

TD File d'attente

ENSSAT

Exercice 2

1. On nous donne $\rho = 0,95$ et $\lambda = \frac{1}{10}$. Ainsi, $\frac{\lambda}{\mu} = 0,95$ soit $\mu = \frac{1}{9,5}$. Ainsi, la durée moyenne est de

$$\bar{\mu} = \frac{1}{\mu} = 9,5 \text{ mn}$$

2. Puisque $\rho < 1$, la distribution stationnaire existe. On a alors $\pi_j = \rho\pi_{j-1}$ et donc $\pi_j = \rho^j\pi_0$, avec $\sum_{j=0}^{\infty} \pi_j = 1$ ce qui nous donne

$$\pi_0 = \frac{1}{\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j} = 1 - \rho$$

et donc

$$\pi = (\pi_j) \text{ avec } \pi_j = (1 - \rho)\rho^j$$

3. Par définition :

$$\begin{aligned} \bar{N} &= \sum_{j=0}^{\infty} j\mathbb{P}(N = j) \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} j\pi_j \\ &= (1 - \rho) \sum_{j=0}^{\infty} j\rho^j \\ &= (1 - \rho)\rho \frac{1}{(1 - \rho)^2} \\ &= \frac{\rho}{1 - \rho} = 19 \end{aligned}$$

Il y a en moyenne 19 clients en attente.

De même, le temps de séjour moyen vaut \bar{R} . Comme il y a ergodicité, on va appliquer la formule de Little. Il nous faut $\bar{\lambda}$:

$$\bar{\lambda} = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda\pi_j = \lambda$$

et donc $\bar{R} = \frac{\bar{N}}{\bar{\lambda}} = \frac{\rho}{\lambda(1 - \rho)} = \frac{1}{\mu - \lambda} = 190 \text{ mn}$.

Enfin, le temps d'attente moyen vaut $\bar{R}_q = \bar{R} - \frac{1}{\mu} = 180,5 \text{ minutes}$.

4. Avec un taux d'activité du serveur de 0,95 (soit proche de 1), le temps d'attente moyen est de 2 h, ce qui est non négligeable.
5. Les résultats théoriques sont les mêmes. On obtient alors

$$\bar{N} = 9, \quad \bar{R} = 90 \text{ mn} \quad \text{et} \quad \bar{R}_q = 81 \text{ mn}$$

On diminue ainsi drastiquement les temps d'attente en obtenant un taux d'activité de 0,9 au lieu de 0,95.

Exercice 4

- On dispose d'une file M/M/n ici. Les lois des temps d'inter-arrivés et de service sont sans mémoire, donc la chaîne est Markovienne.
On dispose du graphe suivant, en négligeant les cas qui sont $o(t)$:
- En utilisant les équations de balance, on obtient, pour $j \geq 1$:

$$\begin{aligned}\pi_j &= \pi_0 \prod_{k=1}^j \frac{\lambda(k-1)}{\mu(k)} \\ &= \pi_0 \lambda^j \prod_{k=1}^j \frac{1}{\mu(k)}\end{aligned}$$

— Si $j \leq n$:

$$\pi_j = \pi_0 \lambda^j \prod_{k=1}^j \frac{1}{k\mu} = \pi_0 \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j \frac{1}{j!}$$

— Si $j \geq n+1$:

$$\begin{aligned}\pi_j &= \pi_0 \lambda^j \prod_{k=1}^n \frac{1}{k\mu} \prod_{k=n+1}^j \frac{1}{n\mu} \\ &= \pi_0 \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j \frac{1}{n! n^{j-n}}\end{aligned}$$

En notant $\rho = \frac{\lambda}{n\mu}$:

$$\pi_j = \pi_0 \begin{cases} \frac{\rho^j}{j!} n^j & \text{pour } 1 \leq j \leq n \\ \frac{\rho^j}{n!} n^n & \text{pour } j \geq n+1 \end{cases}$$

On remarque que pour $j = n$, les formules se recollent, et que pour $n = 1$, on retrouve bien la formule classique de la file M/M/1.

Le régime stationnaire existe si et seulement si la série de terme général π_j converge, donc si et seulement si $\rho < 1$. Dans ce cas, par calcul classique (la somme de la série valant 1) :

$$\pi_0 = \left(1 + \sum_{j=1}^n \frac{(n\rho)^j}{j!} + \sum_{j=n+1}^{\infty} \frac{(n\rho)^j}{n!} n^{n-j}\right)^{-1}$$

- On note N_q la variable aléatoire commentant le nombre de clients dans la zone d'attente en régime stationnaire. Par définition :
 - Si $N_{\infty} \leq n$, alors $N_q = 0$ (pas d'attente car tous les serveur ne sont pas occupé)
 - Si $N_{\infty} \geq n+1$, alors $N_q = N_{\infty} - n$, c'est-à-dire le nombre de client moins le nombre de clients dans les serveurs.

Alors, par définition :

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(N_q) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \mathbb{P}(N_q = k) \\
&= \sum_{k=1}^{\infty} k \mathbb{P}(N = n + k) \\
&= \sum_{k=1}^{\infty} k \pi_{n+k} \\
&= \pi_0 \frac{n^n}{n!} \sum_{k=1}^{\infty} k \rho^{k+n} \\
&= \pi_0 \frac{n^n}{n!} \rho^{n+1} \sum_{k=1}^{\infty} k \rho^{k-1} = \pi_0 \frac{(n\rho)^n}{n!} \frac{\rho}{(1-\rho)^2}
\end{aligned}$$

Ainsi, $\overline{N}_q = \mathbb{E}(N_q)$ (par ergodicité) et donc

$$\overline{N}_q = \pi_0 \frac{(n\rho)^n}{n!} \frac{\rho}{(1-\rho)^2}$$

4. De même, par ergodicité, $\overline{N} = \mathbb{E}(N)$ et par définition :

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(N) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \mathbb{P}(N_{\infty} = k) \\
&= \sum_{k=1}^{\infty} k \pi_k \\
&= \sum_{k=1}^n k \pi_k + \sum_{k=n+1}^{\infty} k \pi_k
\end{aligned}$$

or :

$$\begin{aligned}
\sum_{k=n+1}^{\infty} k \pi_k &= \sum_{k=1}^{\infty} (n+k) \pi_{n+k} \\
&= n \sum_{k=1}^{\infty} \pi_{n+k} + \sum_{k=1}^{\infty} k \pi_{n+k} \\
&= n \sum_{k=n+1}^{\infty} \pi_k + \mathbb{E}(N_q)
\end{aligned}$$

et donc

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(N) &= \mathbb{E}(N_q) + \sum_{k=1}^n k \pi_k + n \sum_{k=n+1}^{\infty} \pi_k \\
&= \mathbb{E}(N_q) + n\rho\pi_0 \left(\sum_{k=1}^n k \frac{(n\rho)^{k-1}}{k!} + \frac{1}{\rho} \sum_{k=n+1}^{\infty} \frac{n^n \rho^k}{n!} \right) \\
&= \mathbb{E}(N_q) + n\rho\pi_0 \left(\sum_{k=0}^{n-1} \frac{(n\rho)^k}{k!} + \sum_{k=n+1}^{\infty} \frac{n^{n-1} \rho^{k-1}}{(n-1)!} \right) \\
&= \mathbb{E}(N_q) + n\rho\pi_0 \underbrace{\left(\sum_{k=0}^{n-1} \frac{(n\rho)^k}{k!} + \sum_{k=n}^{\infty} \frac{n^n \rho^k}{(n)!} \right)}_{=\pi_0^{-1}} = \mathbb{E}(N_q) + n\rho
\end{aligned}$$