

Examen de Processus Stochastiques

Mercredi 7 Janvier 2009

1^{ère} Partie : Chaîne de Markov

On considère une suite de variables aléatoires indépendantes $\{V_j, j \geq 1\}$ de même loi de Bernoulli

$$\begin{cases} P[V_j = 1] = p \in]0, 1[\\ P[V_j = 0] = q = 1 - p \end{cases}$$

et on suppose $V_{-1} = V_0 = 0$. On définit alors le vecteur X_n comme suit

$$X_n = (V_n, V_{n-1})^T.$$

1) Il est clair que le vecteur X_n est à valeurs dans l'ensemble des états $\{e_1, e_2, e_3, e_4\}$ avec

$$e_1 = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, e_2 = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}, e_3 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ et } e_4 = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

Pour montrer que X_n définit une chaîne de Markov, il suffit de montrer que la loi de $X_n | X_{n-1}, X_{n-2}, \dots$ est indépendante de X_{n-2}, X_{n-3}, \dots , c'est-à-dire ne dépend que de X_{n-1} . Puisque

$$X_n = \begin{pmatrix} V_n \\ V_{n-1} \end{pmatrix}, X_{n-1} = \begin{pmatrix} V_{n-1} \\ V_{n-2} \end{pmatrix}, X_{n-2} = \begin{pmatrix} V_{n-2} \\ V_{n-3} \end{pmatrix}, \dots$$

et que les variables aléatoires $V_j, j \in \mathbb{N}$ sont indépendantes, il est clair que X_n dépend de X_{n-1} via V_{n-1} mais est indépendant de X_{n-2}, X_{n-3}, \dots

De plus

$$\begin{aligned} P \left[X_n = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \middle| X_{n-1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \right] &= P[V_n = 0] = q, \\ P \left[X_n = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \middle| X_{n-1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \right] &= P[V_n = 1] = p, \\ P \left[X_n = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \middle| X_{n-1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \right] &= 0, \\ P \left[X_n = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \middle| X_{n-1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \right] &= 0. \end{aligned}$$

On opère de la même façon pour les autres probabilités conditionnelles et on obtient la matrice de transition \mathbf{P} de cette chaîne de Markov

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} q & 0 & p & 0 \\ q & 0 & p & 0 \\ 0 & q & 0 & p \\ 0 & q & 0 & p \end{pmatrix}$$

2) Les chaînes stationnaires $\pi = (\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4)$ associées à la matrice \mathbf{P} vérifient

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi = \pi \mathbf{P} \\ \sum_{k=1}^4 \pi_k = 1 \end{array} \right\} \iff \left\{ \begin{array}{l} \pi_1 = q\pi_1 + q\pi_2 \\ \pi_2 = q\pi_3 + q\pi_4 \\ \pi_3 = p\pi_1 + p\pi_2 \\ \pi_4 = p\pi_3 + p\pi_4 \\ \sum_{k=1}^4 \pi_k = 1 \end{array} \right.$$

On en déduit

$$\left\{ \begin{array}{l} p\pi_1 = q\pi_2 \\ q\pi_4 = p\pi_3 \\ \pi_3 = q\pi_2 + p\pi_2 = \pi_2 \\ \sum_{k=1}^4 \pi_k = 1 \end{array} \right\} \iff \left\{ \begin{array}{l} p\pi_1 = q\pi_2 \\ q\pi_4 = p\pi_3 \\ \pi_3 = q\pi_2 + p\pi_2 = \pi_2 \\ \frac{q}{p}\pi_2 + \pi_2 + \pi_2 + \frac{p}{q}\pi_2 = 1 \end{array} \right.$$

d'où

$$1 = \pi_2 \left(\frac{q^2 + 2pq + p^2}{pq} \right) = \pi_2 \frac{(p+q)^2}{pq} = \frac{\pi_2}{pq}$$

Finalement, on obtient une seule solution stationnaire

$$\pi_1 = q^2, \pi_2 = pq, \pi_3 = pq, \pi_4 = p^2$$

3) Un calcul élémentaire donne

$$\mathbf{P}^2 = \begin{pmatrix} q^2 & pq & pq & p^2 \\ q^2 & pq & pq & p^2 \\ q^2 & pq & pq & p^2 \\ q^2 & pq & pq & p^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \pi \\ \pi \\ \pi \\ \pi \end{pmatrix}$$

Supposons que

$$\mathbf{P}^n = \begin{pmatrix} \pi \\ \pi \\ \pi \\ \pi \end{pmatrix}.$$

Alors

$$\begin{aligned} \mathbf{P}^{n+1} &= \mathbf{P}\mathbf{P}^n \\ &= \begin{pmatrix} q & 0 & p & 0 \\ q & 0 & p & 0 \\ 0 & q & 0 & p \\ 0 & q & 0 & p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi \\ \pi \\ \pi \\ \pi \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \pi \\ \pi \\ \pi \\ \pi \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Donc, pour tout $n \geq 2$, on a

$$\mathbf{P}^n = \begin{pmatrix} \pi \\ \pi \\ \pi \\ \pi \end{pmatrix}$$

Comme chaque colonne de \mathbf{P}^2 a un minimum strictement positif, on peut appliquer le théorème du cours. Ce théorème dit en particulier que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^n = \begin{pmatrix} \pi \\ \pi \\ \pi \\ \pi \end{pmatrix}$$

où π est l'unique distribution stationnaire de la chaîne de Markov.

4) On pose

$$\mathbf{q}(n) = \mathbf{q}(0)\mathbf{P}^n$$

avec

$$\begin{aligned} \mathbf{q}(0) &= [P[X_0 = (0,0)^T], P[X_0 = (0,1)^T], P[X_0 = (1,0)^T], P[X_0 = (1,01)^T]] \\ &= [1, 0, 0, 0]. \end{aligned}$$

Le vecteur $\mathbf{q}(n)$ est donc la première ligne de \mathbf{P}^n . Pour $n = 1$, on obtient

$$\mathbf{q}(1) = [q, 0, p, 0],$$

tandis que pour $n \geq 2$

$$\mathbf{q}(n) = [q^2, pq, pq, p^2]$$

5) On applique le théorème mais comme pour $n_0 = 1$, toutes les colonnes possèdent au moins un 0, on travaille avec $n_0 = 2$. Pour $p = \frac{1}{4}$ et $q = \frac{3}{4}$, on a

$$P^2 = \begin{pmatrix} \frac{9}{16} & \frac{3}{16} & \frac{3}{16} & \frac{1}{16} \\ \frac{9}{16} & \frac{3}{16} & \frac{3}{16} & \frac{1}{16} \\ \frac{16}{9} & \frac{16}{3} & \frac{16}{3} & \frac{16}{1} \\ \frac{16}{9} & \frac{16}{3} & \frac{16}{3} & \frac{16}{1} \end{pmatrix}$$

On voit donc que les hypothèses du théorème sont vérifiées avec

$$\delta = \frac{9}{16} \text{ pour la colonne 1, i.e. } s = 1$$

$$\delta = \frac{3}{16} \text{ pour les colonnes 1, 2 et 3, i.e. } s = 3$$

$$\delta = \frac{1}{16} \text{ pour les colonnes 1, 2, 3 et 4, i.e. } s = 4$$

d'où

$$\|\mathbf{P}^n - \mathbf{P}^\infty\| \leq \left(1 - \frac{9}{16}\right)^{\frac{n}{2}-1} = \left(\frac{7}{16}\right)^{\frac{n}{2}-1}$$

$$\|\mathbf{P}^n - \mathbf{P}^\infty\| \leq \left(1 - \frac{9}{16}\right)^{\frac{n}{2}-1} = \left(\frac{7}{16}\right)^{\frac{n}{2}-1}$$

et

$$\|\mathbf{P}^n - \mathbf{P}^\infty\| \leq \left(1 - \frac{4}{16}\right)^{\frac{n}{2}-1} = \left(\frac{12}{16}\right)^{\frac{n}{2}-1}$$

La première inégalité va conduire à la plus petite valeur de n définie par

$$\begin{aligned} \left(\frac{7}{16}\right)^{\frac{n}{2}-1} &\leq 10^{-2} \Leftrightarrow \left(\frac{7}{16}\right)^{\frac{n}{2}} \leq \frac{7}{16} 10^{-2} \\ \Leftrightarrow \frac{n}{2} \log_{10} \left(\frac{7}{16}\right) &\leq \log_{10} \left(\frac{7}{16}\right) - 2 \\ \Leftrightarrow n &\geq 2 - \frac{4}{\log_{10} \left(\frac{7}{16}\right)} \simeq 13.14 \end{aligned}$$

d'où

$$n \geq 14.$$

2^{ème} Partie : Chaîne de Markov

1) La matrice de transition de la chaîne de Markov est

$$Q = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

la chaîne possède un unique état absorbant qui est le premier état e_1 . Le temps d'absorption est tel que

$$\begin{aligned} P[T = n] &= P[x_n = e_1, x_{n-1} \neq e_1] \\ &= P[x_n = e_1, x_{n-1} = e_2] + P[x_n = e_1, x_{n-1} = e_3] + P[x_n = e_1, x_{n-1} = e_4] \\ &= P[x_n = e_1 | x_{n-1} = e_2] P[x_{n-1} = e_2] + P[x_n = e_1 | x_{n-1} = e_3] P[x_{n-1} = e_3] \\ &\quad + P[x_n = e_1 | x_{n-1} = e_4] P[x_{n-1} = e_4] \\ &= \frac{1}{2} P[x_{n-1} = e_2] \end{aligned}$$

car les probabilités de transition $P[x_n = e_1 | x_{n-1} = e_3]$ et $P[x_n = e_1 | x_{n-1} = e_4]$ sont nulles.

2) Les valeurs propres de D vérifient

$$\begin{aligned} |D - \lambda I| &= 0 \Leftrightarrow \begin{vmatrix} -\lambda & \frac{1}{2} & 0 \\ \frac{1}{2} & -\lambda & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} - \lambda \end{vmatrix} = 0 \\ \Leftrightarrow -\lambda \left(\lambda^2 - \frac{1}{2}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{1}{4} - \frac{\lambda}{2} - \frac{1}{4}\right) &= 0 \\ \Leftrightarrow -\frac{\lambda}{4} (4\lambda^2 - 2\lambda - 1) &= 0 \\ \Leftrightarrow -\frac{\lambda}{4} \left(\lambda - \frac{1 + \sqrt{5}}{4}\right) \left(\lambda - \frac{1 - \sqrt{5}}{4}\right) &= 0 \end{aligned}$$

Il est classique de décomposer la matrice P sous la forme d'une matrice par blocs telle que

$$Q = \begin{pmatrix} I & 0 \\ C & D \end{pmatrix}$$

avec ici

$$I = (1), C = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, D = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

Des calculs élémentaires permettent d'obtenir par récurrence

$$Q^n = \begin{pmatrix} I & 0 \\ (I + D + \dots + D^{n-1})C & D^n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I & 0 \\ (I - D^n)(I - D)^{-1}C & D^n \end{pmatrix}$$

On en déduit

$$D^n = P \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{1+\sqrt{5}}{4}\right)^n & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{1-\sqrt{5}}{4}\right)^n \end{pmatrix} P^T = M \left(\frac{1+\sqrt{5}}{4}\right)^n + N \left(\frac{1-\sqrt{5}}{4}\right)^n$$

Mais $q(0) = (0, 0, 0, 1)$ donc

$$\begin{aligned} q(n-1) &= q(0)P^{n-1} \\ &= (0, 0, 0, 1) \begin{pmatrix} I & 0 \\ (I - D^{n-1})(I - D)^{-1}C & D^{n-1} \end{pmatrix} \\ &= (P[x_{n-1} = e_1], P[x_{n-1} = e_2], P[x_{n-1} = e_3], P[x_{n-1} = e_4]) \end{aligned}$$

La probabilité recherchée $P[x_{n-1} = e_2]$ est sur la dernière ligne de D^{n-1} . Cette probabilité est donc de la forme

$$P[x_{n-1} = e_2] = a_1 \left(\frac{1+\sqrt{5}}{4}\right)^{n-1} + b_1 \left(\frac{1-\sqrt{5}}{4}\right)^{n-1}.$$

d'où

$$\begin{aligned} P[T = n] &= \frac{1}{2}P[x_{n-1} = e_2] \\ &= c_1 \left(\frac{1+\sqrt{5}}{4}\right)^{n-1} + d_1 \left(\frac{1-\sqrt{5}}{4}\right)^{n-1} \end{aligned}$$

Il faut maintenant calculer les constantes c_1 et d_1 . On détermine ces constantes à partir de valeurs particulières de n

$$\begin{aligned} P[T = 1] &= \frac{1}{2}P[x_0 = e_2] = 0 \\ P[T = 2] &= \frac{1}{2}P[x_1 = e_2] \end{aligned}$$

Mais $q(1) = q(0)Q$, donc

$$\begin{aligned} q(1) &= [0, 0, 0, 1] \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \end{pmatrix}, \\ &= \left[0, \frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2}\right], \end{aligned}$$

d'où

$$P[x_1 = e_2] = \frac{1}{2}$$

On en conclut que les constantes c_1 et c_2 vérifient le système d'équations

$$\begin{aligned} c_1 + d_1 &= 0 \\ c_1 \left(\frac{1 + \sqrt{5}}{4} \right) + d_1 \left(\frac{1 - \sqrt{5}}{4} \right) &= \frac{1}{4} \end{aligned}$$

dont la solution est

$$c_1 = \frac{1}{2\sqrt{5}} \text{ et } d_1 = -\frac{1}{2\sqrt{5}}$$

Finalement, la loi du temps d'absorption est

$$P[T = n] = \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\left(\frac{1 + \sqrt{5}}{4} \right)^{n-1} - \left(\frac{1 - \sqrt{5}}{4} \right)^{n-1} \right]$$

3) Pour $n = 1$, on a

$$D = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

qui vérifie bien la relation de récurrence avec

$$a_1 = 0 \text{ et } b_1 = 1$$

Supposons alors que

$$D^n = \left(\frac{1}{2} \right)^n \begin{pmatrix} a_n & b_n & a_n \\ a_n + b_n & a_n & a_n + b_n \\ a_n + b_n & a_n & a_n + b_n \end{pmatrix}$$

On en déduit

$$\begin{aligned} D^{n+1} &= D^n D \\ &= \left(\frac{1}{2} \right)^n \begin{pmatrix} a_n & b_n & a_n \\ a_n + b_n & a_n & a_n + b_n \\ a_n + b_n & a_n & a_n + b_n \end{pmatrix} \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \\ &= \left(\frac{1}{2} \right)^{n+1} \begin{pmatrix} a_n + b_n & a_n & a_n + b_n \\ 2a_n + b_n & a_n + b_n & 2a_n + b_n \\ 2a_n + b_n & a_n + b_n & 2a_n + b_n \end{pmatrix} \end{aligned}$$

En posant

$$a_{n+1} = a_n + b_n \text{ et } b_{n+1} = a_n,$$

on obtient

$$D^{n+1} = \left(\frac{1}{2} \right)^{n+1} \begin{pmatrix} a_{n+1} & b_{n+1} & a_{n+1} \\ a_{n+1} + b_{n+1} & a_{n+1} & a_{n+1} + b_{n+1} \\ a_{n+1} + b_{n+1} & a_{n+1} & a_{n+1} + b_{n+1} \end{pmatrix},$$

ce qui termine la preuve par récurrence.

4) La loi du temps d'absorption est définie par

$$P[T = n] = \frac{1}{2}P[x_{n-1} = e_2].$$

Mais

$$\begin{aligned} q(n-1) &= (P[x_{n-1} = e_1], P[x_{n-1} = e_2], P[x_{n-1} = e_3], P[x_{n-1} = e_4]), \\ &= (0, 0, 0, 1) \begin{pmatrix} I & 0 \\ (I - D^{n-1})(I - D)^{-1}C & D^{n-1} \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

Donc $P[x_{n-1} = e_2]$ est le premier élément de la dernière ligne de D^{n-1} , d'où

$$\begin{aligned} P[T = n] &= \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} (a_{n-1} + b_{n-1}), \\ &= \left(\frac{1}{2}\right)^n (a_{n-1} + b_{n-1}). \end{aligned}$$

En utilisant la relation $b_{n-1} = a_{n-2}$, on en déduit

$$P[T = n] = \left(\frac{1}{2}\right)^n (a_{n-1} + a_{n-2}).$$

3^{ème} Partie : Suite stationnaire

1) En prenant la transformée en Z de l'équation

$$x_t - \frac{7}{2}x_{t-1} + \frac{3}{2}x_{t-2} = e_t,$$

on obtient

$$X(z) \left(1 - \frac{7}{2}z^{-1} + \frac{3}{2}z^{-2}\right) = E(z),$$

d'où

$$H(z) = \frac{X(z)}{E(z)} = \frac{2z^2}{2z^2 - 7z + 3}$$

La relation de Wiener-Lee permet d'obtenir

$$s_x(f) = s_e(f) |H(f)|^2.$$

La fraction rationnelle $H(z)$ Cette fraction rationnelle admet deux pôles réels $z = 3$ et $z = \frac{1}{2}$

$$H(z) = \frac{2z^2}{(z-3)(2z-1)},$$

d'où

$$\begin{aligned}
 s_x(f) &= \frac{4}{|e^{j2\pi f} - 3|^2 |2e^{j2\pi f} - 1|^2}, \\
 &= \frac{4}{[10 - 6 \cos(2\pi f)] [5 - 4 \cos(2\pi f)]}, \\
 &= \frac{2}{[5 - 3 \cos(2\pi f)] [5 - 4 \cos(2\pi f)]}
 \end{aligned}$$

2) La fraction rationnelle $H(z)$ admet deux pôles réels $z = 3$ et $z = \frac{1}{2}$ situés respectivement à l'extérieur et à l'intérieur du cercle unité. On sait donc que la sortie du filtre AR x_t s'exprime sous la forme

$$x_t = \sum_{k=-\infty}^{\infty} h_k e_{t-k}.$$

Mais

$$\begin{aligned}
 H(z) &= \frac{2z^2}{(z-3)(2z-1)}, \\
 &= 1 + \frac{7z-3}{(z-3)(2z-1)}, \\
 &= 1 + \frac{A}{2z-1} + \frac{B}{z-3}.
 \end{aligned}$$

Des calculs élémentaires permettent de déterminer A et B

$$A = -\frac{1}{5} \text{ et } B = \frac{18}{5}$$

On en déduit

$$H(z) = 1 - \frac{1}{10z} \frac{1}{1 - \frac{1}{2}z^{-1}} + \frac{18}{5(-3)} \frac{1}{1 - \frac{z}{3}}$$

Pour $z = e^{j2\pi f}$, on a

$$\left| \frac{1}{2}z^{-1} \right| = \frac{1}{2} < 1 \text{ et } \left| \frac{z}{3} \right| = \frac{1}{3} < 1,$$

ce qui permet d'écrire

$$\begin{aligned}
 \frac{1}{1 - \frac{1}{2}z^{-1}} &= \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k z^{-k} \\
 \frac{1}{1 - \frac{z}{3}} &= \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^k z^k
 \end{aligned}$$

On a finalement

$$\begin{aligned}
 X(z) &= E(z) \left[1 - \frac{1}{10} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k z^{-k-1} - \frac{6}{5} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^k z^k \right] \\
 &= E(z) \left[-\frac{1}{5} - \frac{1}{10} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k z^{-k-1} - \frac{6}{5} \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^k z^k \right]
 \end{aligned}$$

ou

$$\begin{aligned} x_t &= -\frac{1}{5}e_t - \frac{1}{10} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k e_{t-k-1} - \frac{6}{5} \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^k e_{t+k} \\ &= -\frac{1}{5}e_t - \frac{1}{5} \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k e_{t-k} - \frac{6}{5} \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^k e_{t+k} \end{aligned}$$

3) On suppose que pour une suite ARMA x_t , l'innovation u_t est obtenue par filtrage linéaire de x_t . Si $\alpha(z)$ est la fonction de transfert de ce filtre, on a

$$s_u(f) = s_x(f) |\alpha(f)|^2 = 1,$$

d'où

$$\begin{aligned} |\alpha(f)|^2 &= \frac{1}{s_x(f)}, \\ &= \frac{1}{4} |e^{j2\pi f} - 3|^2 |2e^{j2\pi f} - 1|^2. \end{aligned}$$

En réarrangeant cette expression, on obtient

$$\begin{aligned} |\alpha(f)|^2 &= 9 \left| 1 - \frac{1}{2}e^{-j2\pi f} \right|^2 \left| 1 - \frac{1}{3}e^{j2\pi f} \right|^2, \\ &= 9 \left| 1 - \frac{1}{2}e^{-j2\pi f} \right|^2 \left| 1 - \frac{1}{3}e^{-j2\pi f} \right|^2. \end{aligned}$$

d'où

$$\begin{aligned} \alpha(z) &= 3 \left(1 - \frac{1}{2}z^{-1} \right) \left(1 - \frac{1}{3}z^{-1} \right), \\ &= 3 \left(1 - \frac{5}{6}z^{-1} + \frac{1}{6}z^{-2} \right). \end{aligned}$$

On a finalement

$$U(z) = X(z) 3 \left(1 - \frac{5}{6}z^{-1} + \frac{1}{6}z^{-2} \right),$$

c'est-à-dire

$$u_t = 3 \left(x_t - \frac{5}{6}x_{t-1} + \frac{1}{6}x_{t-2} \right).$$

4) La décomposition de Wold d'une suite ARMA x_t exprime x_t en fonction de son innovation u_t . En utilisant la question précédente, on a

$$\begin{aligned} X(z) &= \frac{1}{3} \left(\frac{1}{1 - \frac{1}{2}z^{-1}} \right) \left(\frac{1}{1 - \frac{1}{3}z^{-1}} \right) U(z), \\ &= \left(\frac{A}{1 - \frac{1}{2}z^{-1}} + \frac{B}{1 - \frac{1}{3}z^{-1}} \right) U(z). \end{aligned}$$

Des calculs élémentaires permettent de déterminer A et B

$$B = -\frac{2}{3} \text{ et } A = 1,$$

d'où

$$X(z) = \left[\sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k z^{-k} - \frac{2}{3} \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^k z^{-k} \right] U(z).$$

La décomposition de Wold de x_t est donc

$$x_t = \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{1}{2}\right)^k - \frac{2}{3} \left(\frac{1}{3}\right)^k \right] u_{t-k}.$$