

Contrôle continu, 2 février 2011, durée 1h30
Documents et accès internet interdit

Exercice 1. Soient $\{u(n)\}_{n \in \mathbb{Z}}$ et $\{v(n)\}_{n \in \mathbb{Z}}$ deux bruits blancs de même variance σ^2 et indépendants les uns des autres (en particulier, ils sont définis sur un même espace de probabilité).

Soit $\{x(n)\}_{n \in \mathbb{Z}}$ le processus défini par

$$x(n) = u(n) + v(n) - \frac{1}{5}u(n-1) - \frac{1}{2}v(n-1).$$

Montrer que $\{x(n)\}$ est un processus $MA(1)$.

Indication : Écrire $x(n)$ sous la forme $x(n) = w(n) - \theta w(n-1)$ avec $w(n)$ un bruit blanc. On déterminera d'abord θ puis la variance de $w(n)$.

Exercice 2. Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace de probabilité. Soit $\{W(n)\}$ un bruit blanc sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ i.e. une suite d'éléments de $L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[W(n)] = 0$ et $\mathbb{E}[W(n)W(m)] = \sigma^2 \delta_{n,m}$.

Soit $\theta \in]-1, 1[$. On définit

$$(1) \quad X(n) = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k W(n-k)$$

- (1) Vérifier que cette série converge dans $L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.
- (2) Montrer que, pour tout $Z \in L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, $\mathbb{E}[|Z|] \leq \mathbb{E}[Z^2]^{1/2}$ et en déduire que la série (1) converge aussi dans $L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.
- (3) Calculer $\mathbb{E}[X(n)]$ et $\text{Cov}(X(m), X(n))$. En déduire que le processus $\{X(n)\}_{n \in \mathbb{Z}}$ est SSL.
- (4) $\{X(n)\}_{n \in \mathbb{Z}}$ est, par définition, un processus $MA(\infty)$. Montrer que c'est aussi un processus $AR(1)$.
- (5) Quelle est la fonction de transfert de ce processus et sa densité spectrale ?

Exercice 3. Veuillez envoyer les codes que vous utilisez à
`philippe.jaming@math.u-bordeaux1.fr`

- (1) Utiliser le lemme suivant (cf TP1) pour simuler une variable aléatoire qui suit la loi du χ^2 à n degrés de liberté :

$$\frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} t^{n/2-1} e^{-t} \mathbf{1}_{[0, +\infty)}$$

(on prendra $n = 20$ —donc $\Gamma(10) = 9!$ — pour les simulation et on tracera un histogramme des valeurs).

Lemme 1. Soit F une fonction $\mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ croissante, ayant des limites à droite et à gauche en tout point. Soit U une variable aléatoire de loi uniforme sur $[0, 1]$. Alors $X = F^{-1}(U)$ est une variable aléatoire dont la fonction de répartition est F i.e. $\mathbb{P}(X \leq \lambda) = F(\lambda)$.

- (2) Effectuer N (à choisir) tirages de $n+1$ variables gaussiennes X_1, \dots, X_{n+1} de loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

Tracer l'historgramme de $S = \sum_{k=1}^{n+1} X_k$ et comparer au résultat précédent.

- (3) Quelle résultat pouvez vous conjecturer à partir de cette simulation ?

SOLUTION DE L'EXERCICE 1

Commençons par déterminer $W(n)$: si $X(n) = W(n) - \theta W(n-1)$, $X(n-1) = W(n-1) - \theta W(n-2)$ alors $X(n) + \theta X(n-1) = W(n) - \theta^2 W(n-2)$ puis $X(n) + \theta X(n-1) + \theta^2 X(n-2) = W(n) - \theta^3 W(n-3), \dots$ et on définit

$$W(n) = \sum_{k=0}^{+\infty} \theta^k X(n-k).$$

Si $|\theta| < 1$, cette série converge dans L^2 donc aussi dans L^1 (car elle est normalement convergente puisque $\theta < 1$, voir l'exercice suivant), il reste à voir que c'est bien un bruit blanc: $X(n)$ est de moyenne nulle, donc $W(n)$ aussi (interversion somme-espérance, justifiée par la convergence dans L^1). On veut que W soit un bruit blanc, donc que $\mathbb{E}[W(n)^2]$ ne dépende pas de n et que $\mathbb{E}[W(n)W(m)] = 0$ si $n \neq m$.

Calculons d'abord $\mathbb{E}[X(n)X(m)]$. En utilisant l'indépendance des $\{u(n)\}$ et $\{v(n)\}$ *i.e.* leur orthogonalité, on trouve

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X(n)^2] &= \mathbb{E}[u(n)^2] + \mathbb{E}[v(n)^2] + \frac{1}{25}\mathbb{E}[u(n-1)^2] + \frac{1}{4}\mathbb{E}[v(n-1)^2] \\ &\quad + 2\mathbb{E}[u(n)v(n)] - \mathbb{E}[u(n)u(n-1)] - \mathbb{E}[u(n)v(n-1)] - \frac{2}{5}\mathbb{E}[u(n)v(n-1)] \\ &\quad - \frac{2}{5}\mathbb{E}[v(n)v(n-1)] + \frac{1}{5}\mathbb{E}[u(n-1)v(n-1)] \\ &= \mathbb{E}[u(n)^2] + \mathbb{E}[v(n)^2] + \frac{1}{25}\mathbb{E}[u(n-1)^2] + \frac{1}{4}\mathbb{E}[v(n-1)^2] \\ &= \frac{229}{200}\sigma^2 \end{aligned}$$

puis

$$\mathbb{E}[X(n)X(n-1)] = -\frac{1}{2}\mathbb{E}[u(n-1)^2] - \frac{1}{5}\mathbb{E}[v(n-1)^2] = -\frac{7}{10}\sigma^2$$

et $\mathbb{E}[X(n)X(n-k)] = 0$ si $|k| \geq 2$.

Mais alors, en utilisant la convergence dans L^2 on peut intervertir sommation et produit scalaire: si $m \geq n+1$

$$\begin{aligned} \langle W(n), W(m) \rangle &= \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{l=0}^{+\infty} \theta^{k+l} \langle X(n-k), X(m-l) \rangle \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{l=m-n+k+1}^{+\infty} \theta^{k+l} \langle X(n-k), X(m-l) \rangle \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \theta^{m-n+2k-1} (\theta \langle X(n-k), X(n-k+1) \rangle + \theta \langle X(n-k), X(n-k) \rangle \\ &\quad + \theta^2 \langle X(n-k), X(n-k-1) \rangle) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \theta^{m-n+2k} (\mathbb{E}[X(n-k)X(n-k+1)] + \theta \mathbb{E}[X(n-k)^2] + \theta^2 \mathbb{E}[X(n-k)X(n-k-1)]) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \theta^{m-n+2k} \left(-\frac{7}{14} + \frac{229}{200}\theta - \frac{7}{14}\theta^2 \right) \sigma^2 \\ &= 0 \end{aligned}$$

en choisissant θ l'unique solution de l'équation

$$-\frac{7}{14} + \frac{229}{200}\theta - \frac{7}{14}\theta^2 = 0$$

qui soit comprise entre -1 et 1 (c'est la racine positive).

Si $m = n$ alors $l = m - n - k - 1 = k - 1$ et négatif si $k = 0$, donc

$$\begin{aligned} \langle W(n), W(n) \rangle &= \sum_{l=0}^{l=1} \theta^l \langle X(n), X(n-l) \rangle \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{l=k-1 \geq 0}^{l=k+1} \theta^{k+l} \langle X(n-k), X(n-l) \rangle \\ &= \mathbb{E}[X(n)^2] + \theta \mathbb{E}[X(n)X(n-1)] = \dots \end{aligned}$$

et cette quantité ne dépend pas de n . Ainsi $W(n)$ est bien un bruit blanc et il est évident que $X(n) = W(n) - \theta W(n-1)$.

Notez qu'on peut déterminer θ et la variance de ce bruit sans le connaître, mais le raisonnement précédent est nécessaire pour voir qu'on a bien un bruit blanc:

Si $X(n)$ est bien $MA(1)$, $X(n) = W(n) - \theta W(n-1)$ avec $W(n)$ un bruit blanc de variance Σ^2 , alors

$$\mathbb{E}[X(n)^2] = \langle W(n) - \theta W(n-1), W(n) - \theta W(n-1) \rangle = \langle W(n), W(n) \rangle + \theta^2 \langle W(n-1), W(n-1) \rangle$$

puisque $\langle W(n), W(k) \rangle = \delta_{n-k}$, donc $\mathbb{E}[X(n)^2] = (1 + \theta^2)\Sigma^2$. Ensuite

$$\mathbb{E}[X(n)X(n-1)] = \langle W(n) - \theta W(n-1), W(n-1) - \theta W(n-2) \rangle = -\theta \langle W(n-1), W(n-1) \rangle = -\theta \Sigma^2.$$

En utilisant l'indépendance des $\{u(n)\}$ et $\{v(n)\}$ *i.e.* leur orthogonalité, on trouve

$$\mathbb{E}[X(n)^2] = \mathbb{E}[u(n)^2] + \mathbb{E}[v(n)^2] + \frac{1}{25} \mathbb{E}[u(n-1)^2] + \frac{1}{4} \mathbb{E}[v(n-1)^2] = \frac{229}{200} \sigma^2$$

et, avec $X(n-1) = u(n-1) + v(n-1) - 1/2u(n-2) - 1/5v(n-2)$,

$$\mathbb{E}[X(n)X(n-1)] = -\frac{1}{2} \mathbb{E}[u(n-1)^2] - \frac{1}{5} \mathbb{E}[v(n-1)^2] = -\frac{7}{10} \sigma^2.$$

On a donc le système

$$\begin{cases} -\theta \Sigma^2 &= -\frac{7}{10} \sigma^2 \\ (1 + \theta^2) \Sigma^2 &= \frac{229}{200} \sigma^2 \end{cases}$$

La première équation montre que $\theta > 0$ et, en divisant les deux, on obtient $\frac{\theta}{1+\theta^2} = \frac{140}{229}$ d'où

$$\theta^2 - \frac{229}{140} \theta + 1 = 0$$

et $\theta = -\frac{229}{140} + \sqrt{\frac{229^2}{140^2} + 4}$ (l'autre racine est positive, un calcul numérique vous montre aussi que cette racine est plus petite que 1). Ensuite $\Sigma^2 = \frac{7}{10\theta} \sigma^2$.

Reste à voir que W est bien un bruit blanc.

SOLUTION DE L'EXERCICE 2

1. Comme $W(n)$ est un bruit blanc $\|W(n)\|_{L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})} = \sigma^2$. La série $\sum_{k=0}^{+\infty} \theta^k W(k)$ est normalement convergente dans $L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

$$\sum_{k=0}^{+\infty} \|\theta^k W(n-k)\|_{L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})} = \sigma^2 \sum_{k=0}^{+\infty} |\theta|^k = \frac{\sigma^2}{1-|\theta|} < +\infty$$

puisque $|\theta| < 1$. Une série normalement convergente est convergente.

Alternative (un peu plus claire): on vérifie qu'elle est de Cauchy

$$\begin{aligned}
\left\| \sum_{k=p}^q \theta^k W(n-k) \right\|_2^2 &= \left\langle \sum_{k=p}^q \theta^k W(n-k), \sum_{\ell=p}^q \theta^\ell W(n-\ell) \right\rangle \\
&= \sum_{k=p}^q \sum_{\ell=p}^q \theta^{k+\ell} \langle W(n-k), W(n-\ell) \rangle \\
&= \sigma^2 \sum_{k=p}^q \theta^{2k}
\end{aligned}$$

par orthogonalité des $W(k)$. Comme $|\theta| < 1$, $\sum \theta^k$ converge, le critère de Cauchy est donc vérifié.

2. On applique Cauchy-Schwarz $\mathbb{E}[|Z|] = \mathbb{E}[1 \cdot |Z|] \leq \mathbb{E}[1]^{1/2} \mathbb{E}[|Z|^2]^{1/2} = \mathbb{E}[|Z|^2]^{1/2}$ puisque $\mathbb{E}[1] = 1$.

Par suite, une suite de Cauchy dans $L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ est aussi de Cauchy dans $L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. (Attention, ceci n'est vrai que pour les mesures finies). Donc la série $\sum \theta^k W(k)$ converge aussi dans $L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

3. Vu que la série converge dans L^1 , on peut intervertir intégration et sommation, donc

$$\mathbb{E}[X(n)] = \mathbb{E} \left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k W(n-k) \right] = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \mathbb{E}[W(n-k)] = 0.$$

Vu que la série converge dans L^2 , on peut intervertir sommation et produit scalaire. Ainsi, si $m \geq n$

$$\begin{aligned}
\text{Cov}(X(n), X(m)) &= \left\langle \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k W(n-k), \sum_{\ell=0}^{\infty} \theta^\ell W(m-\ell) \right\rangle \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{\ell=0}^{\infty} \theta^{k+\ell} \langle W(n-k), W(m-\ell) \rangle \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{\ell=0}^{\infty} \theta^{k+\ell} \sigma^2 \delta_{n-k, m-\ell} \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^{k+m-n+k} \sigma^2 \\
&= \frac{\theta^{m-n}}{1-\theta^2} \sigma^2.
\end{aligned}$$

On a utilisé la condition $m \geq n$ pour dire que $\ell = m - n + k \geq 0$. Si $m \leq n$, il faudrait modifier les dernières lignes comme suit:

$$\begin{aligned}
\text{Cov}(X(n), X(m)) &= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{\ell=0}^{\infty} \theta^{k+\ell} \sigma^2 \delta_{n-k, m-\ell} \\
&= \sum_{k=n-m}^{\infty} \theta^{k+m-n+k} \sigma^2 \\
&= \theta^{m-n} \frac{\theta^{2(n-m)}}{1-\theta^2} \sigma^2 = \frac{\theta^{n-m}}{1-\theta^2} \sigma^2.
\end{aligned}$$

Évidemment, on peut se passer de ce calcul en invoquant la symétrie $\text{Cov}(X(n), X(m)) = \text{Cov}(X(m), X(n))$. Au final, on obtient

$$\text{Cov}(X(n), X(m)) = \frac{\theta^{|n-m|}}{1-\theta^2} \sigma^2.$$

On a bien un processus SSL puisque la moyenne est constante et la covariance est une fonction de $|n-m|$.

4. Il s'agit de trouver une relation de la forme $X(n) + aX(n-1) = Z(n)$ avec $Z(n)$ un bruit blanc. Il faut donc écrire

$$\begin{aligned} X(n) &= W(n) + \theta W(n-1) + \theta^2 W(n-2) + \theta^3 W(n-3) + \dots \\ X(n-1) &= W(n-1) + \theta W(n-2) + \theta^2 W(n-3) + \dots \end{aligned} \quad \text{d'où on}$$

déduit immédiatement que $X(n) = W(n) + \theta X(n-1)$.

5. La fonction de transfert est donnée par $h(k) = \theta^{|k|}$: $X(n) = W * h(n)$. Sa densité spectrale est donnée par

$$\begin{aligned} \widehat{R(\omega)} &= \frac{\sigma^2}{1-\theta^2} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \theta^{|k|} \\ &= \frac{\sigma^2}{1-\theta^2} \left(1 + \sum_{k=1}^{\infty} \theta^k e^{-ik\omega} + \sum_{k=1}^{\infty} \theta^k e^{ik\omega} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{1-\theta^2} \left(1 + 2\operatorname{Re} \sum_{k=1}^{\infty} \theta^k e^{ik\omega} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{1-\theta^2} \left(1 + 2\operatorname{Re} \frac{\theta e^{i\omega}}{1-\theta e^{i\omega}} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{1-\theta^2} \left(1 + 2\operatorname{Re} \frac{\theta e^{i\omega}(1-\theta e^{-i\omega})}{(1-\theta e^{i\omega})(1-\theta e^{-i\omega})} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{1-\theta^2} \left(1 + 2\operatorname{Re} \frac{\theta e^{i\omega} - \theta^2}{1 + \theta^2 - 2\theta \cos \omega} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{1-\theta^2} \left(1 + \frac{2\theta \cos \omega - 2\theta^2}{1 + \theta^2 - 2\theta \cos \omega} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{1 + \theta^2 - 2\theta \cos \omega}. \end{aligned}$$