

SUPONGAMOS QUE TENEMOS UN PROCESO AR(1)

$$Z_t = \phi Z_{t-1} + a_t; \quad \{a_t\} \sim WN(0, \sigma_a^2)$$

SE SABE QUE $\rho_k = \phi^{|k|}$; $k = 0, 1, 2, \dots$

SUPONGAMOS QUE QUEREMOS CUANTIFICAR LA DEPENDENCIA ENTRE Z_t Y Z_{t-2} MANTENIENDO FIJO Z_{t-1} , ENTONCES REQUERIMOS UNA AUTOCORRELACIÓN QUE NO DEPENDE Z_{t-1}

$\rho_{02.1}$: CORRELACION ENTRE Z_t Y Z_{t-2} DADO Z_{t-1}

$$\rho_{ABC} = \frac{r_{AB} - r_{AC} r_{BC}}{\sqrt{1 - r_{AC}^2} \sqrt{1 - r_{BC}^2}} \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{COEFICIENTE} \\ \text{DE CORRELACIÓN} \\ \text{PARCIAL} \end{array} \right.$$

DE AQUÍ QUE

$$\rho_{02.1} = \frac{\rho_{02} - \rho_{01} \rho_{21}}{\sqrt{1 - \rho_{01}^2} \sqrt{1 - \rho_{12}^2}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} = \frac{\phi^2 - \phi^2}{1 - \phi^2} = 0$$

$$\rho_{02} = \text{Corr}(X_t, X_{t+2}) = \rho_2$$

$$\rho_{01} = \text{Corr}(X_t, X_{t+1}) = \rho_1$$

$$\rho_{12} = \text{Corr}(X_{t+1}, X_{t+2}) = \rho_1$$

DEFINAMOS LA FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARCIAL FACP

$$\phi_{11} = \text{Corr}(Z_t, Z_{t+1}) = \rho_1$$

$$\phi_{22} = \text{Corr}(Z_t, Z_{t+2} | Z_{t+1})$$

$$\phi_{33} = \text{Corr}(Z_t, Z_{t+3} | Z_{t+1}, Z_{t+2})$$

:

$$\phi_{pp} = \text{Corr}(Z_t, Z_{t+p} | Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+p-1}) ; p=0,1, \dots$$

Las autocorrelaciones parciales se pueden obtener considerando un modelo de regresión, donde la variable Z_{t+p} se reemplaza en "p" variables: $Z_{t+p-1}, Z_{t+p-2}, \dots, Z_t$, usando las ecuaciones de Yule-Walker se obtiene

$$\phi_{11} = \rho_1 ; \quad \phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

$$\phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} , \dots ,$$

$$\Phi_{PP} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{p-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & & \rho_{p-3} & \rho_2 \\ & & & & & \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \rho_{p-3} & & \rho_1 & \rho_p \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{p-2} & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & & \rho_{p-3} & \rho_{p-2} \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & & \rho_{p-4} & \rho_{p-3} \\ & & & & & \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \rho_{p-3} & & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}}$$

Nota En los procesos
 $\Delta R(p)$ se cumple que
 $\phi_{ii} = 0 ; i > p$

RECUERDE QUE EN LA PRÁCTICA NO CONOCEREMOS EL MODELO
 ARIMA DEL CUAL PROVIENE LA SERIE DE TIEMPO, ENTONCES
 NECESITAMOS CALCULAR LOS ESTIMADORES DE LAS AUTOCORRELACIONES
 PARCIALES Y UNA PRUEBA DE SIGNIFICANCIA PARA OBTENER
 INFORMACIÓN SOBRE LOS VALORES DE LAS AUTOCORRELACIONES PARCIALES
 TEÓRICAS

UNA APROXIMACIÓN QUE SUGIERE GUENODIER (1949) INDICA QUE
 UN PROCESO $\Delta R(p)$ TIENE AUTOCORRELACIONES PARCIALES
 MUESTRALES DISTRIBUIDAS DE LA SIG. FORMA

$$E(\hat{\phi}_{ii}) = \phi_{ii} ; \text{Var}(\hat{\phi}_{ii}) = \frac{1}{N-d} \quad i > p$$

Nº TAMAÑO DE LA MUE

Δ · ORDEN DEL PROCESO = INTEGRANDO

Δ PARTIR DE ESTE RESULTADO SE ESTABLECE QUE ϕ_{LL} ES SIGNIFICATIVAMENTE DISTINTO DE CERO (A UN NIVEL DE 0.05) SI EL VALOR CALCULADO DE $\hat{\phi}_{LL}$ SE ENCUENTRA FUERA DEL INTERVALO

$$\pm 2 \sqrt{\text{Var}(\hat{\phi}_{LL})} = \pm 2 / \sqrt{N-d} \quad ; 1\% \text{ P}$$

EJEMPLO: CONSIDERE LA SERIE $\nabla^2 T(IP(t))$ DONDE $T(IP(t))$ CORRESPONDE A LA TRANSFORMACIÓN DE BOX-COX CON $\tau = -0.999$. NOTE QUE ESTA SERIE ES $I(2)$, SUS AUTOCORRELACIONES SIMPLES MUESTRALES SE PRESENTAN A CONTINUACIÓN:

$$\pm 2 / \sqrt{90} = \pm 0.21$$

```
Partial autocorrelations of series 'BoxCoxIPCdiff2', by lag
 0.25  0.50  0.75  1.00  1.25  1.50  1.75  2.00  2.25  2.50  2.75
-0.334 -0.301 -0.128 -0.263 -0.068 -0.099 -0.053 -0.077 -0.047 -0.024  0.071
 3.00  3.25  3.50  3.75  4.00  4.25  4.50  4.75
 0.004  0.064 -0.148  0.005 -0.046  0.014  0.016  0.031
```

Series BoxCoxIPCdiff2

