

$$\{N_t\}_{t \geq 0} \quad \{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$$

$$X_t(\omega) = Y_{N_t(\omega)}(\omega)$$

- 1) Simultaneamente $\{X_t\}_{t \geq 0}$ é um processo estocástico contínuo de destino
- 2) $\{X_t\}_{t \geq 0}$ é um processo estocástico homogêneo
 $i, j \in S \quad 0 \leq s < t \quad p \geq q \in \mathbb{N}$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N_t = p, N_s = q) &= \mathbb{P}(N_t - N_s = p - q, N_s = q) = \\ &= \mathbb{P}(N_{t-s} = p - q, N_s = q) = \mathbb{P}(N_{t-s} = p - q) \mathbb{P}(N_s = q) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Y_p = j, Y_q = i) &= \mathbb{P}(Y_p = j | Y_q = i) \mathbb{P}(Y_q = i) \\ &= \mathbb{P}(Y_{p-q} = j | Y_0 = i) \mathbb{P}(Y_q = i) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_t = j, X_s = i) &= \sum_{p \geq q \geq 0} \mathbb{P}(Y_p = j, Y_q = i, N_t = p, N_s = q) \\ &= \sum_{p \geq q \geq 0} \mathbb{P}(Y_p = j, Y_q = i) \mathbb{P}(N_t = p, N_s = q) = \\ &= \sum_{p \geq q \geq 0} \mathbb{P}(Y_{p-q} = j | Y_0 = i) \mathbb{P}(Y_q = i) \mathbb{P}(N_{t-s} = p - q) \mathbb{P}(N_s = q) \\ & \quad r := p - q \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\sum_{r \geq 0, q \geq 0} \mathbb{P}(Y_r = j | Y_0 = i) \mathbb{P}(N_{t-s} = r) \mathbb{P}(Y_q = i) \mathbb{P}(N_s = q) \\ &= \left(\sum_{r \geq 0} \mathbb{P}(Y_r = j | Y_0 = i) \mathbb{P}(N_{t-s} = r) \right) \left(\sum_{q \geq 0} \mathbb{P}(Y_q = i) \mathbb{P}(N_s = q) \right) \end{aligned}$$

$$\mathbb{P}(X_0=i) = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(N_0=k, Y_k=i) = \mathbb{P}(N_0=0, Y_0=i)$$

$$= \mathbb{P}(N_0=0) \mathbb{P}(Y_0=i) = \mathbb{P}(Y_0=i)$$

$$= \mathbb{P}(X_{t-s}=j | X_0=i) \mathbb{P}(X_s=i)$$

$$\mathbb{P}(X_t=j | X_s=i) = \mathbb{P}(X_{t-s}=j | X_0=i)$$

2° PASSO $\{X_t\}_{t \geq 0}$ è una catena di Markov

$0 \leq r < s < t$ $\forall i, j \in S$

$$\mathbb{P}_{\omega_0} \omega \in \Omega \quad N_r(\omega) \leq N_s(\omega) \leq N_t(\omega) \leftarrow$$

$$p \geq q \geq n$$

$$\mathbb{P}(N_t=p, N_s=q, N_r=n) =$$

$$= \mathbb{P}(N_t=p | N_s=q, N_r=n) \mathbb{P}(N_s=q, N_r=n)$$

$$= \mathbb{P}(N_{t-s}=p-q) \mathbb{P}(N_s=q, N_r=n)$$

$$\mathbb{P}(Y_p=j, Y_q=i, Y_n=l) =$$

$$= \mathbb{P}(Y_p=j | Y_q=i, Y_n=l) \mathbb{P}(Y_q=i, Y_n=l)$$

$$= \mathbb{P}(Y_p=j | Y_q=i) \mathbb{P}(Y_q=i, Y_n=l)$$

$$= \mathbb{P}(Y_{p-q}=j | Y_0=i) \mathbb{P}(Y_q=i, Y_n=l)$$

$$\mathbb{P}(X_t=j, X_s=i, X_r=l) =$$

$$\sum_{p \geq q \geq n} \mathbb{P}(Y_p=j, Y_q=i, Y_n=l, N_t=p, N_s=q, N_r=n)$$

$$= \sum_{p \geq q \geq n} \underbrace{\mathbb{P}(Y_p=j, Y_q=i, Y_n=l)}_{\mathbb{P}(Y_{p-q}=j | Y_0=i) \mathbb{P}(Y_q=i, Y_n=l)} \underbrace{\mathbb{P}(N_t=p, N_s=q, N_r=n)}_{\mathbb{P}(N_{t-s}=p-q) \cdot \mathbb{P}(N_s=q, N_r=n)}$$

$$l := p - q$$

$$= \sum_{l \geq 0} \sum_{q \geq n \geq 0} \mathbb{P}(Y_l = j | Y_0 = i) \mathbb{P}(N_{t-s} = l) \mathbb{P}(Y_q = i, Y_n = h) \cdot \mathbb{P}(N_s = q, N_r = n)$$

$$= \left(\sum_{l \geq 0} \mathbb{P}(Y_l = j | X_0 = i) \mathbb{P}(N_{t-s} = l) \right) \cdot \left(\sum_{q \geq n \geq 0} \mathbb{P}(Y_q = i, Y_n = h, N_s = q, N_r = n) \right)$$

$$\mathbb{P}(X_{t-s} = j | X_0 = i) \mathbb{P}(X_s = i, X_r = h)$$

$$\mathbb{P}(X_t = j | X_s = i, X_r = h) = \mathbb{P}(X_{t-s} = j | X_0 = i) = \mathbb{P}(X_t = j | X_s = i)$$

— = —

TEOREMA DI UNIFORMIZZAZIONE

Sia Q una Q -matrice $N \times N$
 e sia $\alpha \geq \max \{ |Q_{ij}^i| : i, j = 1, \dots, N \} = \max \{ -Q_{ii}^i : i = 1, \dots, N \}$
 e ne

$$R := Id + \frac{1}{\alpha} Q$$

Sia $\{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ una catena di Markov omogenea a valori in $S = \{1, \dots, N\}$ su uno spazio probabilistico completo $(\Omega, \mathcal{E}, \mathbb{P})$ con matrice di transizione R .

Sia $\{N_t\}_{t \geq 0}$ un processo di Poisson d'intensità λ
 Supponiamo che le famiglie $\{N_t\}_{t \geq 0}$ e $\{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ siano indipendenti.

Allora il processo stocastico $\{X_t\}_{t \geq 0}$ definito da

$$X_t(\omega) = Y_{N_t(\omega)}(\omega)$$

è una catena di Markov omogenea a tempo continuo

in $\{1, \dots, N\}$ con matrice di transizione

$$P(t) = e^{Qt}$$

$$\text{D17 } P(X_t=j | X_0=i) = \frac{P(X_t=j, X_0=i)}{P(X_0=i)}$$

$$= \frac{1}{P(Y_0=i)} \sum_{k=0}^{\infty} P(Y_k=j, N_t=k, Y_0=i) =$$

$$= \frac{1}{P(Y_0=i)} \sum_{k=0}^{\infty} P(Y_k=j, Y_0=i) P(N_t=k) =$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} P(Y_k=j | Y_0=i) P(N_t=k)$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} (R^k)_j^i e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!} = \left(e^{-\lambda t} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{R^k (\lambda t)^k}{k!} \right)_j^i$$

$$= (e^{Qt})_j^i \quad i, j \in \{1, \dots, N\} \text{ sono arbitrarie.}$$

$\Rightarrow P(t)$ matrice transizione di $\{X_t\}_{t \geq 0}$ è e^{Qt} .

DISTRIBUZIONE ESPONENZIALE DI PARAMETRO $\lambda > 0$

È la distribuzione A.C. di deviate

$$f(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \end{cases}$$

e di legge

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & x > 0 \end{cases}$$

ossia $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ è una v.v. con questa distribuzione

$$P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & x > 0 \end{cases}$$

TENPI DI SOGGIORNO

$\{X_t\}_{t \geq 0}$ processo stocastico continuo da destra su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$
spazio probabilizzato completo e con insieme degli stat.
 S discreto -

$i \in S$

$$\omega \in \Omega \quad SJ_i(\omega) := \inf \{ t > 0 : X_t(\omega) \neq i \}$$

PROP $SJ_i : \Omega \rightarrow [0, +\infty]$ è una v.a.

Inoltre

$\forall t > 0$ e $\forall n \in \mathbb{N}$ considero i pts $\frac{t_j}{2^n} \quad j=0, \dots, 2^n-1$

si ha

$$\mathbb{P}(SJ_i > t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left(X_{\frac{t_j}{2^n}} = i, \forall j=0, \dots, 2^n-1 \right)$$

DIT Sia $\mathcal{D} \subset [0, +\infty)$ numerabile e denso

Considero

$$S_{\mathcal{D}}(\omega) := \inf \{ t \in \mathcal{D} : X_t(\omega) \neq i \}$$

DIT PER ESERCIZIO Se ω è r.c. $X_t(\omega)$ è continuo
allora $SJ_i(\omega) = S_{\mathcal{D}}(\omega)$

$\forall t \in \mathbb{R}$

$\{SJ_i > t\}$ e $\{S_{\mathcal{D}} > t\}$ differiscono per
un insieme contenuto in un evento di probabilità nulla
 $\Rightarrow \{SJ_i > t\}$ è un evento cioè SJ_i è una v.a.

$$t > 0 \quad \mathbb{P}(SJ_i > t) \quad \{SJ_i > t\} = \{X_s = i \quad \forall s \leq t\}$$

$$= \mathbb{P}(X_s = i, \forall s \in [0, t] \cap \mathcal{D})$$

$$\mathcal{D} = \left\{ \frac{j}{2^n} \right\}_{j, n \in \mathbb{N}} \quad \text{è denso in } [0, +\infty)$$

Fisso n e considero $\mathcal{D}_n = \left\{ \frac{j^t}{2^n} \right\}_{j \in \mathbb{N}}$

$$\mathcal{D}_n \subseteq \mathcal{D}_{n+1} \quad \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{D}_n = \mathcal{D}$$

$$\mathbb{P}(S_{J_i} > t) = \mathbb{P}(X_s = i \quad \forall s \in \mathcal{D}_n \cap [0, t]) = \textcircled{\star}$$

$$\{X_s = i, \forall s \in \mathcal{D}_n \cap [0, t]\} = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \{X_s = i, \forall s \in \mathcal{D}_n \cap [0, t]\}$$

$$\textcircled{\star} \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_s = i \quad \forall s \in \mathcal{D}_n \cap [0, t])$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_{\frac{t_j}{2^n}} = i \quad \forall j = 0, \dots, 2^n - 1)$$

PROP Sia $\{X_t\}_{t \geq 0}$ catena di Markov omogenea a Tempo continuo con spazio degli stati S finito e sia $Q = (q_{ij})_{i, j \in S}$ la matrice delle intensità del processo. Allora il Tempo di soggiorno nello stato i , condizionato da $\{X_0 = i\}$ segue una distribuzione esponenziale di parametro $-q_{ii}$.

$$\text{DIM} \quad \mathbb{P}(S_{J_i} \leq t) = 1 - \mathbb{P}(S_{J_i} > t)$$

$$\mathbb{P}(S_{J_i} > t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(X_{\frac{t_j}{2^n}} = i \quad \forall j = 0, 1, \dots, 2^n - 1\right)$$

Considero

$$\mathbb{P}\left(X_{\frac{t_j}{2^n}} = i \quad \forall j = 0, \dots, 2^n - 1\right) =$$

$$= \mathbb{P}\left(X_{\frac{t(2^n-1)}{2^n}} = i \mid X_{\frac{t_j}{2^n}} = i \quad \forall j = 0, \dots, 2^n - 2\right) \mathbb{P}\left(X_{\frac{t_j}{2^n}} = i \quad \forall j = 0, \dots, 2^n - 1\right)$$

$$= \mathbb{P}\left(X_{\frac{t(2^n-1)}{2^n}} = i \mid X_{\frac{t(2^n-2)}{2^n}} = i\right) \mathbb{P}\left(X_{\frac{t_j}{2^n}} = i \quad \forall j=0, \dots, 2^n-2\right)$$

$$= \mathbb{P}\left(X_{\frac{t}{2^n}} = i \mid X_0 = i\right) \underbrace{\mathbb{P}\left(X_{\frac{t_j}{2^n}} = i \quad \forall j=0, \dots, 2^n-2\right)}_{\text{ripeto il procedimento}}$$

$$= \prod_{j=0}^{2^n-2} \underbrace{\mathbb{P}\left(X_{\frac{t}{2^n}} = i \mid X_0 = i\right)}_{\mathbb{P}\left(\frac{t}{2^n}\right)_i^i} \mathbb{P}(X_0 = i) = \textcircled{\star}$$

$$P(s) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{Q_s^k s^k}{k!}$$

$$\left(P(s)\right)_i^i = \left(\text{Id} + Qs + O(s^2)\right)_i^i = 1 + q_{ii}s + O(s^2)$$

$$\textcircled{\star} \prod_{j=0}^{2^n-2} \left(1 + q_{ii} \frac{t}{2^n} + O(2^{-2n})\right) \mathbb{P}(X_0 = i)$$

$$= \left(1 + \frac{q_{ii}t}{2^n} + O(2^{-2n})\right)^{2^n-1} \mathbb{P}(X_0 = i)$$

$$= \left(1 + \frac{q_{ii}t}{2^n} + O(2^{-2n})\right)^{2^n} \cdot \left(1 + \frac{q_{ii}t}{2^n} + O(2^{-2n})\right)^{-1} \cdot \mathbb{P}(X_0 = i)$$

-1 → 1

$$\rightarrow e^{q_{ii}t} \cdot \mathbb{P}(X_0 = i)$$

$$\mathbb{P}(S_j > t \mid X_0 = i) = e^{q_{ii}t}$$

$$F(t) = 1 - e^{q_{ii}t} = 1 - e^{-(-q_{ii})t} \quad t > 0$$

