

CATENE di MARKOV A TEMPO CONTINUO - Esercizi

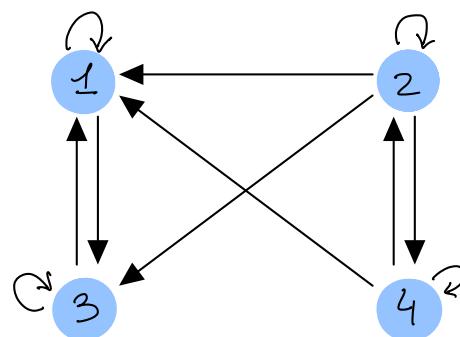
1) Si consideri la CMTD con generatore

$$A = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 & 0 \\ 3 & -5 & 1 & 1 \\ 2 & 0 & -2 & 0 \\ 1 & 2 & 0 & -3 \end{pmatrix}$$

Si dica se è irriducibile e si determinino le distrib. stazionarie

SOL:

Identifichiamo lo sp. degli stati con $E = \{1, 2, 3, 4\}$ e disegniamo il grafo delle transizioni relativo alla CMTD con matrice di transizione $P = Id + c \cdot A$, $c \in (0, \frac{1}{5})$:



\Rightarrow 2 classi:

- 1) $\{2, 4\}$ non chiusa \Rightarrow transiente
- 2) $\{1, 3\}$ chiusa \Rightarrow ricorrente

La CM ristretta a $\{1, 3\}$ è irriducibile e aperiodica, quindi $\exists!$ la distribuzione stazionaria. Complessivamente si trova:

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi(1) - 2\pi(3) = 0 \\ \pi(1) + \pi(3) = 1 \\ \pi(2) = \pi(4) = 0 \end{array} \right\} \quad \pi A = 0 \text{ ristretto a } \{1, 3\}$$

$\pi(2) = \pi(4) = 0 \Rightarrow$ condizione relativa alla classe transiente $\{2, 4\}$

$$\Rightarrow \pi = \left(\frac{2}{3}, 0, \frac{1}{3}, 0 \right)$$

2) Dopo essere stata riparata, una stampante funziona per un tempo aleatorio con distr. $\text{Exp}(\lambda)$. Appena si rompe, viene riparata con un tempo di riparazione avente distr. $\text{Exp}(\mu)$. I tempi di funzionamento e di riparazione sono indipendenti.

Definiamo

$$X_t = \begin{cases} 1 & \text{se al tempo } t \text{ la stampante funziona} \\ 0 & \text{se al tempo } t \text{ la stampante è in riparazione} \end{cases}$$

Sappiamo che $(X_t)_{t \geq 0}$ è CMC omogenea, determinare il generatore e la distribuzione stazionaria.

SOL:

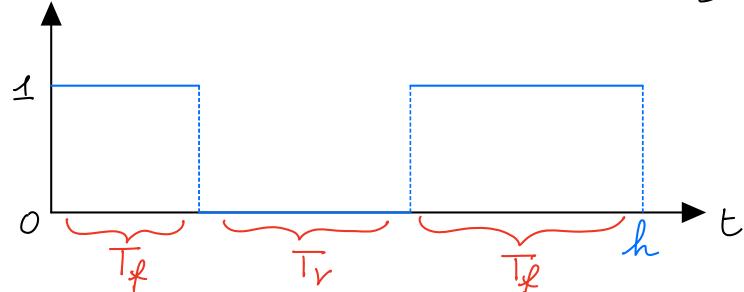
Siano T_f, T_r i tempi di funzionamento e riparazione della stampante. Sappiamo che $T_f \sim \text{Exp}(\lambda), T_r \sim \text{Exp}(\mu)$. Calcoliamo:

$$P_h(1,0) = \mathbb{P}(X_h = 0 | X_0 = 1) = \mathbb{P}(T_f \leq h) + \mathcal{O}(h)$$

$$P_h(0,1) = \mathbb{P}(X_h = 1 | X_0 = 0)$$

Osservazione IMPORTANTE !!!

La prob. che in un intervallo di tempo $(0, h)$ la catena cambi stato più di una volta è $\mathcal{O}(h)$. Se si considera il caso minimo per cui si ha che in $t=h$ la catena sia in riparazione si ottiene la situazione seguente:



$$\Rightarrow \mathbb{P}(T_f \leq h, T_r \leq h - T_f) = \iint_D \lambda \mu e^{-\lambda x} e^{-\mu y} dx dy$$

$$\text{con } D = \{(x,y) \in \mathbb{R}^2 \mid x \in [0, h], y \in [0, h-x]\}$$

$$= \int_0^h \int_0^{h-x} \lambda \mu e^{-\lambda x} e^{-\mu y} dx dy = \dots = \mathcal{O}(h)$$

Quindi si ha:

$$\begin{aligned} P_h(1,0) &= \mathbb{P}(X_h = 0 | X_0 = 1) = \mathbb{P}(T_f \leq h) + \mathcal{O}(h) = F_{T_f}(h) + \mathcal{O}(h) \\ &= 1 - e^{-\lambda h} + \mathcal{O}(h) = \lambda h + \mathcal{O}(h) \end{aligned}$$

Taylor

$$\begin{aligned} P_h(0,1) &= \mathbb{P}(X_h = 1 | X_0 = 0) = \mathbb{P}(T_r \leq h) + \mathcal{O}(h) = F_{T_r}(h) + \mathcal{O}(h) \\ &= \dots = \mu h + \mathcal{O}(h) \end{aligned}$$

Pertanto si ha:

$$A(1,0) = \lim_{h \rightarrow 0} P_h(1,0) \cdot \frac{1}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\lambda h + \mathcal{O}(h)}{h} = \lambda$$

$$A(0,1) = \dots = \mu$$

Quindi $A = \begin{pmatrix} -\lambda & \mu \\ \mu & -\lambda \end{pmatrix}$. Per quanto riguarda le distr. staz., notiamo che A è irriducibile e quindi (la CM è a stati finiti) la distr. staz. è unica. Si ha:

$$\begin{cases} \pi A = 0 \\ \pi(0) + \pi(1) = 1 \end{cases} \Rightarrow \pi = \left(\frac{\lambda}{\lambda + \mu}, \frac{\mu}{\lambda + \mu} \right)$$

3) Consideriamo un processo di nascita e morte su $\mathbb{N}_0 = \{1, 2, 3, \dots\}$ il cui generatore è t.c.:

$$\begin{aligned} A(x, x+1) &= \lambda x, \quad \lambda > 0 \\ A(x, x-1) &= \mu x, \quad \mu > 0 \\ A(x, y) &= 0 \quad \forall y \notin \{x-1, x, x+1\} \\ \Rightarrow A(x, x) &= -(\lambda + \mu)x \end{aligned}$$

ovvero:

$$A = \begin{pmatrix} 0 & \dots & \dots & \dots & 0 & \dots & \dots & \dots \\ \mu & -(\lambda + \mu) & \lambda & & & & & \\ 0 & 2\mu & -2(\lambda + \mu) & 2\lambda & & & & \textcircled{0} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots \\ \textcircled{0} & & & & & & & \ddots \end{pmatrix}$$

Assumendo $X_0 = 1$, calcolare $\text{Var}(X_t) \quad \forall t \geq 0$

SOL:

Usiamo la formula di Dynkin:

$$\frac{d}{dt} \mathbb{E}(F(X_t)) = \mathbb{E}(AF(X_t)) \quad (*)$$

per ottenere una ODE da cui ricavare $\mathbb{E}(X_t)$, $\mathbb{E}(X_t^2)$

Consideriamo $\lambda \neq \mu$:

1) Calcoliamo $\mathbb{E}(X_t^2)$. Usiamo (*) con $F(X_t) = X_t^2$.

$$\begin{aligned} AF(X_t)(x) &= \sum_{y \neq x} A(x, y)[F(y) - F(x)] = A(x, x+1)[(x+1)^2 - x^2] \\ &\quad + A(x, x-1)[x^2 + (x-1)^2] = \dots = 2(\lambda - \mu)x^2 + (\lambda + \mu)x \\ \Rightarrow \frac{d}{dt} \mathbb{E}(X_t^2) &= 2(\lambda - \mu)\mathbb{E}(X_t^2) + (\lambda + \mu)\mathbb{E}(X_t) \end{aligned}$$

2) Calcoliamo $\mathbb{E}(X_t)$. Usiamo (*) con $F(X_t) = X_t$.

$$AF(x_t)(x) = A(x, x+1)(x+1-x) + A(x, x-1)(x-1-x) = (\lambda - \mu)x$$

$$\Rightarrow \frac{d}{dt} E(X_t) = (\lambda - \mu)E(X_t) \text{ con } E(X_0) = 1$$

$$\Rightarrow E(X_t) = e^{(\lambda - \mu)t}$$

$$\Rightarrow \frac{d}{dt} E(X_t^2) = 2(\lambda - \mu)E(X_t^2) + (\lambda + \mu)e^{(\lambda - \mu)t} \text{ con } E(X_0^2) = 1$$

$$\Rightarrow E(X_t^2) = e^{2(\lambda - \mu)t} [2\lambda - (\lambda + \mu)e^{-(\lambda - \mu)t}] \cdot \frac{1}{\lambda - \mu}$$

$$\Rightarrow \text{Var}(X_t) = E(X_t^2) - E(X_t)^2 = \frac{\lambda + \mu}{\lambda - \mu} (e^{2(\lambda - \mu)t} - e^{(\lambda - \mu)t})$$

Consideriamo ora $\lambda = \mu$:

Usiamo la formula di Dynkin

$$\frac{d}{dt} E(F(X_t)) = E(AF(X_t)) \quad (*)$$

per ricavare $E(X_t)$, $E(X_t^2)$:

1) Calcolo di $E(X_t)$

$$\begin{aligned} \Rightarrow F(X_t) &= X_t \Rightarrow AF(X_t) = \sum_{y \neq x} A(x, y)[F(y) - F(x)] \\ &= \underbrace{A(x, x+1)(x+1-x)}_{=\lambda x} + \underbrace{A(x, x-1)(x-1-x)}_{=\lambda x} = 0 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \dot{E}(X_t) = 0 \text{ con } E(X_0) = 1 \Rightarrow E(X_t) \equiv 1$$

2) Calcolo di $E(X_t^2)$:

$$\begin{aligned} \Rightarrow F(X_t) &= X_t^2 \Rightarrow AF(X_t) = \sum_{y \neq x} A(x, y)[F(y) - F(x)] \\ &= \underbrace{A(x, x+1)[(x+1)^2 - x^2]}_{=\lambda x} + \underbrace{A(x, x-1)[x^2 - (x-1)^2]}_{=\lambda x} = 2\lambda x \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \dot{E}(X_t^2) = E(A X_t^2) = E(2\lambda X_t) = 2\lambda E(X_t) = 2\lambda$$

$$\text{con } E(X_0^2) = 1$$

$$\Rightarrow E(X_t^2) = 2\lambda t + 1$$

$$\Rightarrow \text{Var}(X_t) = 2\lambda t + 1 - 1 = 2\lambda t$$

4) MODELLO DI BERNOULLI - LAPLACE:

è una CMC con spazio degli stati $E_N = \{x = (x_1, \dots, x_L) \in \{0,1\}^L : \sum_{i=1}^L x_i = N\}$, $1 \leq N < L$, e generatore applicato ad una funzione $f: E_N \rightarrow \mathbb{R}$ dato da:

$$AF(x) = \sum_{i=1}^L \sum_{j \neq i} x_i (1-x_j) \lambda_i [F(x^{ij}) - F(x)]$$

dove x^{ij} è lo stato ottenuto da x scambiando le componenti x_i

$x_i, \lambda_i > 0 \forall i$. Mostrare che $\forall c > 0$ la distribuzione

$$\pi(x) = \frac{1}{Z} \prod_{i=1}^l \left(\frac{c}{c+\lambda_i} \right)^{x_i} \left(\frac{\lambda_i}{c+\lambda_i} \right)^{1-x_i}$$

è reversibile.

SOL:

Per mostrare che π è distr. reversibile dobbiamo mostrare che $\forall x \in E_n \forall i, s$ con $i \neq s$ si ha:

$$\pi(x) A(x, x^{is}) = \pi(x^{is}) A(x^{is}, x)$$

Notiamo che:

1) $A(x, x^{is}) \neq 0$ solo se $x_i = 1, x_s = 0$. In tal caso si ottiene:

$$A(x, x^{is}) = \lambda_i, A(x^{is}, x) = x_s^{is} (1 - x_i^{is}) \lambda_s = \lambda_s$$

2) $\pi(x), \pi(x^{is})$ hanno in comune molti fattori ovvero

$$\frac{1}{Z} \prod_{k \neq i, s} \left(\frac{c}{c+\lambda_k} \right)^{x_k} \left(\frac{\lambda_k}{c+\lambda_k} \right)^{1-x_k}$$

i quali si semplificano. Si ha quindi:

$$\frac{c}{c+\lambda_i} \cdot \frac{\lambda_s}{c+\lambda_s} \cdot \lambda_i \stackrel{?}{=} \frac{c}{c+\lambda_s} \cdot \frac{\lambda_i}{c+\lambda_i} \cdot \lambda_s$$

5) Consideriamo una CMC con generazione:

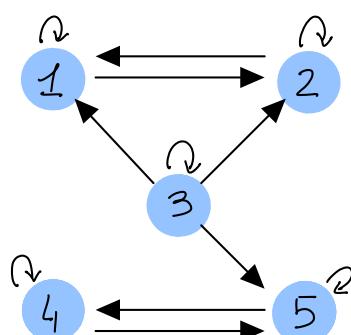
$$A = \begin{pmatrix} -2 & 2 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 2 & 1 & -6 & 0 & 3 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 2 & -2 \end{pmatrix}$$

1) Calcolare le distr. stazionarie

2) Calcolare $\text{IP}(X_1 = 3 | X_0 = 1)$, $\text{IP}(X_1 = 5 | X_0 = 4)$

SOL:

Identifichiamo lo spazio degli stati con $S = \{1, 2, 3, 4, 5\}$. Il grafo delle transizioni è:



Quindi:

$\{1, 2\}$ chiusa ricorrente, $\{3\}$ non chiusa transitoria, $\{4, 5\}$ chiusa ricorrente.

La catena non è irriducibile. Calcoliamo le distribuzioni stazionarie risolvendo:

$$\begin{cases} \pi A = 0 \\ \sum_{i=1}^5 \pi(i) = 1 \end{cases}$$

\Rightarrow le equazioni sono:

$$\begin{cases} -2\pi(1) + \pi(2) + 2\pi(3) = 0 \\ 2\pi(1) - \pi(2) + \pi(3) = 0 \\ -6\pi(3) = 0 \\ 3\pi(3) + \pi(4) - 2\pi(5) = 0 \\ \pi(4) - 2\pi(5) = 0 \\ \sum_{i=1}^5 \pi(i) = 1 \end{cases} \Leftrightarrow \pi = \left(\frac{\alpha}{3}, \frac{2}{3}\alpha, 0, \frac{2}{3}(1-\alpha), \frac{1-\alpha}{3} \right) \text{ con } \alpha \in [0, 1]$$

Calcoliamo ora:

$P(X_1 = 3 | X_0 = 1) = 0$ ($\{1, 2\}$ è classe chiusa, 3 non è accessibile dalla stato 1)

$P(X_1 = 5 | X_0 = 4) = P_1(4, 5)$

\Rightarrow usiamo le equazioni di Kolmogorov ristrette alla classe $\{4, 5\}$:

$$\dot{P}_t = P_t A$$

ovvero:

$$\frac{d}{dt} \begin{pmatrix} P_t(4, 4) & P_t(4, 5) \\ P_t(5, 4) & P_t(5, 5) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_t(4, 4) & P_t(4, 5) \\ P_t(5, 4) & P_t(5, 5) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} -1 & 1 \\ 2 & -2 \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow \dot{P}_t(4, 5) = P_t(4, 4) - 2P_t(4, 5) = 1 - 3P_t(4, 5)$$

\Rightarrow ODE lineare del 1° ordine:

$$\begin{cases} \dot{P}_t(4, 5) = 1 - 3P_t(4, 5) \\ P_0(4, 5) = 0 \quad (\text{si ha che } P_0 = \text{Id}) \end{cases}$$

$$\Rightarrow X_t = P_t(4, 5) \Rightarrow \dot{X}_t = -3X_t \Rightarrow X_t = \frac{1}{3}(1 - e^{-3t})$$

quindi:

$$P(X_1 = 5 | X_0 = 4) = P_1(4, 5) = X_1 = \frac{1}{3}(1 - e^{-3})$$

6) Consideriamo una CMC su $\mathbb{N}_0 = \{1, 2, \dots\}$ con generatore

$$AF(x) = a(x) [F(x+1) - F(x)] + [F(0) - F(x)]$$

con $a : \mathbb{N}_0 \rightarrow (0, +\infty)$ limitata

1) Mostrare che \exists distribuzione reversibile

2) Determinare l'unica distrib. stat. esplicitamente nel caso in cui $a(x) \equiv a$

SOL:

1) Per def. gli elementi non diagonali del generatore sono dati da:

$$A(x, x+1) = a(x) \quad \forall x \in \mathbb{N}_0$$

$$A(x, 0) = 1 \quad \forall x \in \mathbb{N}$$

\Rightarrow se π fosse reversibile dovrebbe soddisfare:

$$\begin{aligned} \pi(x) A(x, x+1) &= \pi(x+1) A(x+1, x) \quad \forall x \geq 1 \\ &= a(x) > 0 \quad \forall x \quad = 0 \end{aligned}$$

\Rightarrow dovrebbe essere $\pi(x) = 0 \quad \forall x \geq 1 \Rightarrow$ la misura si dovrebbe concentrare in $x=0$

\Rightarrow Consideriamo la stessa equazione nel caso $x=0, x+1=1$:

$$\begin{aligned} \pi(0) A(0, 1) &= \pi(1) A(1, 0) \\ &= a(0) > 0 \quad = 0 \quad = 1 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \pi(0) = 0 \Rightarrow \pi(x) = 0 \quad \forall x \in \mathbb{N}_0 \quad \checkmark$$

$\Rightarrow \exists$ distribuzione reversibile

2) Ricaviamo l'unica distrib. stat. risolvendo:

$$\begin{cases} \pi A = 0 \quad (*) \\ \sum_{n \in \mathbb{N}_0} \pi(n) = 1 \end{cases}$$

risolvere (*) e poi impongo la normalizzazione:

$$(*) \Leftrightarrow \begin{cases} -a(0)\pi(0) + \sum_{x=1}^{+\infty} \pi(x) = 0 \\ a(x-1)\pi(x-1) - (1+a(x))\pi(x) = 0, \quad x \geq 1 \end{cases}$$

dato che $A = \begin{pmatrix} -a(0) & a(0) & 0 & \dots & \\ 1 & -(1+a(1)) & a(1) & 0 & \dots \\ 1 & 0 & -(1+a(2)) & a(2) & 0 \\ \vdots & & & & \ddots \end{pmatrix}$

Notiamo che se tutte le equazioni per $x \geq 1$ sono soddisfatte, allora lo è anche la prima. Infatti, sommandole si ha:

$$\sum_{x=1}^{+\infty} \pi(x-1) \alpha(x-1) - \sum_{x=1}^{+\infty} \pi(x) - \sum_{x=1}^{+\infty} \alpha(x) \pi(x) = 0$$

$$\pi(0) \alpha(0) + \sum_{x=2}^{+\infty} \pi(x-1) \alpha(x-1) = \pi(0) \alpha(0) + \sum_{x=1}^{+\infty} \pi(x) \alpha(x)$$

$$\Rightarrow \pi(0) \alpha(0) - \sum_{x=1}^{+\infty} \pi(x) = 0 \quad \checkmark$$

Risolviamo quindi le altre equazioni:

$$\Rightarrow \pi(x) = \frac{\alpha(x-1)}{1 + \alpha(x-1)} \pi(x-1) \wedge \pi(x-2) = \frac{\alpha(x-2)}{1 + \alpha(x-2)} \pi(x-2)$$

etc... fino a $\pi(1) = \dots$

Da ciò si ricava:

$$\pi(x) = \left(\prod_{k=1}^x \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)} \right) \pi(0) \quad (\text{si dimostra per induzione})$$

Tale identità definisce una distrib. se può essere normalizzata, ovvero se:

$$\sum_{m=1}^{+\infty} \prod_{k=1}^m \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)} < +\infty$$

$$\Rightarrow \prod_{k=1}^m \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)} = \frac{\alpha(0)}{1 + \alpha(m)} \prod_{k=1}^{m-1} \frac{\alpha(k)}{1 + \alpha(k)} \leq \alpha(0) \prod_{k=1}^{m-1} \frac{\alpha(k)}{1 + \alpha(k)}$$

Si noti che $\exists c > 0$ t.c. $\alpha(x) \leq c$ e che $\frac{\alpha(k)}{1 + \alpha(k)}$ è crescente.

Quindi si ha:

$$\alpha \leq c \Rightarrow \frac{\alpha}{1 + \alpha} \leq \frac{c}{1 + c}$$

e quindi:

$$\prod_{k=1}^m \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)} \leq \alpha(0) \left(\frac{c}{1 + c} \right)^{m-1}$$

Inoltre:

$$\prod_{k=1}^m \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)} \leq \alpha(0) \sum_{m=1}^{+\infty} \left(\frac{c}{1 + c} \right)^{m-1} < +\infty$$

(convergenza serie geometrica)

In conclusione, quindi, si ha:

$$\pi(x) = \begin{cases} \left(1 + \sum_{m \geq 1} \prod_{k=1}^m \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)} \right)^{-1} & \text{se } x = 0 \\ \frac{\prod_{k=1}^x \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)}}{1 + \sum_{m \geq 1} \prod_{k=1}^m \frac{\alpha(k-1)}{1 + \alpha(k)}} & \text{se } x \geq 1 \end{cases}$$

Per calcolare $\pi(x)$ nel caso $a(x) = a$, usando la somma della serie geometrica $\sum_{k \geq 0} q^k = \frac{1}{1-q}$, si ha:

$$1 + \sum_{n \geq 1} \prod_{k=1}^n \frac{a(k-1)}{1+a(k)} \underset{a(\cdot) = a}{=} 1 + \sum_{n \geq 1} \left(\frac{a}{a+1} \right)^n = \frac{1}{1 - \frac{a}{a+1}} = a+1$$
$$\underset{x}{\prod_{k=1}^x} \frac{a(k-1)}{1+a(k)} \underset{a(\cdot) = a}{=} \left(\frac{a}{1+a} \right)^x$$

quindi:

$$\pi(x) = \left(\frac{a}{1+a} \right)^x \frac{1}{a+1} \quad \forall x \geq 0$$
