  
## [2,] 0.647 -0.150  
## MA coefficient matrix   
## MA( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] 0.000 -1.21  
## [2,] -0.774 0.00  
##   
## Residuals cov-matrix:   
## [,1] [,2]  
## [1,] 3.946365 1.966622  
## [2,] 1.966622 5.275611  
## ----   
## aic= 2.870379   
## bic= 2.954671

El modelo refinado **m2b** del modelo **m2a** con esta dado por:

m2c = refVARMA(m2b,thres=1)

## Number of parameters: 10   
## initial estimates: 0.8184 -0.6336 -0.6678 0.5923 -1.1833 1.0849 0.6466 -0.15 1.2129 0.7743   
## Par. lower-bounds: 0.7618 -0.8303 -0.8039 0.424 -1.3081 1.0196 0.5359 -0.2033 1.0106 0.6443   
## Par. upper-bounds: 0.8749 -0.4368 -0.5317 0.7606 -1.0586 1.1502 0.7573 -0.0966 1.4153 0.9042   
## Final Estimates: 0.8183533 -0.6335805 -0.6677967 0.5923064 -1.183326 1.084903 0.6466338 -0.1499607 1.212943 0.7742531   
##   
## Coefficient(s):  
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)   
## 0.81835 0.02829 28.924 < 2e-16 \*\*\*  
## -0.63358 0.09837 -6.440 1.19e-10 \*\*\*  
## -0.66780 0.06805 -9.813 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.59231 0.08416 7.038 1.95e-12 \*\*\*  
## -1.18333 0.06239 -18.967 < 2e-16 \*\*\*  
## 1.08490 0.03267 33.208 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.64663 0.05535 11.683 < 2e-16 \*\*\*  
## -0.14996 0.02668 -5.620 1.91e-08 \*\*\*  
## 1.21294 0.10116 11.990 < 2e-16 \*\*\*  
## 0.77425 0.06497 11.916 < 2e-16 \*\*\*  
## ---  
## Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
## ---   
## Estimates in matrix form:   
## Constant term:   
## Estimates: 0 0   
## AR coefficient matrix   
## AR( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] 0.818 -0.634  
## [2,] -1.183 1.085  
## AR( 2 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] -0.668 0.592  
## [2,] 0.647 -0.150  
## MA coefficient matrix   
## MA( 1 )-matrix   
## [,1] [,2]  
## [1,] 0.000 -1.21  
## [2,] -0.774 0.00  
##   
## Residuals cov-matrix:   
## [,1] [,2]  
## [1,] 3.946365 1.966622  
## [2,] 1.966622 5.275611  
## ----   
## aic= 2.870379   
## bic= 2.954671

El modelo refinado **m2c** del modelo **m2b** con esta dado por:

**Tabla comparativa de los criterios de información de los modelos VARMA(2,1)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Modelo | AIC | BIC | Umbral |
| m1 | 2.87 | 2.99 | Sin refinar |
| m2a | 2.87 | 2.95 | 0.8 |
| m2b | 2.87 | 2.95 | 1 |
| m2c | 2.87 | 2.95 | 1 |

Esta tabla nos permite apreciar que no existe ningún cambio en los valores de las matrices , , y ,pues el **thres=1** establecido es muy bajo y todos los valores para el modelo refinado son significativos, por lo que no tiene sentido incrementarlo. No obstante los criterios de información muestran que existe una pequeña diferencia entre el modelo **refinado** y el **no refinado** como lo muestra la ecuación estimada del modelo **VARMA** y el criterio

1. Interprete la FACE de los residuos.

Para calcular el FACE se calcula la matrices de correlación cruzada extendidas y la tabla asociada de dos vías de valores p de las estadísticas Ljung-Box de nuestra serie simulada.Donde es el orden máximo del orden **AR** y es el orden máximo del orden **MA**.

zt=m1$series  
m2=Eccm(zt,maxp=5,maxq=6)

## p-values table of Extended Cross-correlation Matrices:   
## Column: MA order   
## Row : AR order   
## 0 1 2 3 4 5 6  
## 0 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000  
## 1 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0002 0.0044  
## 2 0.0000 0.9478 0.8493 0.3954 0.9369 0.4122 0.9717  
## 3 0.0000 0.9187 0.6528 0.8545 0.0947 0.9520 0.9931  
## 4 0.0002 0.9283 0.9815 0.9081 1.0000 0.8287 0.8726  
## 5 0.0009 0.1516 0.9998 1.0000 0.9835 0.9983 0.9964

**Tabla de comportamiento asintótico de valores p de dos vías para una serie temporal VARMA(2,1) de dos dimensiones del modelo**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| orden AR | orden MA |  |  |  |  |  |  |
| p | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 0 | X | X | X | X | X | X | X |
| 1 | X | X | X | X | X | X | X |
| 2 | X | O | O | O | O | O | O |
| 3 | X | O | O | O | O | O | O |
| 4 | X | O | O | O | O | O | O |
| 5 | X | O | O | O | O | O | O |

Esta tabla muestra el patrón asintótico del modelo VARMA(2,1), donde de nota un valor significativo y un valor no significativo. Se aprecia con claridad que el modelo es un **VARMA(2,1)**, pues los valores significativos de para los procesos **AR** ocupan las primeras 2 filas y los valores significativos del proceso **MA** ocupan la primera columna, es decir que el primer o valor no significativo se encuentra en la fila columna .

Si este proceso se repite sobre los residuales de uno del modelo refinado.

rsd <- m2a$residuals  
Eccm(rsd, maxp = 5, maxq = 6)

## p-values table of Extended Cross-correlation Matrices:   
## Column: MA order   
## Row : AR order   
## 0 1 2 3 4 5 6  
## 0 0.8861 0.7994 0.6640 0.6613 0.5807 0.5252 0.5194  
## 1 0.9251 0.8114 0.4400 0.4058 0.4845 0.1684 0.7946  
## 2 0.9568 0.6952 0.6685 0.6592 0.9291 0.8471 0.7917  
## 3 0.9922 0.8429 0.8698 0.6703 0.9294 0.8077 0.8480  
## 4 0.9989 0.9858 0.9991 0.9812 0.4109 0.3910 0.7628  
## 5 0.9999 0.9679 0.9999 0.9936 0.6510 0.4906 0.6510

Donde se ve evidencia no existe una correlación entre los residuales, pues todos los valores no son significativos al ser ellos mayores que , es decir los residuales son independientes entre sí.

**Tabla de comportamiento asintótico de valores p de dos vías para una serie temporal VARMA(2,1) de dos dimensiones de los residuales**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| orden AR | orden MA |  |  |  |  |  |  |
| p | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 0 | O | O | O | O | O | O | O |
| 1 | O | O | O | O | O | O | O |
| 2 | O | O | O | O | O | O | O |
| 3 | O | O | O | O | O | O | O |
| 4 | O | O | O | O | O | O | O |
| 5 | O | O | O | O | O | O | O |