

Solution série3 de S.C: Estimation et Prevision

**Ex1:**

I) En cours, nous avons appris que la signature des modèles *AR* c'est la *FACP* et pour les modèles *MA* c'est la *FAC* donc d'après les données notre modèle est un *MA*, il reste à spécifier l'ordre  $q$ . D'un autre coté, l'intervalle de confiance de nullité de  $\rho$  est

$$IC(\rho_h) = \left[ \pm 1.96 \sqrt{\frac{1}{n}} \right],$$

où  $n$  est la taille de l'échantillon. Donc puisque  $n = 100$ , on a

$$IC(\rho_h) = [-0.19, 0.19].$$

On remarque que pour  $h = 1, 2 : \rho_h \notin IC(\rho_h)$  donc  $\rho_h \neq 0$  et pour  $h > 2, \rho_h \in IC(\rho_h)$  d'où  $\rho_h = 0$ . Alors le modèle approprié est *MA*(2).

II) Même raisonnement que (I):  $n = 60, IC(\rho_h) = [-0.25, 0.25]$ , on remarque que pour  $h = 1, \dots, 8, \rho_h \neq 0$  donc la décroissance est très lente vers zéro qui est la signature des processus non stationnaires. On passe à la série de différence d'ordre 1:  $\Delta X_t$ , on a  $\forall h, \rho_h = 0$  et  $\hat{\varphi}_{hh} = 0$ . Finalement, on identifie le modèle: *ARIMA*(0, 1, 0)

**Ex2:**

I)  $X_t \sim AR(1)$  : Nous savons que  $\varphi_{11} = \rho_1 \implies \hat{\varphi}_{11} = \hat{\rho}_1$

$$\hat{\rho}_1 = \frac{\sum_{t=2}^8 (X_t - \hat{\mu})(X_{t-1} - \hat{\mu})}{\sum_{t=1}^8 (X_t - \hat{\mu})^2}$$

avec

$$\hat{\mu} = \frac{1}{8} \sum_{t=1}^8 X_t = 2.5, \sum_{t=1}^8 (X_t - \hat{\mu})^2 = 93.27$$

et

$$\sum_{t=2}^8 (X_t - \hat{\mu})(X_{t-1} - \hat{\mu}) = -25.09$$

donc  $\hat{\varphi}_{11} = \frac{-25.09}{93.27} = -0.269$ .

II)  $X_t \sim MA(1) \implies X_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$  avec  $\varepsilon_t \sim BB(0, \sigma^2)$ . On voudrait estimer les paramètres  $\theta$  et  $\sigma^2$  par la méthode des moments en supposant que  $|\rho_1| < \frac{1}{2}$ . La première chose à faire est d'utiliser l'information qui est donné c.à.d chercher la formule théorique de  $\rho_1$ . Nous avons

$$\begin{cases} \gamma_0 = (1 + \theta^2) \sigma^2 \\ \gamma_1 = -\theta \sigma^2 \end{cases}$$

d'où

$$\rho_1 = \frac{-\theta}{1 + \theta^2} \implies \rho_1 \theta^2 + \theta + \rho_1 = 0, \Delta = 1 - 4\rho_1^2$$

avec l'hypothèse qui est faite on a  $\Delta > 0$ , d'où les solutions

$$\hat{\theta} = \frac{-1 + \sqrt{1 - 4\rho_1^2}}{2\rho_1} \text{ et } \hat{\theta}^* = \frac{-1 - \sqrt{1 - 4\rho_1^2}}{2\rho_1}$$

on choisit la solution qui rend le modèle inversible c.à.d  $|\theta| < 1$ , pour estimer  $\sigma^2$ , il suffit de remplacer  $\hat{\theta}$  dans la formule de  $\hat{\gamma}_0$  ou  $\hat{\gamma}_1$ .

**Ex3:**

I) a)  $X_t \sim AR(2) \implies X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \varepsilon_t$ . On va estimer les paramètres par la méthode des moments. On a

$$\begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \end{pmatrix}$$

d'où

$$\begin{pmatrix} \hat{\varphi}_1 \\ \hat{\varphi}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \end{pmatrix}$$

b) On a  $\hat{\gamma}_0 = 6.06, \hat{\rho}_1 = 0.687, \hat{\rho}_2 = 0.610$ . En appliquant a):

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \hat{\varphi}_1 \\ \hat{\varphi}_2 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 1 & 0.687 \\ 0.687 & 1 \end{pmatrix}^{-1} \times \begin{pmatrix} 0.687 \\ 0.610 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 0.50 \\ 0.26 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Pour  $\sigma^2$ , on rappelle que  $\gamma_0 = \varphi_1 \gamma_1 + \varphi_2 \gamma_2 + \sigma^2 \implies \hat{\sigma}^2 = \hat{\gamma}_0 (1 - \hat{\varphi}_1 \hat{\rho}_1 - \hat{\varphi}_2 \hat{\rho}_2)$  d'où  $\hat{\sigma}^2 = 4.43$ .

II) De la même manière, on trouve  $\begin{pmatrix} \hat{\varphi}_1 \\ \hat{\varphi}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.46 \\ -0.72 \end{pmatrix}$  et  $\hat{\sigma}^2 = 1.19$ .

-L'intervalle de confiance de  $\varphi_2$  au niveau  $\alpha = 0.05$  est  $IC(\varphi_2) = [\hat{\varphi}_2 \pm 1.96 \sqrt{Var(\hat{\varphi}_2)}]$ , on doit calculer la variance:

La distribution asymptotique des coefficients est

$$\sqrt{n} \left( \begin{pmatrix} \hat{\varphi}_1 \\ \hat{\varphi}_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \end{pmatrix} \right) \xrightarrow{d} N(0, \sigma^2 \Gamma^{-1})$$

où  $\Gamma$  est la matrice de covariance:  $\Gamma = \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 \\ \gamma_1 & \gamma_0 \end{pmatrix}$ ,

$$\begin{aligned} Var \left( \begin{pmatrix} \hat{\varphi}_1 \\ \hat{\varphi}_2 \end{pmatrix} \right) &= \frac{\hat{\sigma}^2}{n \hat{\gamma}_0} \begin{pmatrix} 1 & \hat{\rho}_1 \\ \hat{\rho}_1 & 1 \end{pmatrix}^{-1} \\ &= \frac{1.19}{144 \times 8.903} \times \begin{pmatrix} 1 & 0.849 \\ 0.849 & 1 \end{pmatrix}^{-1} \\ &= \begin{pmatrix} 0.003 & -0.002 \\ -0.002 & 0.003 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

donc  $IC(\varphi_2) = [-0.72 \pm 1.96 \sqrt{0.003}]$