

Le système considéré:

Arrivé de Poisson

Temps de service généraux, suivent une loi de densité  $s(x)$

Dans le cas de la M/M/1, on considère  $N(t)$

Puisque  $N(t)$  était markovien,

$$P(N(t+dt)=k) = P(N(t)=k-1)(\lambda dt + o(dt)) + P(N(t)=k+1)(\mu dt + o(dt)) + P(N(t)=k)(1 - \lambda dt - \mu dt + o(dt))$$

Ce qui nous permet ensuite de calculer  $P'(N(t))$

Ceci était possible car  $N(t)$  était markovien, car

$$P(\text{un départ pendant } dt) = P(T < S < T + dt | S > T) = \dots = \mu dt + o(dt)$$

Mais si les temps de services ne sont plus exponentiels mais par exemple  $\text{Unif}([0,a])$ , alors

$$P(T < S < T + dt | S > T) = \frac{dt}{a - T}$$

Donc la probabilité d'un départ pendant  $dt$  dépend du temps qui s'est écoulé depuis le début du service du client qui va partir.

Donc dans le cas général, pour prédire l'évolution de  $N(t)$ , il faut connaître ce temps

→ la seule connaissance de  $N(t)$  ne suffit pas à prévoir l'évolution de  $N(t)$  et donc que  $N(t)$  n'est pas markovien!

On pourrait étudier  $(N(t), T)$  mais c'est très compliqué :(

Astuce:

On considère le nombre  $q_n$  de clients laissés dans le système par le  $n$ -ième départ

Le système évoluant par pas de 1, le nombre de fois où un client qui part laisse  $k$  client dans le système est égal au nombre de fois où son client qui arrive trouve des clients dans le système

$$\text{Donc, } P(\text{un client laisse } k \text{ clients dans le système}) = D_k = P(\text{un client trouve } k \text{ clients}) = A_k$$

Or PASTA affirme qu'un client qui arrive dans le système voit le système dans l'état de ses moyennes temporelles (sous l'hypothèse que les arrivées sont indépendantes du système)

$$\frac{1}{K(t)} \sum_i X_i = \int_0^t X_i(t)$$

Et, si le système est ergodique, les moyennes temporelles convergent vers les moyennes en proba

Donc  $D_k = A_k$  et  $A_k = P(N(t)=k)$  par PASTA

### 1. Distribution de $q_n$ , R&W, étude du nombre de clients dans le système, de temps de réponse et d'attente

$$q_n + 1 = \begin{cases} q_n - 1 + v_n + 1, & \text{si } q_n > 0 \\ v_n + 1, & \text{si } q_n = 0 \end{cases} \text{ avec } v_n + 1 \text{ nombre d'arrivées pendant le } n+1 \text{ ième service}$$

$$\Rightarrow q_n + 1 = q_n - \Delta q_n + v_n + 1 \text{ avec } \Delta q_n = 1 \text{ si } q_n > 0$$

$$z_n^q + 1 = z_n^q - \Delta q_n + z_n^v + 1$$

$$E(z_n^q + 1) = E(z_n^q - \Delta q_n) E(z_n^v + 1) \text{ car } v_n + 1 \text{ indépendant de } q_n \text{ et } \Delta q_n$$



$$E(z_n^q - \Delta q_n) = \sum_{k=0}^{\infty} z^k P(q_n - \Delta q_n = k) = P(q_n = 0) + z P(q_n = 1) + z^2 P(q_n = 2) + \dots$$

$$E(z_n^q - \Delta q_n) = 1 - \rho + \frac{1}{z} \sum_{k=0}^{\infty} z^k P(q_n = k)$$

$\rho = \lambda E(S)$  taux d'occupation de Chang-Lavenberg

$$E(z_n^q - \Delta q_n) = 1 - \rho - \frac{1}{z} (Q(z) - P(q_n = 0)) \quad \text{avec } Q(z) = E(z_n^q)$$

$$E(z_n^q - \Delta q_n) = (1 - \rho) \left( 1 - \frac{1}{z} \right) + \frac{1}{z} Q(z)$$

$E(v_n + 1) = \sum_k z^k P(v_n + 1 = k) = \sum_k z^k \int_0^{\infty} \frac{(\lambda x)^k}{k!} e^{-\lambda x} s(x) dx$  c'est la proba d'avoir les arrivées pendant le temps de service de durée  $x$  du  $n+1$ ème client

$$E(v_n + 1) = \int_0^{\infty} \sum_k \frac{(z \lambda x)^k}{k!} e^{-\lambda x} s(x) dx = \int_0^{\infty} e^{z \lambda x} e^{-\lambda x} s(x) dx = S^*(\lambda(1-z))$$

où  $S^*$  est la transformée de Laplace de  $s(x)$

$$\text{Donc } E(z_n^q + 1) = \left( (1 - \rho) \left( 1 - \frac{1}{z} \right) + \frac{1}{z} Q(z) \right) S^*(\lambda(1-z))$$

Pour  $n$  grand,  $E(z_n^q + 1) = E(z_n^q) = Q(z)$

$$\begin{aligned} \text{Donc } Q(z) &= \left( (1 - \rho) \left( 1 - \frac{1}{z} \right) + \frac{1}{z} Q(z) \right) S^*(\lambda(1-z)) \\ \Rightarrow Q(z) &= \frac{(1 - \rho) \left( 1 - \frac{1}{z} \right) S^*(\lambda(1-z))}{S^*(\lambda(1-z)) - z} \end{aligned}$$

QED

Temps de réponse:

Le nombre de clients  $q_n$  laissés par le  $n$ -ième client qui quitte le système est égal au nombre d'arrivées pendant son temps de réponse.

$$Q(z) = E(z_n^q) = \sum_k z^k P(q_n = k) = \sum_k z^k \int_0^{\infty} \frac{(\lambda x)^k}{k!} e^{-\lambda x} r(x) dx = \int_0^{\infty} e^{-\lambda(1-z)x} r(x) dx = R^*(\lambda(1-z))$$

où  $r(x)$  est la densité de probabilité de temps de réponse

$$\Rightarrow Q(z) = R^*(\lambda(1-z))$$

Posons  $u = \lambda(1-z) \Rightarrow z = 1 - \frac{u}{\lambda}$

$$R^*(u) = Q\left(1 - \frac{u}{\lambda}\right) = \frac{(1 - \rho)u S^*(u)}{\lambda S^*(u) - \lambda + u}$$

Temps d'attente:

$$W = \frac{R}{S} \Rightarrow W^*(u) = \frac{R^*(u)}{S^*(u)} = \frac{(1 - \rho)u}{\lambda S^*(u) - \lambda + u}$$

## 2. Utilisation

$$E(q_n) = \frac{dE(z_n^q)}{dz} = \frac{dQ(z)}{dz}$$

Pour une transformée de Laplace  $F^*(u)$  d'une fonction  $f(x)$

$$F^*(u) = \int e^{-ux} f(x) dx = \int \sum_k (-1)^k \frac{(ux)^k}{k!} f(x) dx = \sum_k (-1)^k \frac{u^k}{k!} E(X^k)$$

Par ailleurs, la formule de Taylor donne  $F^*(u) = \sum_k \frac{F^{(k)}(0)}{k!} u^k$   
 par identification terme à terme des deux séries entières,  $E(X^k) = (-1)^k F^{(k)}(0)$

Cas de la M/M/1

$$s(x) = \mu e^{-\mu x}$$

$$S^*(u) = \int_0^\infty e^{-ux} \mu e^{-\mu x} dx$$

$$\Rightarrow Q(z) = \frac{(1-\rho)(1-z)S^*(\lambda - \lambda z)}{S^*(\lambda - \lambda z) - z} = \frac{1-\rho}{1-\rho z}$$

$$Q(z) = (1-\rho) \sum_k (\rho z)^k = E(z^q) = \sum_k z^k P(\tilde{q} = k)$$

$$\Rightarrow P(\tilde{q} = k) = (1-\rho)\rho^k$$

