

Master M.A.E.F., 2011 - 2012
Statistiques II

Contrôle continu n°2, avril 2012
Examen de 1h30

L'objectif ici n'est pas de tout traiter mais, d'en couvrir une part significative de manière convaincante. Les réponses devront être soigneusement argumentées et justifiées. Vous pouvez à tout instant appliquer le résultat d'une question précédente même si celle-ci n'a pas été traitée.

Exercice 1 (Sur 21 points)

1-) Soient $Y = (Y_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ un processus centré et stationnaire du second ordre de densité spectrale f_Y et de fonction d'autocovariance r_Y et $\Psi = \{\psi_j, j \in \mathbb{Z}\}$ une famille absolument sommable (i.e. $\sum_{j \in \mathbb{Z}} |\psi_j| < \infty$). On définit le processus $X = (X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ par $X_t = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j Y_{t-j}$. X est bien défini presque sûrement.

- (a) Calculer $E X_t$. Montrer que pour tout $t, h \in \mathbb{Z}$, $E(X_{t+h} X_t) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_j \psi_k r_Y(h+k-j)$. Dédurre que X est stationnaire d'ordre 2. Dans la suite on notera r_X sa fonction d'autocovariance.
- (b) Montrer que la densité spectrale de X est $f_X(\lambda) = |\sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j e^{-ij\lambda}|^2 f_Y(\lambda)$ pour tout $\lambda \in [-\pi, \pi]$.

2-) Soient $Y = (Y_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ un processus stationnaire du second ordre et Φ, Θ deux polynômes tels que Φ ne s'annule pas sur le cercle unité. On définit le processus $X = (X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ par la relation $\Phi(B)X_t = \Theta(B)Y_t$.

- (a) Justifier que X est stationnaire d'ordre 2.
- (b) Exprimer la densité spectrale de X en fonction de celle de Y .
- (c) Dédurre la densité spectrale d'un ARMA(p,q).
- (d) Soit $X = (X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ un processus centré, stationnaire et de variance finie. Montrer que si la densité spectrale de X est constante, alors X est un bruit blanc (faible).

3-) Soit $(\varepsilon_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ un bruit blanc gaussien de variance σ^2 . On considère un processus $X = (X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ satisfaisant $\Phi(B)X_t = \Theta(B)\varepsilon_t$ où $\Phi(B) = 1 - \phi B$ et $\Theta(B) = 1 + \theta B$ avec $|\phi| > 1$ et $|\theta| > 1$. On considère les polynômes $\tilde{\Phi}(B) = 1 - \frac{1}{\phi} B$ et $\tilde{\Theta}(B) = 1 + \frac{1}{\theta} B$ et le processus $Z = (Z_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ satisfaisant $\tilde{\Theta}(B)Z_t = \tilde{\Phi}(B)X_t$.

- (a) Reconnaître le processus X . Est-il stationnaire? Causal? Inversible?
- (b) Déterminer la densité spectrale de X .
- (c) Montrer (après calcul) que la densité spectrale de Z est constante. Dédurre que Z est un bruit blanc (faible) et expliciter sa variance.
- (d) Conclure que X est un ARMA(1,1) causal et inversible par rapport au bruit Z .

Exercice 2 (Sur 10 points)

Soit $(\varepsilon_n)_{n \in \mathbb{Z}}$ un bruit blanc gaussien centré réduit; on note Φ la fonction de répartition de cette loi. On définit le processus $Y = (Y_n)_{n \in \mathbb{Z}}$ par

$$Y_n = \varepsilon_n \text{ si } Y_{n-1} \leq 0 \text{ et } Y_n = \delta + \varepsilon_n \text{ si } Y_{n-1} > 0$$

avec $\delta \in \mathbb{R}$ et le processus $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ par

$$X_n = 1 \text{ si } Y_n \leq 0 \text{ et } X_n = 2 \text{ si } Y_n > 0.$$

1. Montrer que X est une chaîne de Markov. Déterminer sa matrice de transition (on pourra exprimer les probabilités de transition en fonction de Φ). Dédurre que X est homogène.
2. Montrer que X est irréductible.
3. Dédurre que X admet une unique loi stationnaire et la déterminer.

Correction

Exercice 1

1-)

(a) Comme Y est centré et que $\sum_{j \in \mathbb{Z}} |\psi_j| < \infty$, on a facilement $E X_t = 0$ (**0.5pt**). Pour tout $n > 0$, on a

$$\left| \left(\sum_{j=-n}^n \psi_j Y_{t+h-j} \right) \left(\sum_{j=-n}^n \psi_j Y_{t-j} \right) \right| = \left| \sum_{j=-n}^n \sum_{k=-n}^n \psi_j \psi_k Y_{t+h-j} Y_{t-k} \right| \leq \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} |\psi_j| |\psi_k| |Y_{t+h-j}| |Y_{t-k}|.$$

$$\text{Or, } E \left[\sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} |\psi_j| |\psi_k| |Y_{t+h-j}| |Y_{t-k}| \right] \leq \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} |\psi_j| |\psi_k| E |Y_{t+h-j}| E |Y_{t-k}| \leq E |Y_0|^2 \left(\sum_{j \in \mathbb{Z}} |\psi_j| \right)^2 < \infty.$$

Par, le théorème de la convergence dominée, on a

$$\begin{aligned} E(X_{t+h} X_t) &= \lim_{n \rightarrow \infty} E \left(\left(\sum_{j=-n}^n \psi_j Y_{t+h-j} \right) \left(\sum_{j=-n}^n \psi_j Y_{t-j} \right) \right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n \sum_{k=-n}^n \psi_j \psi_k E(Y_{t+h-j} Y_{t-k}) \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_j \psi_k r_Y(h+k-j) \quad (\mathbf{2.5pts}). \end{aligned}$$

Comme $E X_t$ est constante et $E(X_{t+h} X_t)$ ne dépend que de h , on déduit que X est stationnaire d'ordre 2. et a pour fonction d'autocovariance $r_X(h) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_j \psi_k r_Y(h+k-j)$ (**1pt**).

(b) Pour $\lambda \in [-\pi, \pi]$, on a $f_X(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{h \in \mathbb{Z}} r_X(h) e^{-ih\lambda} = \frac{1}{2\pi} \sum_{h \in \mathbb{Z}} \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_j \psi_k r_Y(h+k-j) e^{-ih\lambda}$. En posant $\ell = h+k-j$ i.e., $h = \ell + j - k$ on a

$$f_X(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\ell \in \mathbb{Z}} \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_j \psi_k r_Y(\ell) e^{-i(\ell+j-k)\lambda} = \left(\sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j e^{-ij\lambda} \right) \left(\sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_k e^{ik\lambda} \right) \left(\frac{1}{2\pi} \sum_{\ell \in \mathbb{Z}} r_Y(\ell) e^{-i\ell\lambda} \right) = \left| \sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j e^{-ij\lambda} \right|^2 f_Y(\lambda)$$

car $\sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_k e^{ik\lambda} = \overline{\sum_{k \in \mathbb{Z}} \psi_k e^{-ik\lambda}}$ (où \bar{z} est le conjugué du nombre complexe z) (**3.5pts**).

2-)

(a) Comme le polyôme Φ ne s'annule pas sur le cercle unité, il est inversible et on peut s'écrire sous la forme $\Phi(B)^{-1} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_j B^j$ avec $\sum_{j \in \mathbb{Z}} |a_j| < \infty$. Ainsi, on peut écrire $\Phi(B)^{-1} \Theta(B) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j B^j$ avec $\sum_{j \in \mathbb{Z}} |\psi_j| < \infty$. On aura donc $X_t = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j Y_{t-j}$. Comme Y est stationnaire du second ordre, on déduit de la question 1- (a) que X l'est également (**2pts**).

(b) D'après la question 1- (b), on a $f_X(\lambda) = \left| \sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j e^{-ij\lambda} \right|^2 f_Y(\lambda)$ pour tout $\lambda \in [-\pi, \pi]$. Mais par définition des (ψ_j) (voir question (a)), on a $\sum_{j \in \mathbb{Z}} \psi_j e^{-ij\lambda} = \Phi(e^{-i\lambda})^{-1} \Theta(e^{-i\lambda}) = \frac{\Theta(e^{-i\lambda})}{\Phi(e^{-i\lambda})}$. D'où $f_X(\lambda) = \left| \frac{\Theta(e^{-i\lambda})}{\Phi(e^{-i\lambda})} \right|^2 f_Y(\lambda)$ (**2pts**).

(c) Un ARMA(p,q) s'obtient lorsque Y est un bruit blanc. Anisi, si Y est un bruit blanc de variance σ^2 , $f_Y(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi}$ et donc $f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \frac{\Theta(e^{-i\lambda})}{\Phi(e^{-i\lambda})} \right|^2$ pour tout $\lambda \in [-\pi, \pi]$ (**1.5pts**).

(d) Soit r_X (rep. f_X) la fonction d'autocovariance (la densité spectrale de X). Il suffit de montrer que $r_X(h) = 0$ pour $h \neq 0$. Supposons que $f_X(\lambda) = c$ pour tout $\lambda \in [-\pi, \pi]$. On a pour $h \neq 0$, $r_X(h) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{ih\lambda} f_X(\lambda) d\lambda = c \int_{-\pi}^{\pi} e^{ih\lambda} d\lambda = 0$ (**1.5pts**).

3-)

(a) X est un ARMA(1,1) stationnaire qui n'est ni causal, ni inversible, car les polynômes Φ et Θ admettent des racines dans le disque unité (**1.5pts**).

(b) D'après la question 2- (c), on a $f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \frac{\Theta(e^{-i\lambda})}{\Phi(e^{-i\lambda})} \right|^2 = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \frac{1+\theta e^{-i\lambda}}{1-\phi e^{-i\lambda}} \right|^2$ (**1pt**).

(c) En utilisant le résultat trouvé à la question 2-) (b), on a

$$f_Z(\lambda) = \left| \frac{\tilde{\Phi}(e^{-i\lambda})}{\tilde{\Theta}(e^{-i\lambda})} \right|^2 f_X(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \frac{1 - \frac{1}{\phi} e^{-i\lambda}}{1 + \frac{1}{\theta} e^{-i\lambda}} \right|^2 \left| \frac{1 + \theta e^{-i\lambda}}{1 - \phi e^{-i\lambda}} \right|^2 = \frac{\sigma^2 \theta^2}{2\pi \phi^2} \left| \frac{\phi - e^{-i\lambda}}{1 - \phi e^{-i\lambda}} \right|^2 \left| \frac{1 + \theta e^{-i\lambda}}{\theta + e^{-i\lambda}} \right|^2.$$

En utilisant le fait qu'un nombre complexe a le même module que son conjugué, on a $\left| \frac{\phi - e^{-i\lambda}}{1 - \phi e^{-i\lambda}} \right| = \left| \frac{(1 - \phi e^{i\lambda}) e^{-i\lambda}}{1 - \phi e^{-i\lambda}} \right| = 1$. De même, on a $\left| \frac{1 + \theta e^{-i\lambda}}{\theta + e^{-i\lambda}} \right| = 1$. D'où $f_Z(\lambda) = \frac{\sigma^2 \theta^2}{2\pi \phi^2}$ (**1.5pts**). Comme (ε_t) est centré, X et Z le sont. De la même manière, Z est stationnaire de variance $\sigma_Z^2 = r_Z(0) = \int_{-\pi}^{\pi} f_Z(\lambda) d\lambda = \int_{-\pi}^{\pi} \frac{\sigma^2 \theta^2}{2\pi \phi^2} d\lambda = \frac{\theta^2}{\phi^2} \sigma^2$ (**1pt**). On déduit donc de la question 2-) (d) que Z est un bruit blanc faible (**0.5pt**).

(d) On a $\tilde{\Phi}(B)X_t = \tilde{\Theta}(B)Z_t$. Comme les racines des polynômes $\tilde{\Phi}$ et $\tilde{\Theta}$ sont à l'extérieur du disque unité, on conclure que X est un ARMA(1,1) causal et inversible par rapport au bruit Z (**1pt**).

Exercice 2

1. On peut encore écrire $Y_{n+1} = \varepsilon_{n+1} \mathbb{1}_{Y_n < 0} + (\delta + \varepsilon_{n+1}) \mathbb{1}_{Y_n > 0}$ pour tout $n \in \mathbb{N}$. Remarquons aussi que Y_0, \dots, Y_n sont indépendantes de ε_{n+1} . Soit donc $x_{n+1}, x_n, \dots, x_0 \in \{1, 2\}$. On a $\{X_{n+1} = x_{n+1}\} \in \sigma(\varepsilon_{n+1}, \mathbb{1}_{Y_n \leq 0}, \mathbb{1}_{Y_n > 0}) = \sigma(\varepsilon_{n+1}, X_n)$. Ainsi, $P(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n, \dots, X_0 = x_0) = P(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n)$. D'où X est une chaîne de Markov à 2 états (**3.5pts**).

De plus, on a $P(X_{n+1} = 1 | X_n = 1) = P(Y_{n+1} \leq 0 | Y_n \leq 0) = P(\varepsilon_{n+1} \leq 0 | Y_n \leq 0) = P(\varepsilon_{n+1} \leq 0) = \Phi(0) = \frac{1}{2}$. Donc, $P(X_{n+1} = 2 | X_n = 1) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$. De même, $P(X_{n+1} = 1 | X_n = 2) = P(Y_{n+1} \leq 0 | Y_n > 0) = P(\varepsilon_{n+1} \leq 0 | Y_n > 0) = P(\delta + \varepsilon_{n+1} \leq 0) = P(\varepsilon_{n+1} \leq -\delta) = \Phi(-\delta)$ et $P(X_{n+1} = 2 | X_n = 2) = 1 - P(X_{n+1} = 1 | X_n = 2) = 1 - \Phi(-\delta)$. La matrice de transition est $P = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \Phi(-\delta) & 1 - \Phi(-\delta) \end{pmatrix}$ (**2.5pts**). Comme P ne dépend pas de n , on conclut que X est une chaîne de Markov homogène (**1pt**).

2. Toutes les probabilités de transition sont strictement positives. Donc, X est irréductible (**1.5pts**).

3. X est irréductible et à espace d'état fini, donc elle admet une unique loi stationnaire $\mu = (\mu_1, \mu_2)$.

$$\begin{cases} \mu P = \mu \\ \mu_1 + \mu_2 = 1 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} -\mu_1 + 2\mu_2 \Phi(-\delta) = 0 \\ \mu_1 + \mu_2 = 1 \end{cases} \Rightarrow \mu_1 = \frac{2\Phi(-\delta)}{1+2\Phi(-\delta)} \text{ et } \mu_2 = \frac{1}{1+2\Phi(-\delta)} \text{ (**1.5pts**).$$