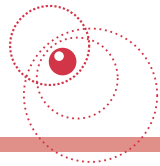




## Partie I



### Statistiques des séries temporelles

Processus linéaires, MA, AR, ARMA

### Processus des innovations



### Processus des innovations

- Soit  $X_t$  un processus stationnaire au second ordre **centré**.
- On définit son **passé linéaire**  $\mathcal{H}_t^X = \overline{\text{Vect}}(X_s, s \leq t)$ .
- Le **processus des innovations** de  $X$  est défini par

$$\varepsilon_t = X_t - \text{proj}(X_t | \mathcal{H}_{t-1}^X)$$

où la projection doit être comprise au sens  $L^2$  (espace de Hilbert).

- Proposition : le processus des innovations est un bruit blanc faible.
- Sa variance  $\sigma^2$  est appelée **variance d'innovation** de  $X$ .
- Si  $\sigma^2 > 0$ ,  $X$  est appelé **processus régulier**.
- Si  $\sigma^2 = 0$ ,  $X$  est appelé **processus déterministe**.



### Processus des innovations partielles

- Le **passé linéaire d'ordre  $p$**  du processus  $X$  est défini par

$$\mathcal{H}_{t,p}^X = \text{Vect}(X_t \dots X_{t-p+1}).$$

- La prédiction d'ordre  $p$  est définie par

$$\text{proj}(X_t | \mathcal{H}_{t-1,p}^X) = \sum_{k=1}^p \phi_{k,p} X_{t-k}$$

où  $\phi_p = [\phi_{1,p} \dots \phi_{p,p}]^T$  est **indépendant** de  $t$ .

- Comme  $\mathcal{H}_t^X = \overline{\cup_{p \geq 1} \mathcal{H}_{t,p}^X}$ , on a

$$\lim_{p \rightarrow +\infty} \text{proj}(X_t | \mathcal{H}_{t-1,p}^X) = \text{proj}(X_t | \mathcal{H}_{t-1}^X).$$



## Partie II

### Processus linéaires



### Théorème de filtrage des processus

Soit  $(\psi_k)_{k \in \mathbb{Z}}$  une suite absolument sommable :  $\sum_{k \in \mathbb{Z}} |\psi_k| < +\infty$ .  
 Soit  $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  un processus stationnaire au second ordre de moyenne  $\mu_X = \mathbb{E}[X_t]$  et de fonction d'autocovariance  $\gamma_X(h) = \text{cov}(X_{t+h}, X_t)$ .  
 Alors le processus  $Y_t = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_k X_{t-k}$  est stationnaire au second ordre, de moyenne  $\mu_Y = \mu_X \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_k$ , de fonction d'autocovariance

$$\gamma_Y(h) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_j \overline{\psi_k} \gamma_X(h + k - j),$$

et de mesure spectrale

$$\nu_Y(d\lambda) = |\psi(e^{-i\lambda})|^2 \nu_X(d\lambda),$$

$$\text{où } \psi(e^{-i\lambda}) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_k e^{-ik\lambda}.$$



### Processus linéaire

#### ■ Définition (processus linéaire)

- $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  est un **processus linéaire** ssi il existe  $Z_t \sim \text{BB}(0, \sigma^2)$  et  $(\psi_k)_{k \in \mathbb{Z}} \in l_1(\mathbb{Z})$  tels que  $X_t = \mu + \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \psi_k Z_{t-k} \forall t \in \mathbb{Z}$ , où  $\mu \in \mathbb{C}$ .
- $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  est **causal** par rapport à  $(Z_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  ssi  $\psi_k = 0 \forall k < 0$ .
- $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  est **inversible** par rapport à  $(Z_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  ssi il existe une suite  $(\pi_k)_{k \geq 0} \in l_1(\mathbb{Z})$  telle que  $Z_t = \sum_{k=0}^{+\infty} \pi_k (X_{t-k} - \mu) \forall t \in \mathbb{Z}$

#### ■ Propriétés (théorème de filtrage des processus)

- $X_t$  est SSL de moyenne  $\mu$ , de fonction d'autocovariance  $\gamma_X(h) = \mathbb{E}((\overline{X_t} - \overline{\mu})(X_{t+h} - \mu)) = \sigma^2 \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \overline{\psi_k} \psi_{k+h}$ , et de densité spectrale  $f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} |\psi(e^{-i\lambda})|^2$ , où  $\psi(e^{-i\lambda}) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_k e^{-ik\lambda}$ .

## Partie III

### Processus à moyenne ajustée

## Processus MA(q)

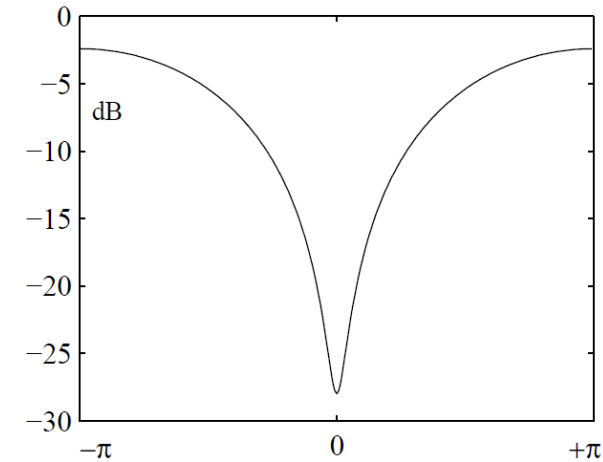
### ■ Définition

- Le processus  $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  est à **moyenne ajustée** d'ordre  $q$  (ou MA( $q$ )) ssi  $X_t = \sum_{k=0}^q \theta_k Z_{t-k}$  où  $Z_t \sim \text{BB}(0, \sigma^2)$ ,  $\theta_i \in \mathbb{C}$  et  $\theta_0 = 1$ .

### ■ Propriétés (théorème de filtrage des processus)

- $X_t$  est SSL de moyenne 0, de fonction d'autocovariance  $\gamma_X(h) = \sigma^2 \sum_{k=0}^{q-h} \bar{\theta}_k \theta_{k+h}$  pour  $0 \leq h \leq q$  et  $\gamma_X(h) = 0$  si  $h > q$ , et de densité spectrale  $f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{k=0}^q \theta_k e^{-ik\lambda} \right|^2$ .

## Processus MA(q)



Densité spectrale (en dB) d'un processus MA-1, pour  $\sigma = 1$  et  $\theta = -0.9$ .

## Caractérisation d'un processus MA(q)

### ■ Théorème (Caractérisation d'un processus MA( $q$ )).

- Soit  $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  un processus centré SSL de fonction d'autocovariance  $\gamma(h)$ , et soit  $q \geq 1$ . Alors les deux assertions suivantes sont équivalentes :
  - $X_t$  est un processus MA d'ordre minimal  $q$  ;
  - $\gamma(q) \neq 0$  et  $\gamma(h) = 0 \forall h \geq q + 1$ .
- Preuve :  $\mathcal{H}_t^X = \mathcal{H}_{t-q-1}^X \oplus \text{Vect}(\varepsilon_{t-q} \dots \varepsilon_t)$  et  $X_t \perp \mathcal{H}_{t-q-1}$

### ■ Corollaire

- La somme de deux processus MA( $q$ ) décorrélés est un processus MA( $q$ ).

## Partie IV

## Processus autorégressifs

## Processus AR(p)

### ■ Définition

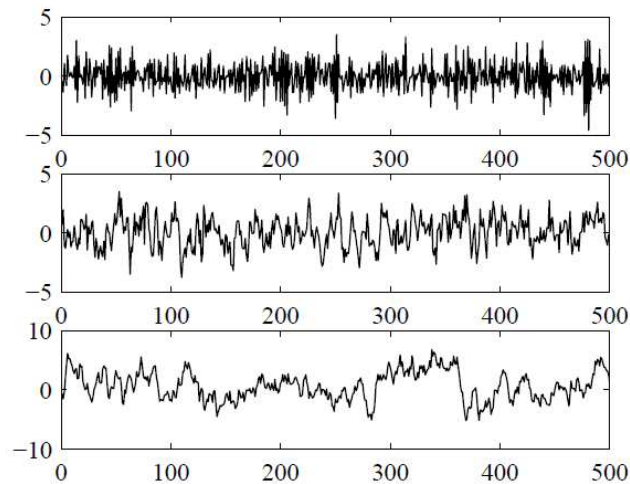
- Le processus  $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  est **autorégressif** d'ordre  $p$  (ou  $AR(p)$ ) ssi il est SSL et solution de l'équation  $X_t = Z_t + \sum_{k=1}^p \phi_k X_{t-k}$  où  $Z_t \sim BB(0, \sigma^2)$ ,  $\phi_k \in \mathbb{C}$ .

- L'existence et l'unicité d'une solution SSL est une question délicate, qui ne se posait pas pour les processus MA.

## Processus AR(1), cas causal

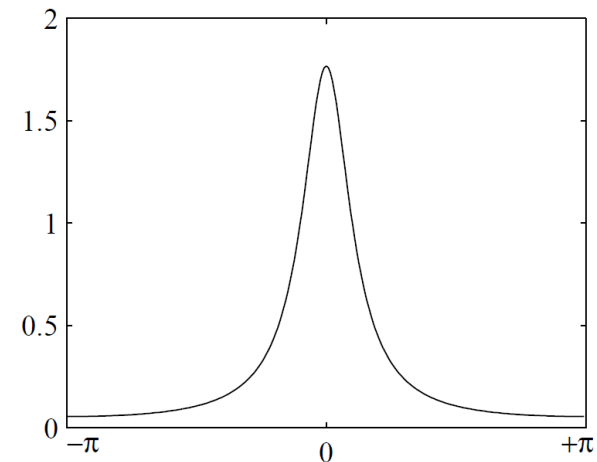
- On applique la récurrence  $X_t = Z_t + \phi_1 X_{t-1}$  avec  $|\phi_1| < 1$
- $X_t = \sum_{k=0}^{+\infty} \phi_1^k Z_{t-k}$  (convergence dans  $L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  et p.s.)
- $X_t = \sum_{k=0}^{+\infty} \psi_k Z_{t-k}$  où  $\psi(z) = \frac{1}{1-\phi_1 z} = \sum_{k=0}^{+\infty} \psi_k z^k \Rightarrow \psi_k = \phi_1^k \forall k \geq 0$
- Propriétés (théorème de filtrage des processus)
  - $X_t$  est SSL de moyenne 0, de fonction d'autocovariance  $\gamma_X(h) = \sigma^2 \sum_{k=0}^{+\infty} \phi_1^k \phi_1^{k+h} = \sigma^2 \frac{\phi_1^h}{1-|\phi_1|^2}$  si  $h \geq 0$ , et de densité spectrale  $f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{k=0}^{+\infty} \phi_1^k e^{-ik\lambda} \right|^2 = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|1-\phi_1 e^{-i\lambda}|^2}$ .

## Processus AR(1), cas causal



Trajectoires de longueur 500 d'un processus AR(1) gaussien. Courbe du haut :  $\phi_1 = -0.7$ . Courbe du milieu :  $\phi_1 = 0.5$ . Courbe du bas :  $\phi_1 = 0.9$

## Processus AR(1), cas causal



Densité spectrale d'un processus AR(1), pour  $\sigma = 1$  et  $\phi_1 = 0.7$ .



## Processus AR(1), cas anti-causal

- On applique la récurrence  $X_t = -\phi_1^{-1}Z_{t+1} + \phi_1^{-1}X_{t+1}$  avec  $|\phi_1| > 1$
- $X_t = -\sum_{k=1}^{+\infty} \phi_1^{-k} Z_{t+k}$  (convergence dans  $L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  et p.s.)
- $X_t = \sum_{j=-\infty}^{-1} \psi_j Z_{t-j}$  où  $\psi(z) = \frac{1}{1-\phi_1 z} = \frac{-(\phi_1 z)^{-1}}{1-(\phi_1 z)^{-1}} = \sum_{k=1}^{+\infty} -\phi_1^{-k} z^{-k} \Rightarrow \psi_j = -\phi_1^j$  pour  $j < 0$
- Propriétés (théorème de filtrage des processus)
  - $X_t$  est SSL de moyenne 0, de fonction d'autocovariance
 
$$\gamma_X(h) = \sigma^2 \sum_{k=-\infty}^{-1} \phi_1^{-(k-h)} \phi_1^k = \sigma^2 \frac{\phi_1^{-h}}{|\phi_1|^2 - 1} \text{ si } h \geq 0, \text{ et de densité spectrale } f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{k=0}^{+\infty} \phi_1^k e^{-ik\lambda} \right|^2 = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|1-\phi_1 e^{-i\lambda}|^2}.$$



## Processus AR(1), cas général

- Si  $|\phi_1| < 1$ ,  $X_t = \sum_{k=0}^{+\infty} \phi_1^k Z_{t-k}$
- Si  $|\phi_1| > 1$ ,  $X_t = -\sum_{k=1}^{+\infty} \phi_1^{-k} Z_{t+k}$
- Propriétés (théorème de filtrage des processus)
  - Si  $|\phi_1| \neq 1$ ,  $X_t$  est SSL de moyenne 0 et de densité spectrale
 
$$f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|1-\phi_1 e^{-i\lambda}|^2}.$$
- Si  $|\phi_1| = 1$ , l'équation de récurrence n'admet pas de solution SSL



## Partie V

## Processus ARMA



## Processus ARMA(p, q)

- Théorème (Existence et unicité des processus ARMA(p, q))
  - Soit l'équation récurrente :
 
$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}, \text{ où } Z_t \sim \text{BB}(0, \sigma^2) \text{ et } \phi_j, \theta_j \in \mathbb{C}.$$
  - On pose  $\phi(z) = 1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p$  et  $\theta(z) = 1 + \theta_1 z + \dots + \theta_q z^q$ .
  - On suppose que  $\phi(z)$  et  $\theta(z)$  n'ont pas de zéros communs.
  - Alors l'équation admet une solution SSL ssi  $\phi(z) \neq 0 \forall |z| = 1$ .
  - Cette solution est unique et a pour expression  $X_t = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \psi_k Z_{t-k}$ , où les  $\psi_k$  sont donnés par les coefficients du développement
 
$$\frac{\theta(z)}{\phi(z)} = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \psi_k z^k, \text{ convergeant dans la couronne } \{z \in \mathbb{C}, \delta_1 < |z| < \delta_2\}, \text{ où } \delta_1 < 1 \text{ et } \delta_2 > 1 \text{ sont définis par } \delta_1 = \max\{z \in \mathbb{C}, |z| < 1, \phi(z) = 0\} \text{ et } \delta_2 = \min\{z \in \mathbb{C}, |z| > 1, \phi(z) = 0\}.$$

## Densité spectrale d'un processus ARMA

### ■ Théorème (Densité spectrale d'un processus ARMA( $p, q$ )).

- Soit  $(X_t)$  un processus ARMA( $p, q$ ), i.e. la solution stationnaire de l'équation  $X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}$ , où  $\theta(z)$  et  $\phi(z)$  sont des polynômes de degré  $q$  et  $p$  n'ayant pas de zéros communs et  $\phi(z) \neq 0 \forall |z| = 1$ . Alors  $(X_t)$  possède une densité spectrale qui a pour expression :

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{\left| 1 + \sum_{k=1}^q \theta_k e^{-ik\lambda} \right|^2}{\left| 1 - \sum_{k=1}^p \phi_k e^{-ik\lambda} \right|^2}$$

## Représentations d'un ARMA( $p, q$ )

### ■ Soit $X_t$ un processus ARMA( $p, q$ ) solution de

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}.$$

### ■ Alors $X_t$ admet une représentation linéaire $X_t = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \psi_k Z_{t-k}$ pour

une suite  $\psi_k \in l^1(\mathbb{Z})$  bien choisie.

### ■ On dit que la représentation ARMA( $p, q$ ) est

- causale** si le filtre  $\psi(z)$  est causal ( $\phi(z) \neq 0 \forall |z| \leq 1$ )
- inversible** si le filtre  $\psi(z)$  est inversible et si son inverse est causal ( $\theta(z) \neq 0 \forall |z| \leq 1$ )
- canonique** si elle est à la fois causale et inversible

## Calcul des covariances d'un ARMA causal

### ■ Première méthode

- Utiliser l'expression  $\gamma_X(h) = \sigma^2 \sum_{k=0}^{+\infty} \bar{\psi}_k \psi_{k+h}$  où  $(\psi_k)$  se détermine de façon récurrente à partir de  $\psi(z)\phi(z) = \theta(z)$ , par identification du terme en  $z^k$ . Pour les premiers termes on trouve :

$$\begin{aligned} \psi_0 &= 1 \\ \psi_1 &= \theta_1 + \psi_0 \phi_1 \\ \psi_2 &= \theta_2 + \psi_0 \phi_2 + \psi_1 \phi_1 \end{aligned}$$

### ■ Deuxième méthode

- Utiliser une formule de récurrence, vérifiée par la fonction d'autocovariance d'un processus ARMA( $p, q$ ), qui s'obtient en multipliant par  $\bar{X}_{t-k}$  les deux membres de  $X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}$  et en prenant l'espérance.

## Représentation canonique

### ■ Théorème (représentation canonique)

- Soit  $X_t$  un processus ARMA( $p, q$ ) solution de  $X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}$ .
- On suppose que  $\phi(z) \neq 0$  et  $\theta(z) \neq 0 \forall |z| = 1$
- Alors  $X_t$  admet une représentation canonique  $X_t - \phi'_1 X_{t-1} - \dots - \phi'_p X_{t-p} = Z'_t + \theta'_1 Z'_{t-1} + \dots + \theta'_q Z'_{t-q}$ .

### ■ Théorème (innovations d'un processus ARMA)

- Soit  $X_t$  un processus ARMA( $p, q$ ) dont la représentation canonique est  $X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}$ .
- Alors  $Z_t$  est le processus des innovations de  $X_t$ .
- Preuve :  $\varepsilon_t = X_t - \text{proj}(X_t | \mathcal{H}_{t-1}^X)$ . Or  $\theta(z)$  causal  $\Rightarrow Z_t \in \mathcal{H}_t^X$ , et  $\phi(z)$  causal  $\Rightarrow X_t \in \mathcal{H}_t^Z$ , d'où  $Z_t \perp \mathcal{H}_{t-1}^X$ , dont on déduit  $\text{proj}(X_t | \mathcal{H}_{t-1}^X)$ .



## Caractérisation d'un processus AR( $p$ )

### ■ Définition (Fonction d'autocorrélation partielle).

- Soit  $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  un processus centré SSL.
- Les coefficients de prédiction  $\phi_h = [\phi_{1,h}, \dots, \phi_{h,h}]^T$  sont définis par l'égalité  $\text{proj}(X_t | \mathcal{H}_{t-1,h}^X) = \sum_{k=1}^h \phi_{k,h} X_{t-k}$ .
- Alors la suite  $(u(h))_{h \geq 1}$ , où  $u(h) = \phi_{h,h}$ , est appelée fonction d'autocorrélation partielle de  $X_t$ .

### ■ Théorème (Caractérisation d'un processus AR( $p$ )).

- Soit  $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  un processus centré SSL de fonction d'autocorrélation partielle  $(u(h))_{h \geq 1}$ , et soit  $p \geq 1$ . Alors les deux assertions suivantes sont équivalentes :
  - $X_t$  est un processus AR d'ordre minimal  $p$  ;
  - $u(p) \neq 0$  et  $u(h) = 0 \forall h \geq p + 1$ .

