

# Probabilità e Processi Stocastici (455AA)

## Lezione 15

Dario Trevisan

14/11/2024

# Section 1

## Richiami e simulazione

## Richiami sulle catene di Markov

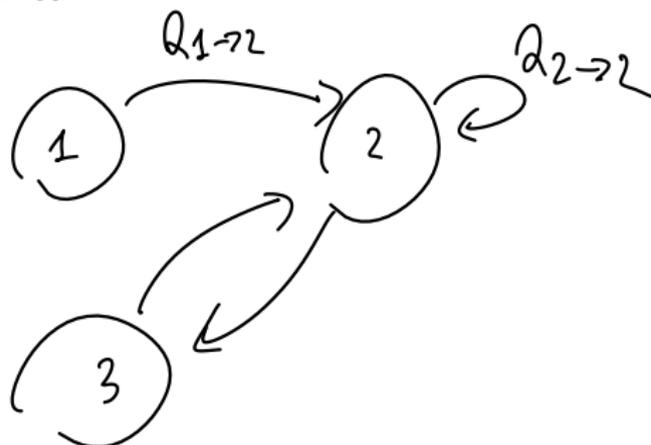
- $(X_n)_{n=0}^N$ , un processo stocastico a **tempi discreti**, **stati discreti**, di **Markov**, **omogeneo**.

# Richiami sulle catene di Markov

- $(X_n)_{n=0}^N$ , un processo stocastico a **tempi discreti**, **stati discreti**, di **Markov**, **omogeneo**.
- Matrice di transizione  $Q_{x \rightarrow y} = P(X_1 = y | X_0 = x)$  (stocastica)

# Richiami sulle catene di Markov

- $(X_n)_{n=0}^N$ , un processo stocastico a **tempi discreti**, **stati discreti**, di **Markov**, **omogeneo**.
- Matrice di transizione  $Q_{x \rightarrow y} = P(X_1 = y | X_0 = x)$  (stocastica)
- Rappresentazione grafica



# Richiami sulle catene di Markov

- $(X_n)_{n=0}^N$ , un processo stocastico a **tempi discreti, stati discreti, di Markov, omogeneo**.
- Matrice di transizione  $Q_{x \rightarrow y} = P(X_1 = y | X_0 = x)$  (stocastica)
- Rappresentazione grafica
- Peso di un cammino  $\gamma = x_0 \rightarrow x_1 \rightarrow \dots \rightarrow x_n$ ,

$$Q_\gamma = Q_{x_0 x_1} Q_{x_1 x_2} \cdots Q_{x_{n-1} x_n}$$

# Richiami sulle catene di Markov

- $(X_n)_{n=0}^N$ , un processo stocastico a **tempi discreti**, **stati discreti**, di **Markov**, **omogeneo**.
- Matrice di transizione  $Q_{x \rightarrow y} = P(X_1 = y | X_0 = x)$  (stocastica)
- Rappresentazione grafica
- Peso di un cammino  $\gamma = x_0 \rightarrow x_1 \rightarrow \dots \rightarrow x_n$ ,

$$Q_\gamma = Q_{x_0 x_1} Q_{x_1 x_2} \cdots Q_{x_{n-1} x_n}$$

- Legge del processo

$$P(X = \gamma) = P(X_0 = x_0) Q_\gamma$$

$$P(A) = \sum_{x_0 \in \mathcal{E}} P(A | X_0 = x_0) P(X_0 = x_0)$$

# Richiami sulle catene di Markov

- $(X_n)_{n=0}^N$ , un processo stocastico a **tempi discreti**, **stati discreti**, di **Markov**, **omogeneo**.
- Matrice di transizione  $Q_{x \rightarrow y} = P(X_1 = y | X_0 = x)$  (stocastica)
- Rappresentazione grafica
- Peso di un cammino  $\gamma = x_0 \rightarrow x_1 \rightarrow \dots \rightarrow x_n$ ,

$$Q_\gamma = Q_{x_0 x_1} Q_{x_1 x_2} \cdots Q_{x_{n-1} x_n}$$

- Legge del processo

$$P(X = \gamma) = P(X_0 = x_0) Q_\gamma$$

- Legge marginale  $\mu_n = \mu_{n-1} Q$ , da cui  $\mu_n = \mu_0 Q^n$ .

## Richiami sui processi a salti

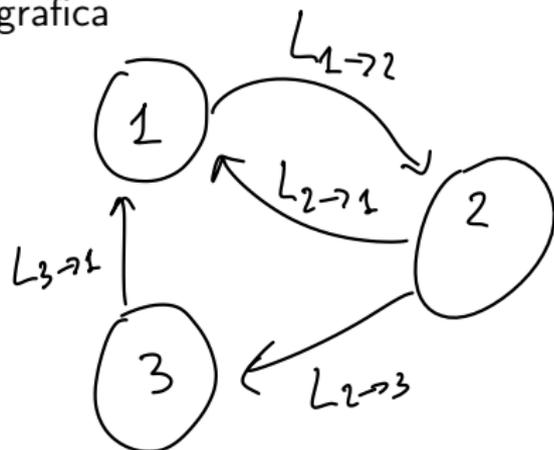
- $(X_t)_{t \in [0, T]}$ , un processo stocastico a **tempi continui, stati discreti, di Markov, omogeneo**.

## Richiami sui processi a salti

- $(X_t)_{t \in [0, T]}$ , un processo stocastico a **tempi continui, stati discreti, di Markov, omogeneo**.
- Matrice di intensità di salto  $L_{x \rightarrow y} = \frac{d}{dt} \Big|_{t=0} \underline{P(X_t = y | X_0 = x)}$

## Richiami sui processi a salti

- $(X_t)_{t \in [0, T]}$ , un processo stocastico a **tempi continui, stati discreti, di Markov, omogeneo**.
- Matrice di intensità di salto  $L_{x \rightarrow y} = \left. \frac{d}{dt} \right|_{t=0} P(X_t = y | X_0 = x)$
- Rappresentazione grafica



## Richiami sui processi a salti

- $(X_t)_{t \in [0, T]}$ , un processo stocastico a **tempi continui, stati discreti, di Markov, omogeneo**.
- Matrice di intensità di salto  $L_{x \rightarrow y} = \frac{d}{dt} \Big|_{t=0} P(X_t = y | X_0 = x)$
- Rappresentazione grafica
- *densità* di probabilità di cammino  $\gamma = x_0 \xrightarrow{t_1} x_1 \xrightarrow{t_2} x_2 \cdot \xrightarrow{t_n} x_n$ ,

$$Q_\gamma = \prod_{k=1}^n \exp(t_k L_{x_{k-1}x_{k-1}}) \prod_{k=1}^n L_{x_{k-1}x_k}$$

## Richiami sui processi a salti

- $(X_t)_{t \in [0, T]}$ , un processo stocastico a **tempi continui, stati discreti, di Markov, omogeneo**.
- Matrice di intensità di salto  $L_{x \rightarrow y} = \frac{d}{dt} \Big|_{t=0} P(X_t = y | X_0 = x)$
- Rappresentazione grafica
- *densità* di probabilità di cammino  $\gamma = x_0 \xrightarrow{t_1} x_1 \rightarrow \dots \xrightarrow{t_n} x_n$ ,

$$Q_\gamma = \prod_{k=1}^n \exp(t_k L_{x_{k-1}x_{k-1}}) \prod_{k=1}^n L_{x_{k-1}x_k}$$

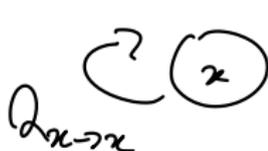
- Legge marginale  $\mu_t = \mu_0 \exp(tL)$ , da cui la *master equation*

$$\frac{d}{dt} \mu_t = \mu_t L.$$

# Simulazione di processi di Markov

- *Catene*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :

# Simulazione di processi di Markov



$$T_1 \sim \text{Geom}(1 - Q_{x \to x})$$

- *Catene*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :
  - tempo di permanenza  $T_i$  in  $X_i$  è v.a. geometrica (modificata) di parametro  $1 - Q_{X_i \rightarrow X_i}$

# Simulazione di processi di Markov

- *Catene*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :
  - tempo di permanenza  $T_i$  in  $X_i$  è v.a. geometrica (modificata) di parametro  $1 - Q_{X_i \rightarrow X_i}$
  - stato al tempo  $X_{T_i}$  è scelta con probabilità  $\propto \underbrace{Q_{X_i \rightarrow y}}_{y \neq X_i}$

# Simulazione di processi di Markov

- *Catene*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :
  - tempo di permanenza  $T_i$  in  $X_i$  è v.a. geometrica (modificata) di parametro  $1 - Q_{X_i \rightarrow X_i}$
  - stato al tempo  $X_{T_i}$  è scelta con probabilità  $\propto Q_{X_i \rightarrow y}$ ,  $y \neq X_i$
- *Processi a salti*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :

# Simulazione di processi di Markov

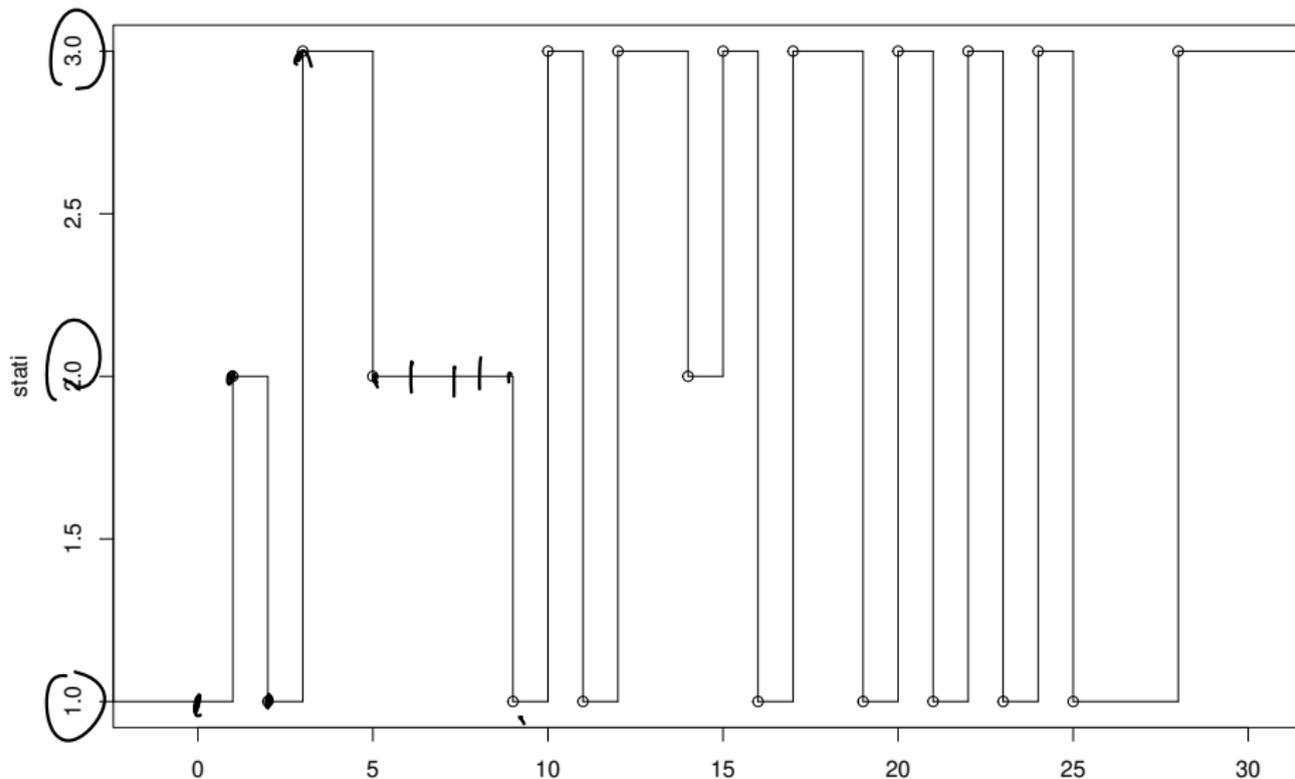
- *Catene*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :
  - tempo di permanenza  $T_i$  in  $X_i$  è v.a. geometrica (modificata) di parametro  $1 - Q_{X_i \rightarrow X_i}$
  - stato al tempo  $X_{T_i}$  è scelta con probabilità  $\propto Q_{X_i \rightarrow y}$ ,  $y \neq X_i$
- *Processi a salti*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :
  - tempo di permanenza  $T_i$  in  $X_i$  è v.a. esponenziale di parametro  $\underline{\underline{-L_{X_i \rightarrow X_i}}}$

# Simulazione di processi di Markov

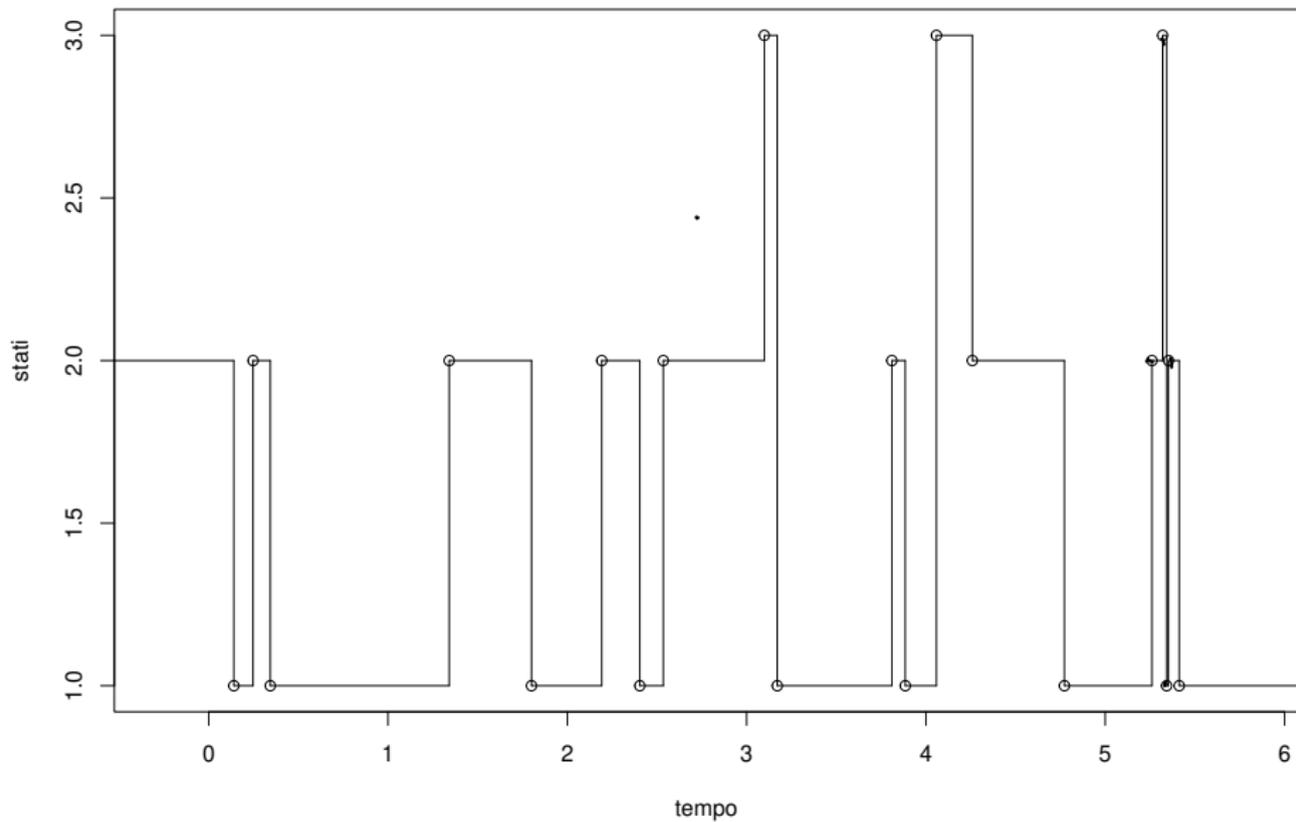
- *Catene*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :
  - tempo di permanenza  $T_i$  in  $X_i$  è v.a. geometrica (modificata) di parametro  $1 - Q_{X_i \rightarrow X_i}$
  - stato al tempo  $X_{T_i}$  è scelta con probabilità  $\propto Q_{X_i \rightarrow y}$ ,  $y \neq X_i$
- *Processi a salti*: campionare  $X_0$  con probabilità  $\mu_0$ , poi per  $i \geq 0$ :
  - tempo di permanenza  $T_i$  in  $X_i$  è v.a. esponenziale di parametro  $-L_{X_i \rightarrow X_i}$
  - stato al tempo  $X_{T_i}$  è scelta con probabilità  $\propto L_{X_i \rightarrow y}$ ,  $y \neq X_i$

## Esempi

traiettoria simulata (Catena di Markov)



## traiettoria simulata (Processo a salti)



## Section 2

**Distribuzioni invarianti e stazionarietà**

## Distribuzione invariante

Gli esempi che abbiamo considerato mostrano che una catena di Markov (o un processo di Markov a salti) tende verso un “equilibrio” in cui le densità marginali sono costanti nel tempo.

- Lo studio delle possibili densità *limite* è particolarmente rilevante.

## Distribuzione invariante

Gli esempi che abbiamo considerato mostrano che una catena di Markov (o un processo di Markov a salti) tende verso un “equilibrio” in cui le densità marginali sono costanti nel tempo.

- Lo studio delle possibili densità *limite* è particolarmente rilevante.
- Per definire tali densità, basta considerare rispettivamente l'equazione di evoluzione

$$\mu_n = \mu_{n-1}Q \quad \text{oppure} \quad \frac{d}{dt}\mu_t = \mu_t L,$$

e imporre che la densità marginale *non cambi* nel tempo.

## Definizione: caso catene di Markov

Sia  $Q$  una matrice di transizione. Si dice che un vettore riga  $\mu \in \mathbb{R}^E$  corrispondente ad una densità discreta sull'insieme degli stati,

$$\mu_x \in [0, 1] \quad \text{per ogni } x \in E$$

e

$$\sum_{x \in E} \mu_x = 1$$

è una **distribuzione invariante** per  $Q$  se vale

$$\mu = \mu Q.$$

## Definizione: caso processi di Markov a salti

Sia  $L$  una matrice di intensità di salto. Si dice che un vettore riga  $\mu \in \mathbb{R}^E$  corrispondente ad una densità discreta sull'insieme degli stati,

$$\mu_x \in [0, 1] \quad \text{per ogni } x \in E$$

e

$$\sum_{x \in E} \mu_x = 1$$

è una **distribuzione invariante** per  $L$  se vale

$$0 = \mu L.$$

$$L \leftrightarrow Q - I$$

- $\mu$  è invariante se e solo se, qualora si consideri un processo  $X$  (catena o a salti) tale che la legge marginale al tempo iniziale sia  $\mu$ , allora tutte le leggi marginali coincidono con  $\mu$ .

$$\mu = \mu Q$$

$$\forall x \in E \quad \mu_x = (\mu Q)_x = \sum_{y \in E} \mu_y Q_{y \rightarrow x}$$

$$\sum_{y \in E} Q_{x \rightarrow y} = 1$$

$$\sum_{\substack{y \in E \\ y \neq x}} \mu_x Q_{x \rightarrow y} = \sum_{\substack{y \in E \\ y \neq x}} \mu_y Q_{y \rightarrow x}$$

- $\mu$  è invariante se e solo se, qualora si consideri un processo  $X$  (catena o a salti) tale che la legge marginale al tempo iniziale sia  $\mu$ , allora tutte le leggi marginali coincidono con  $\mu$ .
- La condizione di invarianza si può riscrivere anche come (nel caso delle catene) segue: per ogni  $x \in E$ ,

$$\sum_{y \neq x} \mu_x Q_{x \rightarrow y} = \sum_{y \neq x} \mu_y Q_{y \rightarrow x}.$$

- $\mu$  è invariante se e solo se, qualora si consideri un processo  $X$  (catena o a salti) tale che la legge marginale al tempo iniziale sia  $\mu$ , allora tutte le leggi marginali coincidono con  $\mu$ .
- La condizione di invarianza si può riscrivere anche come (nel caso delle catene) segue: per ogni  $x \in E$ ,

$$\sum_{y \neq x} \mu_x Q_{x \rightarrow y} = \sum_{y \neq x} \mu_y Q_{y \rightarrow x}.$$

- In questa formulazione il membro a sinistra si interpreta come flusso (di probabilità) uscente dallo stato  $x$ , mentre il membro a destra è un flusso entrante. L'equazione esprime quindi un *bilancio di flusso*.

- $\mu$  è invariante se e solo se, qualora si consideri un processo  $X$  (catena o a salti) tale che la legge marginale al tempo iniziale sia  $\mu$ , allora tutte le leggi marginali coincidono con  $\mu$ .
- La condizione di invarianza si può riscrivere anche come (nel caso delle catene) segue: per ogni  $x \in E$ ,

$$\sum_{y \neq x} \mu_x Q_{x \rightarrow y} = \sum_{y \neq x} \mu_y Q_{y \rightarrow x}.$$

- In questa formulazione il membro a sinistra si interpreta come flusso (di probabilità) uscente dallo stato  $x$ , mentre il membro a destra è un flusso entrante. L'equazione esprime quindi un *bilancio di flusso*.
- Nel caso di processi a salti, l'equazione diventa

$$\sum_{y \neq x} \mu_x L_{xy} = \sum_{y \neq x} \mu_y L_{yx}.$$

# Stazionarietà e distribuzione invariante

$$0 = \frac{d}{dt} \mu_t = \mu_t L \Rightarrow \mu_t = \mu_0 \text{ invariante}$$

È facile vedere che se è **stazionario** allora le marginali devono essere invarianti. Vale un risultato più preciso.

- Sia  $X$  una catena di Markov o un processo di Markov a salti! Allora  $X$  è stazionario se e solo se la marginale al tempo iniziale  $X_0$  ha come densità una distribuzione invariante.

$$\begin{array}{ccc}
 P(X_{k+1}=y, X_k=x) & \stackrel{?}{=} & P(X_1=y, X_0=x) \\
 \text{"} & & \text{"} \\
 \underbrace{P(X_k=x)} & \underbrace{P(X_{k+1}=y | X_k=x)} & \underbrace{P(X_0=x)} \underbrace{P(X_1=y | X_0=x)}
 \end{array}$$

# Domande fondamentali

- data  $Q$  (oppure  $L$ ) le distribuzioni invarianti esistono sempre?

# Domande fondamentali

- data  $Q$  (oppure  $L$ ) le distribuzioni invarianti esistono sempre?
- se sì, quante sono?

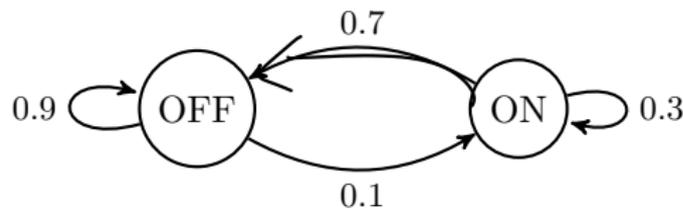
# Domande fondamentali

- data  $Q$  (oppure  $L$ ) le distribuzioni invarianti esistono sempre?
- se sì, quante sono?  $\leftarrow$  *unicità/classificazione*
- Dal lato pratico è invece importante disporre di algoritmi efficienti per poter calcolare, almeno in modo approssimato, le distribuzioni invarianti.

# Teorema di esistenza

Se l'~~insieme~~ degli stati di una catena di Markov (o processo di Markov a salti)  $E$  è finito allora esiste sempre almeno una distribuzione invariante  $\mu$ .

## Un esempio



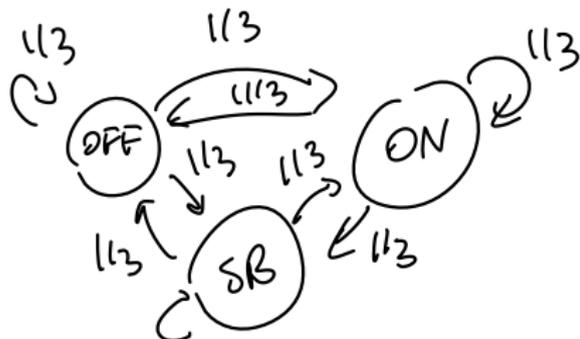
Bilancio di flusso  $\mu = (\mu_{ON}, \mu_{OFF})$

$$\begin{cases} \mu_{ON} \cdot 0.7 = \mu_{OFF} \cdot 0.1 \\ \mu_{ON} + \mu_{OFF} = 1 \end{cases}$$

$$7\mu_{ON} = \mu_{OFF}$$

$$8\mu_{ON} = 1$$

$$\begin{cases} \mu_{ON} = \frac{1}{8} \\ \mu_{OFF} = \frac{7}{8} \end{cases}$$



## Lo stesso esempio in R

$$Ax = b$$

$$Q^T \mu^T = \mu^T$$

$$(Q^T - Id) \mu^T = 0$$

Il comando `eigen()` determina autovalori e autovettori di una matrice: in questo caso ci interessano infatti gli autovettori di  $Q^T$  con autovalore 1, o equivalentemente gli autovettori di  $Id - Q^t$  con autovalore 0 (il nucleo di  $Id - Q^T$ ).

```
## [1] 1.0 0.2
##           [,1]      [,2]
## [1,] 0.9899495 -0.7071068
## [2,] 0.1414214  0.7071068
## [1] 0.875 0.125
```

## Caso processo di Markov a salti

Determiniamo le distribuzioni invarianti nel caso della matrice di intensità di salto dell'esempio della lezione precedente.

$E = \{\text{Off}, \text{Standby}, \text{On}\}$ , con matrice delle intensità di salto

$$L = \begin{matrix} & \begin{matrix} \text{OFF} \\ \text{SB} \\ \text{ON} \end{matrix} & \begin{pmatrix} * & 5 & 10 \\ 1 & * & 3 \\ 0 & 4 & * \end{pmatrix} \end{matrix}.$$

Bilancio in OFF

$$\mu_{\text{OFF}} \cdot 5 = \mu_{\text{SB}}$$

SB

$$\mu_{\text{OFF}} \cdot 10 = \mu_{\text{ON}} \cdot 4$$

$$\mu_{\text{ON}} + \mu_{\text{OFF}} + \mu_{\text{SB}} = 1 \quad \leftarrow$$



$$\mu L = 0$$

$$L^T \mu^T = 0$$

```
## [1] -1.514005e+01 -7.859945e+00 8.881784e-16
```

```
##           [,1]           [,2]           [,3]
```

```
## [1,] 0.7539667 -0.09196364 -0.04908437
```

```
## [2,] -0.1055968 -0.65662548 -0.73626560
```

```
## [3,] -0.6483699 0.74858912 -0.67491013
```

```
## [1] 0.03361345 0.50420168 0.46218487
```

## Attenzione!

$$\{ \text{autovettori di } Q \} = \{ \text{autovettori di } Q^T \}$$

Non confondete l'equazione  $\mu(Id - Q) = 0$ , oppure  $\mu L = 0$  con le equazioni  $(Id - Q)v = 0$  o  $Lv = 0$ .

- Infatti queste ultime hanno sempre come soluzione la densità uniforme  $v_x = 1/d$ , dove  $d$  è il numero degli elementi di  $E$ .

$$Q \cdot \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad Q \text{ stocastica$$

## Attenzione!

Non confondete l'equazione  $\mu(Id - Q) = 0$ , oppure  $\mu L = 0$  con le equazioni  $(Id - Q)v = 0$  o  $Lv = 0$ .

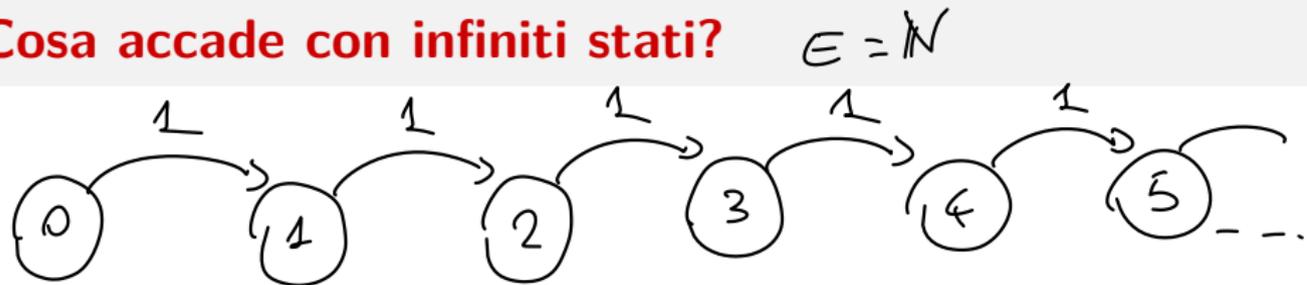
- Infatti queste ultime hanno sempre come soluzione la densità uniforme  $v_x = 1/d$ , dove  $d$  è il numero degli elementi di  $E$ .
- Se non si specifica l'operazione di trasposizione si trova sempre tale soluzione, che però non è quella cercata.

## Attenzione!

Non confondete l'equazione  $\mu(Id - Q) = 0$ , oppure  $\mu L = 0$  con le equazioni  $(Id - Q)v = 0$  o  $Lv = 0$ .

- Infatti queste ultime hanno sempre come soluzione la densità uniforme  $v_x = 1/d$ , dove  $d$  è il numero degli elementi di  $E$ .
- Se non si specifica l'operazione di trasposizione si trova sempre tale soluzione, che però non è quella cercata.
- Se la matrice  $Q$  è bistocastica allora  $\mu$  uniforme è distribuzione invariante. Un caso particolare è quando  $Q$  sia simmetrica.

## Cosa accade con infiniti stati?



$$\mu_0 \cdot 1 = 0$$

$$\mu_1 \cdot 1 = \mu_0 \cdot 1 = 0$$

$$\vdots$$

$$\mu_n \cdot 1 = \mu_{n-1} \cdot 1 = 0$$

$$\mu_n = 0 \text{ per ogni } n$$

$$\text{ma } \sum_{n=0}^{+\infty} \mu_n = 1 \text{ NON VALE}$$

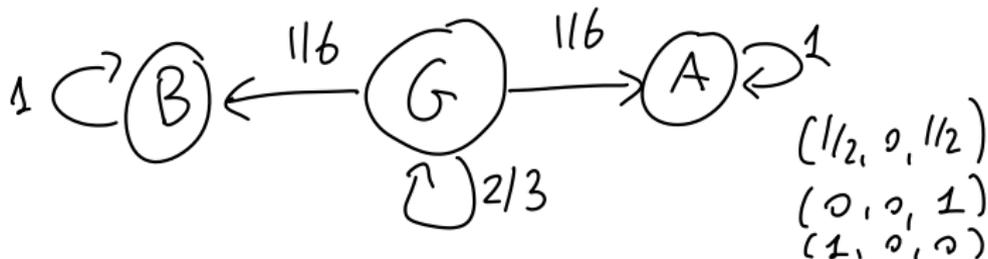
## Section 3

# Distribuzioni invarianti: classificazione

# Un gioco

Alice e Bruno consiste lanciano un dado ripetutamente fintanto che non esca il numero 1 (e in tal caso vince Alice) oppure il numero 6 (e e in tal caso vince Bob).

- Possiamo rappresentare una partita tramite una catena di Markov sugli stati  $E = \{\underline{A}, \underline{G}, \underline{B}\}$ , dove  $A$  indica che Alice ha vinto,  $B$  Bruno ha vinto, e  $G$  il gioco continua (si deve lanciare nuovamente il dado).



Vi sono almeno due distribuzioni stazionarie, corrispondenti rispettivamente al caso in cui Alice vinca,  $\mu_A = (1, 0, 0)$  oppure Bruno vinca,  $\mu_B = (0, 0, 1)$ .

- Ma in realtà sono infinite, perché ogni combinazione

$$\underline{\alpha\mu_A} + \underline{(1-\alpha)\mu_B} = (\alpha, 0, 1-\alpha), \quad \text{con } \alpha \in [0, 1]$$

è pure una distribuzione invariante (corrispondente al fatto che Alice vinca con probabilità  $\alpha$  e Bruno con probabilità  $1 - \alpha$ ).

Se la catena di Markov al tempo iniziale si trova in  $G$ , la densità limite sarà corrispondente ad  $\alpha = 1/2$ , perché le regole del gioco non favoriscono né Alice né Bruno.



# Classificazione degli stati

Data una matrice di transizione  $Q$ , si dice che lo stato  $y \in E$  è **accessibile** (o raggiungibile) da  $x \in E$  se esiste un cammino  $\gamma = (x_0 \rightarrow x_1 \rightarrow \dots \rightarrow x_n)$  con  $x_0 = x$  e  $x_n = y$  e peso strettamente positivo:

$$Q_\gamma = \prod_{k=1}^n Q_{x_{k-1}x_k} > 0.$$

- Nel caso di una matrice di intensità di salto  $L$ , il peso  $Q_\gamma$  va sostituito con

$$L_\gamma = \prod_{k=1}^n L_{x_{k-1}x_k} > 0$$

## Classificazione degli stati

Data una matrice di transizione  $Q$ , si dice che lo stato  $y \in E$  è **accessibile** (o raggiungibile) da  $x \in E$  se esiste un cammino  $\gamma = (x_0 \rightarrow x_1 \rightarrow \dots \rightarrow x_n)$  con  $x_0 = x$  e  $x_n = y$  e peso strettamente positivo:

$$Q_\gamma = \prod_{k=1}^n Q_{x_{k-1}x_k} > 0.$$

- Nel caso di una matrice di intensità di salto  $L$ , il peso  $Q_\gamma$  va sostituito con

$$L_\gamma = \prod_{k=1}^n L_{x_{k-1}x_k}.$$

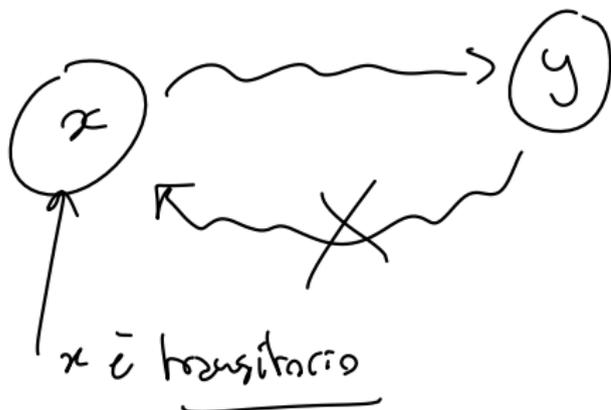
- $Q_{xy}^n$  è la somma dei pesi di tutti i cammini lunghi  $n$  che collegano  $x$  a  $y$ :  $y$  è raggiungibile da  $x$  se esiste  $n \geq 1$  tale che  $Q_{xy}^n > 0$ .

$$\frac{dk}{?} x \rightsquigarrow y \quad y \rightsquigarrow z \quad \Rightarrow \quad x \rightsquigarrow z$$

$$?? \quad x \rightsquigarrow y \quad \Rightarrow \quad y \rightsquigarrow x$$

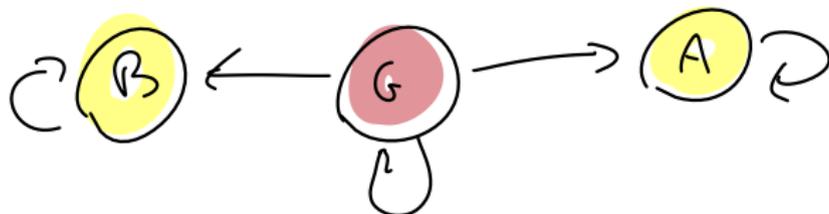
Se  $y \in E$  è raggiungibile da  $x \in E$ , e  $z \in E$  è raggiungibile da  $y$ , allora  $z$  è raggiungibile da  $x$ .

- Non è detto che anche  $x$  sia raggiungibile da  $y$ : se questo appunto non accade, lo stato  $x$  è detto **transitorio**: uno stato transitorio è tale che esista  $y$  raggiungibile da  $x$  ma  $x$  non è raggiungibile da  $y$ .



Se  $y \in E$  è raggiungibile da  $x \in E$ , e  $z \in E$  è raggiungibile da  $y$ , allora  $z$  è raggiungibile da  $x$ .

- Non è detto che anche  $x$  sia raggiungibile da  $y$ : se questo appunto non accade, lo stato  $x$  è detto **transitorio**: uno stato transitorio è tale che esista  $y$  raggiungibile da  $x$  ma  $x$  non è raggiungibile da  $y$ .
- Se  $x$  non è transitorio, è detto **ricorrente**.

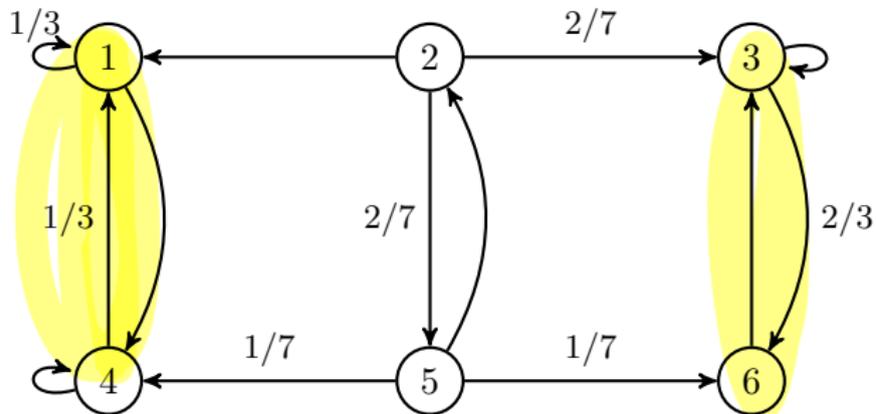


Se  $y \in E$  è raggiungibile da  $x \in E$ , e  $z \in E$  è raggiungibile da  $y$ , allora  $z$  è raggiungibile da  $x$ .

- Non è detto che anche  $x$  sia raggiungibile da  $y$ : se questo appunto non accade, lo stato  $x$  è detto **transitorio**: uno stato transitorio è tale che esista  $y$  raggiungibile da  $x$  ma  $x$  non è raggiungibile da  $y$ .
- Se  $x$  non è transitorio, è detto **ricorrente**.
- Se l'insieme degli stati  $E$  è finito, non possono essere tutti transitori, deve esserci almeno uno stato ricorrente.

# Un esempio

2 è transitorio 5 è transitorio



# Classi chiuse

Un sottoinsieme  $C \subseteq E$  di stati è detto **classe chiusa** se, per ogni  $x \in C$  e  $y \in E$  raggiungibile da  $x$ , anche  $y \in C$ .

- Una classe chiusa  $C$  è detta **irriducibile** se non contiene altre classi chiuse  $C' \subseteq C$  (diverse dai casi banali  $C' = \emptyset$  oppure  $C' = C$  stessa).

# Classi chiuse

Un sottoinsieme  $C \subseteq E$  di stati è detto **classe chiusa** se, per ogni  $x \in C$  e  $y \in E$  raggiungibile da  $x$ , anche  $y \in C$ .

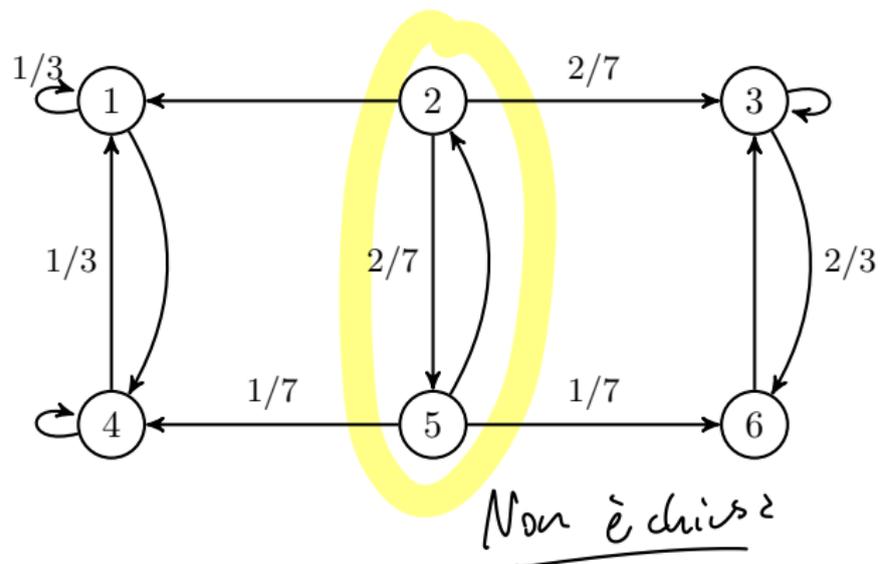
- Una classe chiusa  $C$  è detta **irriducibile** se non contiene altre classi chiuse  $C' \subseteq C$  (diverse dai casi banali  $C' = \emptyset$  oppure  $C' = C$  stessa).
- La matrice  $Q$  (oppure  $L$ ) è detta **irriducibile** se tutto l'insieme degli stati  $E$  è una classe chiusa irriducibile.

Da uno stato in una classe chiusa non è possibile raggiungere stati al di fuori di essa (mentre è possibile entrarvi)

- una classe chiusa è irriducibile quando da ogni stato in essa si può raggiungere qualsiasi altro stato in essa.

Da uno stato in una classe chiusa non è possibile raggiungere stati al di fuori di essa (mentre è possibile entrarvi)

- una classe chiusa è irriducibile quando da ogni stato in essa si può raggiungere qualsiasi altro stato in essa.
- Data una classe chiusa è ben definita la *restrizione* della matrice  $Q$  su  $C \times C$ , perché  $Q_{x \rightarrow y} = 0$  per  $x \in C$  e  $y \notin C$ , e quindi  $(Q_{x \rightarrow y})_{y \in C}$  sono densità discrete di probabilità (la somma delle righe vale ancora 1). Un ragionamento analogo vale nel caso di matrici di intensità di salto  $L$ .



## Il teorema di unicità

Sia  $Q$  una matrice di transizione (oppure  $L$  di intensità di salto) **irriducibile** su un insieme di stati  $E$  **finito**. Allora esiste una e una sola distribuzione invariante.

## Classificazione delle distribuzioni invarianti

Se  $E$  è finito, si può sempre partizionare in insiemi a due a due disgiunti

$$E = \{\text{stati transitori}\} \cup C^1 \cup C^2 \cup \dots \cup C^k,$$

dove le  $C^i$  sono classi chiuse irriducibili.

- Consideriamo la restrizione di  $Q$  su ciascuna classe chiusa irriducibile  $C^i$ : esiste una e una sola distribuzione invariante associata  $\mu^i$ ,

## Classificazione delle distribuzioni invarianti

Se  $E$  è finito, si può sempre partizionare in insiemi a due a due disgiunti

$$E = \{\text{stati transitori}\} \cup C^1 \cup C^2 \cup \dots \cup C^k,$$

dove le  $C^i$  sono classi chiuse irriducibili.

- Consideriamo la restrizione di  $Q$  su ciascuna classe chiusa irriducibile  $C^i$ : esiste una e una sola distribuzione invariante associata  $\mu^i$ ,
- Si può dimostrare (non lo faremo) che **tutte** le distribuzioni invarianti sono ottenibili come combinazioni

$$\mu = \alpha_1 \mu^1 + \alpha_2 \mu^2 + \dots + \alpha_k \mu^k,$$

dove  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k \in [0, 1]$  sono tali che

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k = 1.$$

## Classificazione delle distribuzioni invarianti

Se  $E$  è finito, si può sempre partizionare in insiemi a due a due disgiunti

$$E = \{\text{stati transitori}\} \cup C^1 \cup C^2 \cup \dots \cup C^k,$$

dove le  $C^i$  sono classi chiuse irriducibili.

- Consideriamo la restrizione di  $Q$  su ciascuna classe chiusa irriducibile  $C^i$ : esiste una e una sola distribuzione invariante associata  $\mu^i$ ,
- Si può dimostrare (non lo faremo) che **tutte** le distribuzioni invarianti sono ottenibili come combinazioni

$$\mu = \alpha_1 \mu^1 + \alpha_2 \mu^2 + \dots + \alpha_k \mu^k,$$

dove  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k \in [0, 1]$  sono tali che

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k = 1.$$

- In particolare ogni distribuzione invariante è nulla sugli stati transitori.

