

1 Les processus linéaires généraux

Soit $\{Y_t\}$ une série que est observée et une série de bruit $\{e_t\}$ qui n'est pas observée. Le bruit satisfait les hypothèses classiques.

Nous voudrions écrire $\{Y_t\}$ comme une combinaison linéaire, c'est-à-dire que nous expliquons la série observée par les perturbations aléatoires passées.

$$Y_t = e_t + \psi_1 e_{t-1} + \psi_2 e_{t-2} + \dots \quad (1)$$

Si c'est une somme infinie, conditions spécifiques doivent être placés sur les coefficients pour que la somme soit convergent.

1.1 Example

Soit le cas que 1 soit sur la forme

$$Y_t = e_t + \psi e_{t-1} + \psi^2 e_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} \psi^i e_{t-i} \quad \psi^0 = 1 \quad (2)$$

Ici, la condition pour 2 soit convergent est $|\psi| < 1$

- $\mathbb{E}(Y_t) = 0$
- $Var(Y_t) = \frac{\sigma_e^2}{1-\psi^2}$
- $Cov(Y_t, Y_{t-1}) = \frac{\psi \sigma_e^2}{1-\psi^2}$ et $Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \frac{\psi^k \sigma_e^2}{1-\psi^2}$
- $Corr(Y_t, Y_{t-1}) = \psi$ et $Corr(Y_t, Y_{t-k}) = \psi^k$

La processus est stationnaire, l'autocovariance ne dépend pas au temps t , seulement à décalage du temps (lag) k

2 Les processus Moyen Mobile (Moving Average) MA(q)

En cas général

$$Y_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (3)$$

Nous appelons le grade (rank) du modèle le plus distant indice q

2.1 Example MA(1)

$$Y_t = e_t - \theta e_{t-1} \quad (4)$$

- $\mathbb{E}(Y_t) = 0$
- $Var(Y_t) = \sigma_e^2(1 + \theta^2)$
- $Cov(Y_t, Y_{t-1}) = -\theta \sigma_e^2$ et $Cov(Y_t, Y_{t-2}) = 0$
- $Corr(Y_t, Y_{t-1}) = \frac{-\theta}{1+\theta^2}$ et $Corr(Y_t, Y_{t-2}) = 0$

Example 1.1 $Y_t = e_t + \psi e_{t-1} + \psi^2 e_{t-2} + \dots$

- $E[Y_t] = E[e_t] + \psi E[e_{t-1}] + \psi^2 E[e_{t-2}] + \dots$ Nous rappelons que $(e_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ bruit blanc $\rightarrow \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad \forall t \geq 0 \quad E(e_t) = 0$ donc on peut écrire quelque soit $t, \dots \quad E(e_t) = E(e_{t-1}) = \dots = 0$

Donc $E[Y_t] = 0$.

- $V(Y_t) = V(e_t) + \psi^2 V(e_{t-1}) + (\psi^2)^2 V(e_{t-2}) + \dots$
 $+ \underbrace{\text{Cov}(e_t, e_{t-1})}_{= 0 \text{ car } (e_i)_i \text{ iid}} + \dots$

$$= \sigma_{e_t}^2 + \psi^2 \sigma_{e_{t-1}}^2 + \dots$$

$$= \sigma^2 (1 + \psi^2 + \dots) \quad \left. \begin{array}{l} \sum_{i=0}^{\infty} \psi^{2i} \rightarrow \frac{1}{1-\psi^2} \end{array} \right\} \frac{\sigma^2}{1-\psi^2}$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_t, Y_{t-1}) &= E[Y_t Y_{t-1}] - E[Y_t] E[Y_{t-1}] \\ &= E[Y_t Y_{t-1}] = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[(e_t + \psi e_{t-1} + \psi^2 e_{t-2} + \dots)(e_{t-1} + \psi e_{t-2} + \psi^2 e_{t-3} + \dots)] &= \\ E[e_t(e_{t-1} + \psi e_{t-2} + \psi^2 e_{t-3} + \dots) + \psi e_{t-1}(e_{t-1} + \psi e_{t-2} + \psi^2 e_{t-3} + \dots) &+ \\ + \psi^2 e_{t-2}(e_{t-1} + \psi e_{t-2} + \psi^2 e_{t-3} + \dots) + \dots] \end{aligned}$$

$E[e_i e_j] = 0 \quad \forall i \neq j \quad E[e_i^2] = \text{Var}(e_i) = \sigma_e^2$

$$\begin{aligned} &= E[\psi e_{t-1}^2 + \psi^3 e_{t-2}^2 + \psi^5 e_{t-3}^2 + \dots] = \psi \sigma_e^2 (1 + \psi^2 + \psi^4 + \dots) \\ &= \psi \sigma_e^2 \frac{1}{1-\psi^2} \end{aligned}$$

$$\text{Corr}(Y_t, Y_{t-1}) = \frac{\text{Cov}(Y_t, Y_{t-1})}{\sqrt{V(Y_t)} \sqrt{V(Y_{t-1})}}$$

$$= \frac{\psi \sigma_\varepsilon^2 \frac{1}{1-\psi^2}}{\sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\psi^2}} \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\psi^2}}} = \frac{\cancel{\psi \sigma_\varepsilon^2} \frac{\cancel{1}}{\cancel{1-\psi^2}}}{\frac{\cancel{\sigma_\varepsilon^2}}{\cancel{1-\psi^2}}} = \psi$$

Example 2

$$Y_t = e_t - \theta e_{t-1}$$

$$\bullet \mathbb{E}[Y_t] = 0$$

$$\begin{aligned} \bullet \text{Var}(Y_t) &= \mathbb{E}[Y_t^2] - \underbrace{\mathbb{E}[Y_t]^2}_{=0} = \mathbb{E}[(e_t - \theta e_{t-1})^2] \\ &= \mathbb{E}[e_t^2 - 2\theta e_t e_{t-1} + \theta^2 e_{t-1}^2] \\ &= \underbrace{\mathbb{E}[e_t^2]}_{=\text{Var}[e_t]} - 2\theta \underbrace{\mathbb{E}[e_t e_{t-1}]}_{=\text{Cov}(e_t, e_{t-1})} + \theta^2 \underbrace{\mathbb{E}[e_{t-1}^2]}_{=\text{Var}[e_{t-1}]} \\ &= \sigma_e^2 + \theta^2 \sigma_e^2 = \sigma_e^2 (1 + \theta^2) \end{aligned}$$

$$\bullet \text{Cov}(Y_t, Y_{t-1}) = \mathbb{E}[Y_t \cdot Y_{t-1}] - \mathbb{E}[Y_t] \cdot \mathbb{E}[Y_{t-1}]$$

$$\text{or } \mathbb{E}[Y_t] = 0 \text{ donc } \mathbb{E}[Y_t] \cdot \mathbb{E}[Y_{t-1}] = 0$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_t, Y_{t-1}) &= \mathbb{E}[Y_t \cdot Y_{t-1}] = \mathbb{E}[(e_t - \theta e_{t-1})(e_{t-1} - \theta e_{t-2})] \\ &= \mathbb{E}[e_t e_{t-1} - \theta e_t e_{t-2} - \theta e_{t-1}^2 + \theta^2 e_{t-1} e_{t-2}] \\ &= \underbrace{\mathbb{E}[e_t e_{t-1}]}_0 - \theta \underbrace{\mathbb{E}[e_t e_{t-2}]}_0 - \theta \underbrace{\mathbb{E}[e_{t-1}^2]}_0 + \theta^2 \underbrace{\mathbb{E}[e_{t-1} e_{t-2}]}_0 \\ &= -\theta \sigma_e^2 \end{aligned}$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-2}) = \underbrace{E[Y_t]}_0 \cdot \underbrace{E[Y_{t-2}]}_0$$

$$= E[(e_t - \theta e_{t-1})(e_{t-2} - \theta e_{t-3})]$$

$$= E[e_t e_{t-2} - \theta e_t e_{t-3} - \theta e_{t-1} e_{t-2} + \theta^2 e_{t-1} e_{t-3}]$$

$$= E[e_t e_{t-2}] - \theta E[e_t e_{t-3}] - \theta E[e_{t-1} e_{t-2}] + \theta^2 E[e_{t-1} e_{t-3}]$$

$$= 0.$$

$$\begin{aligned} \text{Corr}(Y_t, Y_{t-1}) &= \frac{\text{Cov}(Y_t, Y_{t-1})}{\sqrt{V[Y_t]} \sqrt{V[Y_{t-1}]}} = \frac{-\theta \sigma_\varepsilon^2}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2(1+\theta^2)} \sqrt{\sigma_\varepsilon^2(1+\theta^2)}} \\ &= \frac{-\theta \sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2(1+\theta^2)} = \frac{-\theta}{(1+\theta^2)} \end{aligned}$$

3 Les processus autogrégressifs (Autoregressive) AR(p)

Ici, nous expliquons la série ses valeurs précédents et une perturbation aléatoire.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (5)$$

e_t est un bruit et nous pouvons l'imaginer comme une innovation à la série, il n'est pas explicable par rapport aux valeurs précédents de la série. Ainsi, à chaque instant de temps t on suppose que c'est indépendant de Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots .

3.1 Exemple AR(1)

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Nous supposons que la série est stationnaire, et de moyenne zéro

- $Var(Y_t) = \frac{\sigma_e^2}{1-\phi^2}$
- $Cov(Y_t, Y_{t-1}) = \frac{\phi\sigma_e^2}{1-\phi^2}$ et $Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \phi^k \frac{\sigma_e^2}{1-\phi^2}$
- $Corr(Y_t, Y_{t-1}) = \phi$ et $Corr(Y_t, Y_{t-k}) = \phi^k$

Remarque

De la variance on pourrait suspecter la condition $|\phi| < 1$ mais pour le justifier rigoureusement on doit d'aller plus loin sur les propriétés d'un modèle AR.

3.2 L'inversion d'un modèle AR(1) et la condition pour la stationnarité

Nous rendrons le modèle AR(1) sous la forme rétroactif (c'est à dire, nous chercherons à faire la recursion sur les valeurs précédents de la série)

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t = e_t + \underbrace{\phi(Y_{t-2} + e_{t-1})}_{Y_{t-1}}$$

Si nous répétons la substitution $k-1$ fois, nous arrivons à

$$Y_t = e_t + \phi e_{t-1} + \phi^2 e_{t-2} + \dots + \phi^{k-1} e_{t-k+1} + \phi^k e_{t-k} \quad (7)$$

Ce qui ressemble à le modèle 2, et en plus, si nous laisserions $k \rightarrow \infty$, alors nous récupérerons modèle 2 et la condition pour la stationnarité.

Example 3

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t$$

$$E[Y_t] = 0$$

$$\bullet \text{Var}(Y_t) = E[Y_t^2] - E[Y_t]^2 \quad \text{= 0}$$

$$Y_{t-1} = \phi Y_{t-2} + e_{t-1}$$

$$= E[Y_t^2] = E[(\phi Y_{t-1} + e_t)^2]$$

$$= E[\phi^2 Y_{t-1}^2 + 2\phi Y_{t-1} e_t + e_t^2]$$

$$= \phi^2 E[Y_{t-1}^2] + 2\phi E[Y_{t-1} e_t] + E[e_t^2] \quad \text{= 0}$$

$$= \phi^2 E[Y_{t-1}^2] + \sigma_e^2$$

$$= \phi^2 E[(\phi Y_{t-2} + e_{t-1})^2] + \sigma_e^2$$