Evaluation de performances

Chaîne de Markov à temps continu

Phuc Do

TELECOM Nancy – Université de Lorraine



Introduction

Chaîne de Markov à temps continu

- Rappel de la loi exponentielle
- Chaîne de Markov à temps continu (CMTC)
- Processus de naissance et de mort
- Processus de Poisson
- Estimation de la matrice génératrice
- Simulation d'une CMTC





Rappel de la loi exponentielle

- La loi exponentielle de paramètre λ est une v.a. T dont:
 - > Sa fonction de densité: $f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ pour $t \ge 0$
 - > Sa fonction de réparation: $F(t) = P[T \le t] = 1 e^{-\lambda t}$ pour $t \ge 0$
 - > Sa moyenne: $E[T] = \frac{1}{\lambda}$
- Propriété: La loi exponentielle est sans mémoire

$$P[T \le t + t_0 | T > t_0] = \frac{P[t_0 < T \le t + t_0]}{P[T > t_0]} = \frac{P[T \le t + t_0] - P[T \le t_0]}{P[T > t_0]}$$
$$= \frac{F(t + t_0) - F(t_0)}{F(t_0)} = 1 - e^{-\lambda t} = P[T \le t]$$

$$P[T \le t + t_0 | T > t_0] = P[T \le t]$$



Rappel de la loi exponentielle (suite)

Soit un événement aléatoire E dont l'instant de réalisation est une variable aléatoire T qui suit une loi exponentielle de paramètre λ

Probabilité de non réalisation de l'événement pendant l'intervalle $]t, t + \Delta t]$, sachant qu'il ne s'est pas encore réalisé à l'instant t:

$$P[T > t + \Delta t | T > t] = P[T > \Delta t] = e^{-\lambda \Delta t}$$
$$= 1 - \lambda \Delta t + \Delta t \varepsilon(\Delta t) \text{ avec } \lim_{\Delta t \to 0} \varepsilon(\Delta t) = 0$$

Probabilité de réalisation de l'événement pendant l'intervalle]t, t+Δt], sachant qu'il ne s'est pas encore réalisé à l'instant t:

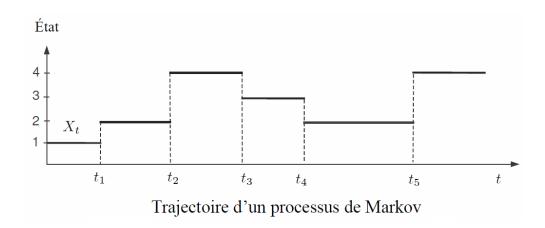
$$P[T \le t + \Delta t | T > t] = P[T \le \Delta t] = 1 - e^{-\lambda \Delta t}$$
$$= \lambda \Delta t + \Delta t \varepsilon(\Delta t) \text{ avec } \lim_{\Delta t \to 0} \varepsilon(\Delta t) = 0$$



■ Soit $\{X_t\}_{t\geq 0}$ un processus stochastique à espace d'état discret et à temps continu. $\{X_t\}_{t\geq 0}$ est une chaîne de Markov à temps continu (CMTC) ssi:

$$P(X(t) = j | X(t_n) = i, X(t_{n-1}) = i_{n-1}, ... X(t_0) = i_0)$$

= $P(X(t) = j | X(t_n) = i) \quad \forall t_0 < t_1 < t_n < t$





- CMTC homogène est telle que les probabilités $P\{X_{t+s} = j \mid X_s = i\}$ ne dépendent pas de s.
- Probabilité de transition:

$$p_{ij}(t) = P[X(t+s) = j | X(s) = i] \quad \forall \ s \ge 0$$

> Condition à vérifier:
$$-p_{ij}(t) \ge 0$$

 $-\sum_{i \in E} p_{ij}(t) = 1$

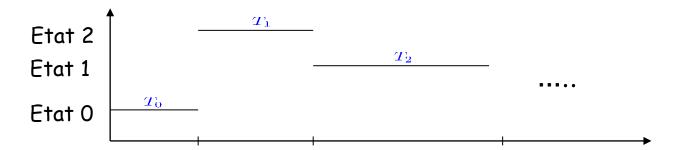
Temps de séjour

- Le temps passé dans un état d'une CMTC est une v.a. qui suit une loi exponentielle
- Soit T_i le temps passé dans l'état i. T_i suit la loi exponentielle de paramètre λ_i :

$$p_{ii}(\Delta t) = P[X(t + \Delta t) = i | X(t) = i]$$

$$p_{ii}(\Delta t) = P[T_i > \Delta t] = 1 - \lambda_i \Delta t + \Delta t \varepsilon(\Delta t)$$

On a
$$\lambda_i = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{1 - p_{ii}(\Delta t)}{\Delta t}$$



- Autre définition d'une CMTC: Un processus stochastique à espace d'états discret et à temps continu est une CMTC ssi :
 - le temps passé dans chaque état est une variable aléatoire dont la distribution est exponentielle
 - les transitions de chacun des états vers les autres états sont probabilistes
- Processus semi markovien: Un processus stochastique à espace d'états discret et à temps continu est un processus semi markovien ssi :
 - le temps passé dans chaque état est une variable aléatoire dont la distribution n'est pas exponentielle
 - les transitions de chacun des états vers les autres états sont probabilistes

Chaîne de Markov à temps continu Matrice des taux de transition

Probabilité de transition de l'état *i* vers *j*:

$$p_{ij}(\Delta t) = P[X(t + \Delta t) = j | X(t) = i]$$

$$p_{ij}(\Delta t) = \lambda_{ij} \Delta t + \Delta t \varepsilon(\Delta t)$$

Taux de transition:
$$\lambda_{ij} = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{p_{ij}(\Delta t)}{\Delta t} \quad (i \neq j)$$

- Remarque: $\lambda_i = \sum \lambda_{ij}$
- Matrice des taux de transition (ou matrice génératrice): À une CMTC est associée une matrice M matrice génératrice

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} -\lambda_1 & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{1n} \\ \lambda_{21} & -\lambda_2 & \dots & \lambda_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \lambda_{n1} & \lambda_{n2} & \dots & -\lambda_n \end{pmatrix}$$

M

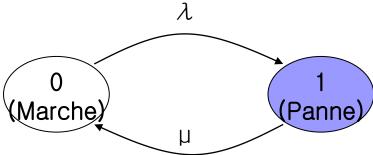
Chaîne de Markov à temps continu

Exemple 1

- Considérons un composant de taux de défaillance λ et de taux de réparation μ constants et dont toutes les durées de fonctionnement et de réparation sont indépendantes entre elles.
- Le comportement de ce composant est décrit par une CMTC X_t à valeur dans E = {1, 0} de matrice génératrice

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} -\lambda & \lambda \\ \mu & -\mu \end{pmatrix}$$

Son graphe de transition



٧

Chaîne de Markov à temps continu

Exemple 2

Un système client-serveur reçoit en moyenne λ requêtes par seconde, arrivant selon un processus de Poisson. Il dispose d'un unique serveur pouvant traiter (une seule requête à la fois) en moyenne μ requêtes par seconde. Modéliser l'évolution du nombre de requêtes dans le système pour les cas suivants:

- Le comportant une file d'attente de 1 place ?
- Le comportant une file d'attente de 2 place ?

Vecteur de probabilité des états

1. Régime transitoire

Equations différentielles

$$\frac{d\mathbf{P}(t)}{dt} = \mathbf{P}(t)\mathbf{M},$$

Où $P(t) = (P_1(t), P_2(t), ...)$: vecteur de probabilité d'occupation des états.

Résolution ?

- Résoudre le système d'équations différentielles: pas facile !!!
- Calcul numérique

$$P(t) = P(o).e^{\bar{N}.t}$$

Où:

- $P(\theta) = (P_1(\theta), P_2(\theta), ...)$: vecteur de probabilité d'occupation des états à l'instant initial
- e^M est fonction exponentielle d'une matrice

$$e^{M} = I + M + M^{2}/(2!) + \cdots = \sum_{n=0}^{1} M^{n}/(n!)$$

2. Régime permanent

- Lorsque t tend vers l'infini, la limite du vecteur des probabilités P(t) ?
- Propriété:
 - Il existe un régime permanent ssi la chaîne comprend une seule classe récurrente (il peut y avoir plusieurs classes, mais une seule récurrente) dont tous les états sont récurrents non nuls
- Soit $\pi = (\pi_1, \pi_2, ...)$ vecteur de probabilité d'occupation des états en régime permanent. On a

$$\begin{cases} \sum_{i \in E} \pi_i \lambda_{ij} = 0 \ \forall \ j \in E \\ \\ \sum_{i \in E} \pi_i = 1 \end{cases} \quad \text{ou sous forme matricielle:} \quad \begin{cases} \pmb{\pi}. \ M = 0 \\ \\ \\ \sum_{i \in E} \pi_i = 1 \end{cases}$$

2. Régime permanent

- Résolution
 - > Analytique: résoudre le système d'équations linéaires
 - Calcul numérique
 - Soit I une matrice carrée dont leur éléments sont égales à 1
 - Soit V = [1,1,...]' =>on a: $\pi . Q = V$
 - Donc π . $(M + I) = V => \pi = V$. $(M + I)^{-1}$ car (M+I) est inversible (à savoir: M n'est pas inversible !!!)

Calcul d'indicateurs de performance

Si l'état *i* signifie qu'il y a *i* clients (requêtes) dans le système

■ Nombre moyen de clients dans le système:

$$L = \sum_{i=0}^{n_{max}} i.\pi_i$$

$$\square$$
 Débit du système: $X = \sum_{1}^{i=n_{max}} \pi_i \sum_{j=0}^{j=i-1} (i-j) . \lambda_{ij}$

Temps moyen de réponse:

$$R = \frac{L}{X}$$

☐ Taux d'occupation:

$$u = 1 - \pi_0$$



Cas particuliers de CMTC

- Processus de naissance et de mort
- Processus de Poisson



Processus de naissance et de mort

- Définition: Les processus de naissance et de mort sont des processus tels que à partir d'un état donné i, les seules transitions possibles sont vers l'un ou l'autre des états voisins i + 1 et i − 1 (pour i ≥ 1).
- Graphe de transition:



Matrice de taux de transition

$$M = \begin{bmatrix} -\lambda_1 & \lambda_1 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \mu_1 & -(\mu_1 + \lambda_1) & \lambda_1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \mu_2 & -(\mu_2 + \lambda_2) & \lambda_2 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \mu_{n-1} & -(\mu_{n-1} + \lambda_n) & \lambda_n \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix}$$



Processus de naissance et de mort

- Régime permanent: il existe toujours un régime permanent
- Probabilité d'occupation des états en régime permanent:

$$\pi_0 = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^n \prod_{j=1}^k \frac{\lambda_j}{\mu_j}}$$

$$\pi_i = \frac{\prod_{j=1}^i \frac{\lambda_j}{\mu_j}}{1 + \sum_{k=1}^n \prod_{j=1}^k \frac{\lambda_j}{\mu_j}} \quad \text{pour } i = 1 \dots n$$

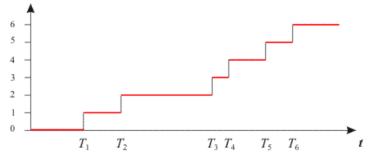


Processus de Poisson

- Le processus de Poisson un cas particulier de processus de naissance et de mort. C'est un processus de naissance pur dont les seules transitions possibles sont de i à i + 1.
- Graphe de transition:



 Un processus de Poisson est un processus de comptage qui compte le nombre d'événements (client, tâches, requêtes, ..) réalisés dans l'intervalle [0,t]





Processus de Poisson

Matrice de taux de transition

$$M = \begin{bmatrix} -\lambda & \lambda & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & -\lambda & \lambda & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & -\lambda & \lambda & 0 & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots \\ 0 &$$



- Probabilité d'occupation des états en régime transitoire:
 - > Equations de Chapman-Kolmogorov $\frac{d\mathbf{P}(t)}{dt} = \mathbf{P}(t)\mathbf{M}$,

On a:
$$\frac{P_0(t)}{dt} = -\lambda P_0(t) \Rightarrow P_0(t) = e^{-\lambda t}$$

$$\frac{P_1(t)}{dt} = \lambda P_0(t) - \lambda P_1(t) \Rightarrow \frac{P_1(t)}{dt} = \lambda e^{-\lambda t} - \lambda P_1(t) P_0(t) \Rightarrow P_1(t) = \lambda t e^{-\lambda t}$$

$$P_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \text{ pour } \forall k = 0,1,...$$





Estimation de la matrice des taux de transition

- Soit un échantillon $\{X_t\} = \{X_0, X_{t_1}, ... X_T \}$
 - $\succ \{X_t\}$ est une CMTC
 - > Test suffisamment grand
- Estimation de la matrice génératrice

$$\hat{\mathbf{M}} = [\hat{m}_{ij}(T)]_{i,j \in E}$$

avec

$$\hat{m}_{ij}(T) = \frac{N_{ij}(T)}{T_i(T)}$$

- $N_{ij}(T)$ est le nombre de transitions de l'état i à l'état j sur l'intervalle de temps [0, T]
- $\succ T_i(T)$ est le temps passé dans l'état i durant l'intervalle de temps [0, T]



Simulation d'une CMTC

Soit une CMTC ayant la matrice de taux de transition

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} -\lambda_1 & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{1n} \\ \lambda_{21} & -\lambda_2 & \dots & \lambda_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \lambda_{n1} & \lambda_{n2} & \dots & -\lambda_n \end{pmatrix}$$

Son état initial: soit connu soit distribué selon une loi empirique

Comment simuler la chaîne?

- Idée principale: à chaque état i, on simule
 - \triangleright Le temps de séjour de l'état qui suit la loi exponentiel de paramètre λ_i
 - L'état suivant

Simulation d'une CMTC

 Déterminer la loi empirique pour le passage de l'un vers l'autre état

$$Q = \begin{bmatrix} 0 & \frac{\lambda_{12}}{\lambda_1} & \frac{\lambda_{13}}{\lambda_1} & \dots & \frac{\lambda_{1n}}{\lambda_1} \\ \frac{\lambda_{21}}{\lambda_2} & 0 & \frac{\lambda_{23}}{\lambda_2} & \dots & \frac{\lambda_{2n}}{\lambda_2} \\ \frac{\lambda_{n1}}{\lambda_n} & \frac{\lambda_{n2}}{\lambda_n} & \dots & \frac{\lambda_{n(n-1)}}{\lambda_n} & 0 \end{bmatrix} = [p_{ij}]_{i,j=1,\dots n}$$

L'état suivant d'un état donné X_i est une V.A discrète qui suit une loi empirique avec la distribution empirique Q(X_i,:)

Simulation d'une CMTC

Algo.

- 1. Simuler l'état initial (s'il n'est pas connu) et son temps de séjour: X_1 et t(1)
- 2. Simuler la trajectoire pour l'intervalle [0 T]:

i=1;

Tant que t(i) ≤ T faire

Générer l'état suivant X_{i+1} par simulation d'une V.A. qui suit une loi empirique avec la distribution empirique $Q(X_i,:)$

Générer S_{i+1} le temps de séjour du l'état X_{i+1} :

u ~U(0,1);
$$S_{i+1} = -\frac{\ln(u)}{-M(X_{i+1}, X_{i+1})}$$

 $t(i+1)=t(i)+S_{i+1}$

i=i+1

FinTQ

Evaluation de performances



à suivre...