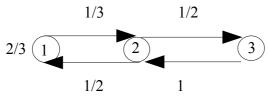
Modélisation partiel du 13/02/2006

Problème 1

1-



- 2- Classe : {1, 2, 3}
- 3- Oui car la chaîne de Markov a un espace des états fini (nombre fini d'états).
- 4- Oui car il n'y a qu'une seule classe récurrente.
- 5- $\pi = \pi P$ ou somme des entrées = somme des sorties pour chaque noeud k $\sum_{i \neq k} \pi_i p_{ik} = \pi_k \sum_{i \neq k} p_{ki}$

$$\sum_{i \neq k} \pi_i p_{ik} = \pi_k \sum_{i \neq k} p_k$$

avec $\pi = (\pi_1, \pi_2, \pi_3)$ et $\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1$

résultat $\pi = (1/2, 1/3, 1/6)$

6- D'après le théorème 1 la chaîne de Markov converge.

$$P:\begin{pmatrix} + & + & 0 \\ + & 0 & + \\ 0 & + & 0 \end{pmatrix} \qquad P^{2}:\begin{pmatrix} + & + & + \\ + & + & 0 \\ + & 0 & + \end{pmatrix} \qquad P^{4}:\begin{pmatrix} + & + & + \\ + & + & + \\ + & + & + \end{pmatrix}$$

Pour le théorème 2 on calcule det(P-xI) en développant par rapport à la dernière ligne.

$$\begin{vmatrix} 2/3 - x & 1/3 & 0 \\ 1/2 & -x & 1/2 \\ 0 & 1 & -x \end{vmatrix} = - \begin{vmatrix} 2/3 - x & 0 \\ 1/2 & 1/2 \end{vmatrix} - x \begin{vmatrix} 2/3 - x & 1/3 \\ 1/2 & -x \end{vmatrix} = -x^3 + \frac{2}{3}x^2 + \frac{2}{3}x - \frac{1}{3}$$

Le polynôme caractéristique est divisible par x-1 car 1 est toujours racine (1 valeur propre de P). Une division euclidienne par *x*-1 donne

$$-x^{3} + \frac{2}{3}x^{2} + \frac{2}{3}x - \frac{1}{3} = (x-1)(-x^{2} - x/3 + 1/3) = (1-x)(\frac{-1-\sqrt{13}}{6} - x)(\frac{-1+\sqrt{13}}{6} - x)$$

et la valeur absolue des deux dernières racines vérifie
$$0 < \frac{2}{6} = \frac{-1 + \sqrt{9}}{6} < \frac{-1 + \sqrt{13}}{6} < \frac{1 + \sqrt{13}}{6} < \frac{1 + \sqrt{16}}{6} = \frac{5}{6} < 1 \quad \text{donc la chaîne de Markov converge.}$$

7- C'est la distribution stationnaire de la question 5 et P* a toutes ses lignes égales à ce vecteur de probabilités.

Problème 2

Le nombre d'états est infini.

- 2- Oui, X_{n+1} (futur) ne dépend que de X_n (présent) et non du passé X_{n-p} (p > 0).
- 3- A l'équilibre les sorties compensent les entrées (ici $p(k) = \pi_k$ vecteur de probabilités stationnaires)

$$\begin{cases} 0.2 \ p(0) = 0.3 \ p(1) \\ (0.2+0.3) \ p(k) = 0.2 \ p(k-1) + 0.3 \ p(k+1) \end{cases} \quad \text{pour } k > 0 \\ \begin{cases} p(1) = \frac{2}{3} \ p(0) \\ 3 \ p(k+1) - 5 \ p(k) + 2 \ p(k-1) = 0 \end{cases}$$

4- Equation caractéristique $3x^2-5x+2=0$ racines 2/3 et 1 donc $p(k)=a(2/3)^k+b1^k=a(2/3)^k+b$

Modélisation partiel du 13/02/2006

5- Les p(k) sont des probabilités donc

$$\sum_{k=0}^{\infty} p(k) = 1 \quad \text{série convergente, ce qui implique } \lim_{k \to \infty} p(k) = 0 \quad \text{et } b = 0$$

mais aussi

$$1 = \sum_{k=0}^{\infty} p(k) = a \sum_{k=0}^{\infty} (2/3)^k = a \frac{1}{1 - 2/3} = 3 a$$

donc a = 1/3 et

$$p(k)=1/3(2/3)^k$$
 avec $p(0)=1/3$ et $p(1)=1/3(2/3)=2/9$

les équations initiales sont vérifiées.

6- Rendre l'état 3 absorbant et calculer n_0

$$\begin{cases}
 n_0 = 1 + 0,8 \, n_0 + 0,2 \, n_1 \\
 n_1 = 1 + 0,3 \, n_0 + 0,5 \, n_1 + 0,2 \, n_2 \\
 n_2 = 1 + 0,2 \, n_1 + 0,5 \, n_2
\end{cases}$$
puis résolution avec la triangularisation de Gauss
$$\begin{pmatrix}
 0,2 \, n_0 - 0,2 \, n_1 = 1 \\
 -0,3 \, n_0 + 0,5 \, n_1 - 0,2 \, n_2 = 1 \\
 -0,2 \, n_1 + 0,5 \, n_2 = 1
\end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix}
 2 \, n_0 - 2 \, n_1 = 10 \\
 +4 \, n_1 - 4 \, n_2 = 50 \\
 -2 \, n_1 + 5 \, n_2 = 10
\end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix}
 n_0 - n_1 = 5 \\
 n_1 - n_2 = 25/2 \\
 3 \, n_2 = 35
\end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix}
 n_0 = 175/6 \\
 n_1 = 145/6 \\
 n_2 = 35/3
\end{pmatrix}$$
7- Rendre les états 0 et 3 absorbants et calculer b_{20}

Problème 3

1- Le nombre de pannes N suit une loi de Poisson de durée 2

$$P(N>3) = 1 - [P(N=0) + P(N=1) + P(N=2) + P(N=3)]$$

$$P(N>3) = 1 - [e^{-2} + 2e^{-2} + 2e^{-2} + 4/3 e^{-2}] = 1 - [19/3] e^{-2} \approx 0.15$$

2- L'instant T de la première panne suit une loi exponentielle

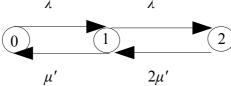
 $P(T \le t \mid t \le 3) = P(T \le t \text{ et } t \le 3) / P(t \le 3)$ en considérant 1 panne sur [0,t] et 0 sur [t,3]= $(e^{-\lambda t} \lambda t e^{-\lambda(3-t)}) / (3\lambda e^{-3\lambda}) = t/3$ c'est la fonction de répartition F(t).

Pour obtenir la densité il faut dériver F(t), on a f(t) = 1/3.

La distribution de *T* est uniforme sur [0,3]

Problème 4

On considère que les arrivées et les services suivent des lois exponentielles. La station est une M/M/2/2 donc $\lambda(0) = \lambda(1) = \lambda$ et 0 sinon; $\mu(1) = \mu'$, $\mu(2) = 2\mu'$, processus de naissance et de mort. 1- Diagramme simplifié sans boucle, $o(\Delta t)$ ni Δt



Le nombre d'états est fini.

2- Supposons l'équilibre atteint, les probabilités $p(k) = \pi_k$ sont constantes

$$\begin{cases} \lambda p(0) = \mu' p(1) \\ (\lambda + \mu') p(1) = \lambda p(0) + 2 \mu' p(2) \\ 2\mu' p(2) = \lambda p(1) \end{cases} \qquad \begin{cases} \lambda p(0) = \mu' p(1) \\ 2\mu' p(2) = \lambda p(1) \\ p(0) + p(1) + p(2) = 1 \end{cases}$$

Modélisation partiel du 13/02/2006

$$\begin{cases}
p(1) = p(0)\lambda/\mu' \\
p(2) = p(0)(\lambda/\mu')^{2}/2 \\
p(0) = 1/(1 + \lambda/\mu' + (\lambda/\mu')^{2}/2)
\end{cases} \text{ pour } \lambda = \mu' \begin{cases}
p(1) = 2/5 \\
p(2) = 1/5 \\
p(0) = 2/5
\end{cases}$$

- 4- Pas de condition de stabilité car la capacité est limitée (donc pas de débordement et les probabilités p(k) sont toujours définies).
- 5- L = p(1) + 2 p(2), remarquons qu'il n'y a pas d'attente.
- 6- Les états 0 et 1 autorisent l'arrivée d'un nouvel appel et donc son traitement.

La probabilité de rejet est donc p(2) = 1 - [p(0) + p(1)]

Problème 5

Résolu en cours.