

### Module 3

1.  $R_X(t, t - \tau) = \frac{a^2}{2} \cos(2\pi f_0 \tau) + \text{frac} a^2 2E[\cos(2\pi f_0(2t - \tau) + 2\Phi)]$ . Le second terme dans la dernière égalité dépend de la loi de  $\Phi$ . Par exemple, si  $\Phi \sim \text{uniform}[0, 2\pi]$ ,

$$R_X(t, t - \tau) = \frac{a^2}{2} \cos(2\pi f_0 \tau).$$

2. Voir cours

3. On a

$$R_X(t, t - \tau) = R_X(\tau) = \begin{cases} 1/3 - |\tau|/(12T) & \text{si } |\tau| < T \\ 1/4 & \text{sinon.} \end{cases}$$

et

$$S_X(f) = \frac{1}{4} \delta(f) + \frac{T}{12} \left( \frac{\sin(\pi f T)}{\pi f T} \right)^2 = \frac{1}{4} \delta(f) + \frac{T}{12} \text{sinc}^2(fT).$$

4. (a)  $R_Y(t, t - \tau) = R_X(\tau) \cos(\omega_0 \tau)$ .  
 (b) Oui, car  $E[Y(t)] = 0$  (la moyenne de  $\{Y(t), t \in \mathbb{R}\}$  est constante) et  $R_Y(t, t - \tau) = R_Y(\tau)$  (la fonction d'auto-corrélation de  $\{Y(t), t \in \mathbb{R}\}$  ne dépend que de l'écart entre les deux instants auxquels elle est évaluée).  
 (c) Non, il suffit par exemple que  $R_{X_1 X_2}(t, t - \tau) = R_{X_1 X_2}(\tau)$  (i.e., que les deux processus  $X_1$  et  $X_2$  soient conjointement stationnaires au sens large) et que  $R_{X_1 X_2}(\tau) = -R_{X_1 X_2}(-\tau)$  (i.e., que  $R_{X_1 X_2}(\tau)$  soit une fonction impaire de  $\tau$ ).  
 (d)  $S_Y(f) = \frac{1}{2} (S_X(f - \frac{\omega_0}{2\pi}) + S_X(f + \frac{\omega_0}{2\pi}))$ .  
 (e)  $f_Y(y; t) = (1/\sqrt{2\pi R_X(0)}) \exp(-y^2/(2R_X(0)))$ .  
 (f) Comme  $Y(t)$  est un processus gaussien et qu'on a montré en a qu'il est WSS, il est aussi SSS.  
 (g)  $R_Z(\tau) = R_X(\tau) \cos(\omega_0 \tau) + \beta^2 (R_X^2(0) + 2R_X^2(\tau) \cos^2(\omega_0 \tau))$ .
5. (a) La moyenne du processus est constante, valant  $E[X(t)] = E[A]E[\sin(2\pi f_0 t + \Phi)] = 0$ , et sa fonction d'auto-corrélation ne dépend que de la différence entre les deux temps auxquels elle est évaluée, car elle vaut

$$\begin{aligned} R_X(t, t - \tau) &= E[A^2]E[\sin(2\pi f_0 t + \Phi) \sin(2\pi f_0(t - \tau) + \Phi)] \\ &= (a_1^2 p + a_2^2(1 - p))(\cos(2\pi f_0 \tau) + E[\cos(2\pi f_0(2t + \tau) + \Phi)]) / 2 \\ &= (a_1^2 p + a_2^2(1 - p)) \cos(2\pi f_0 \tau) / 2. \end{aligned}$$

- (b) Comme  $C_X(\tau) = (a_1^2 p + a_2^2(1 - p)) \cos(2\pi f_0 \tau) / 2$ , on a

$$\begin{aligned} \text{VAR}[\langle X(t) \rangle_T] &= \frac{2}{T} \int_0^T C_X(\tau) \left(1 - \frac{\tau}{T}\right) d\tau \\ &= \frac{(a_1^2 p + a_2^2(1 - p))}{T} \int_0^T \cos(2\pi f_0 \tau) \left(1 - \frac{\tau}{T}\right) d\tau \\ &= \frac{a_1^2 p + a_2^2(1 - p)}{2} \left( \frac{\sin(\pi f_0 T)}{\pi f_0 T} \right)^2 = \frac{a_1^2 p + a_2^2(1 - p)}{2} \text{sinc}^2(f_0 T) \end{aligned}$$

qui tend bien vers 0 lorsque  $T \rightarrow \infty$ , ce qui montre que le processus est ergodique par rapport à sa moyenne.

- (c) Posons  $Z(t) = X^2(t)$ . La moyenne de  $Z$  coïncide avec la variance de  $X$ . Dès lors, vérifier que  $X$  est ergodique par rapport à sa variance revient à vérifier que  $Z$  est ergodique par rapport à sa moyenne. Calculons tout d'abord

$$\begin{aligned}
C_Z(\tau) &= E[Z(t)Z(t-\tau)] - E[Z(t)]E[Z(t-\tau)] \\
&= E[X^2(t)X^2(t-\tau)] - E[X^2(t)]E[X^2(t-\tau)] \\
&= E[A^4]E[\sin^2(2\pi f_0 t + \Phi) \sin^2(2\pi f_0(t-\tau) + \Phi)] - R_X^2(0) \\
&= \frac{E[A^4]}{4} E[(\cos(2\pi f_0 \tau) - \cos(2\pi f_0(2t-\tau) + 2\Phi))^2] - R_X^2(0) \\
&= \frac{E[A^4]}{4} E[\cos^2(2\pi f_0 \tau) - 2 \cos(2\pi f_0 \tau) \cos(2\pi f_0(2t-\tau) + 2\Phi)] \\
&\quad + \frac{E[A^4]}{4} E[\cos^2(2\pi f_0(2t-\tau) + 2\Phi)] - R_X^2(0) \\
&= \frac{E[A^4]}{4} \left\{ \frac{1 + \cos(4\pi f_0 \tau)}{2} - 2 \cos(2\pi f_0 \tau) E[\cos(2\pi f_0(2t-\tau) + 2\Phi)] \right. \\
&\quad \left. + \frac{1 + E[\cos(4\pi f_0(2t-\tau) + 2\Phi)]}{2} \right\} - R_X^2(0) \\
&= \frac{E[A^4]}{8} \{1 + \cos(4\pi f_0 \tau) - 0 + 1 - 0\} - R_X^2(0) \\
&= \frac{a_1^4 p + a_2^4(1-p)}{8} (2 + \cos(4\pi f_0 \tau)) - \frac{(a_1^2 p + a_2^2(1-p))^2}{4} \\
&= \frac{(a_1^2 - a_2^2)^2 p(1-p)}{4} + \frac{a_1^4 p + a_2^4(1-p)}{8} \cos(4\pi f_0 \tau)
\end{aligned}$$

et ensuite (pfiou...)

$$\begin{aligned}
VAR[\langle Z(t) \rangle_T] &= \frac{2}{T} \int_0^T C_Z(\tau) \left(1 - \frac{\tau}{T}\right) d\tau \\
&= \frac{(a_1^2 - a_2^2)^2 p(1-p)}{2T} \int_0^T \left(1 - \frac{\tau}{T}\right) d\tau \\
&\quad + \frac{a_1^4 p + a_2^4(1-p)}{4T} \int_0^T \cos(4\pi f_0 \tau) \left(1 - \frac{\tau}{T}\right) d\tau \\
&= \frac{(a_1^2 - a_2^2)^2 p(1-p)}{4} + \frac{a_1^4 p + a_2^4(1-p)}{8} \text{sinc}^2(2f_0 T)
\end{aligned}$$

qui tend vers  $Var[A^2/2] = (a_1^2 - a_2^2)^2 p(1-p)/4$  lorsque  $T \rightarrow \infty$ . Comme  $0 < p < 1$  et  $a_1^2 - a_2^2 \neq 0$ , cette valeur n'est pas nulle, et le processus  $Z$  n'est pas ergodique par rapport à sa moyenne (et donc  $X$  n'est pas ergodique par rapport à sa variance).

- (d) Si  $|a_1| = |a_2|$ , la limite précédente devient nulle. Remarquez qu'on s'attendait bien à ces conclusions avant d'avoir fait tous ces calculs !

6. Calculons  $R_{XY}(\tau)$  :

$$\begin{aligned} R_{XY}(\tau) &= E[X(t)Y(t-\tau)] = E[X(t) \int_{-\infty}^{+\infty} h(r)X(t-\tau-r)dr] \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} h(r)E[X(t)X(t-\tau-r)]dr = \int_{-\infty}^{+\infty} h(r)R_X(\tau+r)dr, \end{aligned}$$

d'où

$$\begin{aligned} S_{XY}(f) &= \int_{-\infty}^{+\infty} R_{XY}(\tau)e^{-j2\pi f\tau}d\tau = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} h(r)R_X(\tau+r)e^{-j2\pi f\tau}d\tau dr \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} h(r)R_X(u)e^{-j2\pi f(u-r)}dudr \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} h(r)e^{j2\pi fr}dr \int_{-\infty}^{+\infty} R_X(u)e^{-j2\pi fu}du = H^*(f)S_X(f). \end{aligned}$$

La démonstration de  $S_{YX}(f) = H(f)S_X(f)$  est similaire.

7. Le fonction d'auto-corrélation du processus  $Y$  de sortie est

$$R_Y(\tau) = N_0B \frac{\sin(2\pi B\tau)}{2\pi B\tau} = N_0B \text{sinc}(2B\tau).$$

8.  $R_Y(\tau) = A^2 \cos(\omega_0\tau)(1 - \cos(\omega_0d))$ .

9. (a)  $E[X(t)] = 1/2$ .

(b)  $R_X(\tau) = (1 + e^{-2\lambda|\tau|})/4$

(c)  $C_X(\tau) = e^{-2\lambda|\tau|}/4$ .

(d)  $S_X(f) = \frac{1}{4} \delta(f) + \frac{1}{4} \frac{\lambda}{\lambda^2 + \pi^2 f^2}$ .

(e) Oui.

10. (a)  $P(X_1 \geq 0, X_2 \geq 0) = 1/4$ .

(b) Une matrice possible est

$$A = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix}$$

et la densité de probabilité jointe de  $Y_1$  et  $Y_2$  devient

$$f_{Y_1 Y_2}(y_1, y_2) = \frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{(1-\rho)y_1^2 + (1+\rho)y_2^2}{2\sigma^2(1-\rho^2)}\right).$$

Le domaine du plan  $(X_1 \geq 0, X_2 \geq 0)$  est transformé en  $(Y_1 \geq 0, -Y_1 \leq Y_2 \leq Y_1)$ .

(c) Une matrice possible est

$$B = \frac{1}{\sigma} \begin{bmatrix} 1/\sqrt{1+\rho} & 0 \\ 0 & 1/\sqrt{1-\rho} \end{bmatrix}.$$

La densité de probabilité jointe de  $Z_1$  et  $Z_2$  est

$$f_{Z_1 Z_2}(z_1, z_2) = \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{z_1^2 + z_2^2}{2}\right).$$

Le domaine du plan ( $Y_1 \geq 0, -Y_1 \leq Y_2 \leq Y_1$ ) est transformé en

$$\left( Z_1 \geq 0, -Z_1 \sqrt{\frac{1+\rho}{1-\rho}} \leq Z_2 \leq Z_1 \sqrt{\frac{1+\rho}{1-\rho}} \right).$$

(d) Après un changement en coordonnées polaires on trouve

$$P(X_1 \geq 0, X_2 \geq 0) = \frac{1}{\pi} \operatorname{Arctg} \sqrt{\frac{1+\rho}{1-\rho}}.$$

11. (a) A partir de l'exercice 10, on a

$$R_Y(\tau) = a^2 \left( \frac{4}{\pi} \operatorname{Arctg} \sqrt{\frac{R_X(0) + R_X(\tau)}{R_X(0) - R_X(\tau)}} - 1 \right) \quad (2)$$

$$= \frac{2a^2}{\pi} \operatorname{Arcsin} \frac{R_X(\tau)}{R_X(0)} \quad (3)$$

La dernière simplification (3) est obtenue à partir de (2) par des manipulations trigonométriques simples mais fastidieuses.

(b) Cette propriété découle directement du fait que  $X$  est un processus gaussien tel que  $\mu_X = \mu_Y = 0$  et  $R_X(\tau) = R_X(0) \sin((\pi/2a^2)R_Y(\tau))$ . Par conséquent, la seule connaissance de la moyenne de  $Y$ , de la fonction d'auto-corrélation de  $Y$  et de la variance de  $X$  permet de retrouver la moyenne et la fonction d'auto-corrélation de  $X$ , et de là, toutes les distributions jointes de n'importe quel ordre, car on sait que  $X$  est un processus gaussien.

12. (a) Comme  $X(t) = X(t+T)$  on a directement

$$R_X(\tau) = E[X(t)X(t-\tau)] = E[X(t+T)X(t-\tau)] = R_X(\tau+T).$$

(b) Soit  $Y(t) = X(t+T) - X(t)$ . Alors  $\mu_Y = E[Y(t)] = 0$  et

$$\sigma_Y^2 = E[(X(t+T) - X(t))^2] = R_X(0) - 2R_X(T) + R_X(0) = 0$$

de sorte que l'inégalité de Tchebycheff entraîne que pour tout  $\varepsilon > 0$ ,

$$P(|X(t+T) - X(t)| \geq \varepsilon) = P(|Y(t) - \mu_Y| \geq \varepsilon) = 0.$$

13. D'après l'ex. 12,  $Y(t)$  est périodique de période  $2\pi/\omega$  vu que  $X(t)$  l'est aussi. On peut donc se restreindre au calcul de  $R_Y(\tau)$  pour  $0 \leq \tau < 2\pi/\omega$ , et on calcule que dans ce cas

$$R_Y(\tau) = a^2 (4P(X(t) \geq 0, X(t - \tau) \geq 0) - 1) = a^2 \left( 2 \left| 1 - \frac{\omega\tau}{\pi} \right| - 1 \right)$$

tandis que pour  $2k\pi/\omega \leq \tau < 2(k+1)\pi/\omega$ ,

$$R_Y(\tau) = R_Y\left(\tau - \frac{2k\pi}{\omega}\right)$$

14. Comme  $H(f) = 1/(1 + 2\pi jRCf)$ ,

$$S_{V_{out}}(f) = \frac{N_0}{2(1 + 4\pi^2 R^2 C^2 f^2)}$$

dont la transformée de Fourier inverse est

$$R_{V_{out}}(\tau) = (N_0/4RC) \exp(-|\tau|/RC).$$

15. Appelons  $X'$  et  $Y'$  les processus à la sortie des deux filtres soumis aux entrées respectives  $X$  et  $Y$ . Comme  $X$  et  $Y$  sont indépendants,  $X'$  et  $Y'$  le sont aussi. En supposant que leur moyenne est nulle, on a donc

$$R_Z(\tau) = R_{X'}(\tau) + R_{X'Y'}(\tau) + R_{Y'X'}(\tau) + R_{Y'}(\tau) = R_{X'}(\tau) + R_{Y'}(\tau)$$

d'où

$$S_Z(f) = S_{X'}(f) + S_{Y'}(f) = |H_{XZ}(f)|^2 S_X(f) + |H_{YZ}(f)|^2 S_Y(f).$$

Remarquons que l'hypothèse d'indépendance de  $X$  et  $Y$  n'est pas nécessaire, on peut la remplacer par l'hypothèse de non corrélation.

16. (a)  $K = 2\sqrt{a/N_0} - a$ .  
 (b)  $K > 0$  - Cette partie nécessite des notions de stabilité des systèmes linéaires, qui sont hors matière (voir cours COM-502).
17. (a) oui, le processus est WSS.  
 (b) oui, le processus est SSS.
18. (a) La probabilité d'erreur reste inchangée si  $p \neq 0$ , avec le seuil  $\gamma$  fixé a priori à la valeur 0 :

$$P_e = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left( \sqrt{\frac{E_b}{N_0}} \right) = Q \left( \sqrt{\frac{2E_b}{N_0}} \right). \quad (4)$$

Remarquons toutefois que ce seuil  $\gamma = 0$  n'est plus optimal : à moins que  $p = 1/2$ , il existe des valeurs de  $\gamma$  qui auraient amené une valeur plus faible de  $P_e$ .

- (b) La valeur la plus élevée de  $P_e$  étant atteinte pour  $p = 1/2$ , comme montré ci-dessus, on peut toujours garantir cette valeur quel que soit  $p$ , en prenant  $\gamma = 0$ .

- (c) Pour obtenir une probabilité d'erreur inférieure à  $10^{-6}$ , il faut que  $E_b/N_0$  soit supérieur à environ 10.5 dB. Comme il était à environ 7 dB pour une probabilité d'erreur de  $10^{-3}$ , il faut trouver 3.5 dB. Doubler  $T$  revient à augmenter  $E_b/N_0$  de  $10 \log 2 \approx 3dB$ , ce qui n'est pas suffisant. Par contre, doubler  $a$  revient à augmenter  $E_b/N_0$  de  $10 \log 4 \approx 6dB$ , ce qui est largement suffisant.