

2 Marzo 2018

- Si definisce processo stocastico markoviano, un processo aleatorio in cui la probabilità di transizione che determina il passaggio a uno stato del sistema dipende solo dallo stato del sistema immediatamente precedente e non "da come" si è giunti in quello stato.

Markov Property: given the present, the future is conditionally independent from the past.

- Una catena di Markov è un processo markoviano con spazio degli stati discreto, che può essere finito o infinito numerabile.
- Una catena di Markov si dice omogenea se la probabilità di transizione non dipende dal tempo stesso, ma solo dalla differenza tra i due istanti considerati (indipendenza dall'origine dell'asse dei tempi).

### Discrete Time Markov Chain (DTMC)

A stochastic sequence  $\{X_n\}$  is a DTMC if

$$P_r \left\{ \underbrace{X_{n+1} = x_{n+1}}_{\text{future}} \mid \underbrace{X_n = x_n, \dots, X_1 = x_1, X_0 = x_0}_{\text{present}} \right\} =$$

$$= P_r \left\{ X_{n+1} = x_{n+1} \mid X_n = x_n \right\}$$

MASTER COPY  
Tel. 050 8312126  
Cell. 388 9837745

One step transition probability:

$$h_{ij}(n) = \{X_{n+1} = j \mid X_n = i\}$$

If the chain is homogeneous:

$$h_{ij} = \{X_{n+1} = j \mid X_n = i\}$$

Stochastic Matrix:

$$\underline{H} = \{h_{ij}\}, \quad 0 \leq h_{ij} \leq 1 \text{ and } \sum_{j \in S} h_{ij} = 1$$

---

7 Marzo 2018

Probability mass function of the time spent in a state, given that we just reached that state:

$W_i$ : discrete random variable  
(time spent in a state)

$$\Pr\{W_i = 1\} = 1 - h_{ii}$$

$$\Pr\{W_i = 2\} = (1 - h_{ii})h_{ii}$$

$$\Pr\{W_i = 3\} = (1 - h_{ii})h_{ii}^2$$

$$\Rightarrow \Pr\{W_i = n\} = (1 - h_{ii})h_{ii}^{n-1}, \quad n \geq 1$$

Il tempo di permanenza in uno stato, nel caso di catene di Markov omogenee a tempo discreto, ha una distribuzione geometrica.

Geometric random variable:

- $\gamma \alpha^k$ , con  $k \geq 0$
- $(1-\alpha) \alpha^{k-1}$ ,  $k \geq 1$

$$E\{W_i\} = \sum_{k=1}^{\infty} k \alpha^{k-1} (1-\alpha) = (1-\alpha) \sum_{k=1}^{\infty} k \alpha^{k-1} =$$

$$= (1-\alpha) \frac{1}{(1-\alpha)^2} = \frac{1}{1-\alpha} = \frac{1}{1-h_{ii}}$$

MASTER COPY  
Tel. 050 8312126  
Cell. 388 9837745

- Transition probability in n steps:

$$h_{ij}^{(n)} = \Pr\{X_{n+m} = j \mid X_m = i\} \Rightarrow \underline{H}^{(n)}$$

Chapman - Kolmogorov equations

$$(i) \quad \underline{H}^{(n)} = \underline{H}^{(l)} \cdot \underline{H}^{(n-l)}$$

$$(ii) \quad h_{ij}^{(n)} = \sum_{k \in S} h_{ik}^{(l)} \cdot h_{kj}^{(n-l)} \quad \begin{matrix} 0 < l < n \\ \forall (i,j) \in S \end{matrix}$$

Dimostrazione:

$$h_{ij}^{(n)} = \Pr\{X_n = j \mid X_0 = i\} = \left( \begin{array}{l} \text{Probabilità totale: eventi} \\ \text{mutuamente esclusivi,} \\ \text{collettivamente esaustivi} \\ \text{(tutte "le vie" da } i \text{ a } j, \text{ passando} \\ \text{per un generico } k \text{).} \end{array} \right)$$

$$= \sum_{k \in S} \Pr\{X_n = j, X_l = k \mid X_0 = i\} \stackrel{\text{Bayes}}{=} \left( \begin{array}{l} \text{Bayes} \end{array} \right)$$

markovian property.

$$= \sum_{k \in S} \Pr\{X_n = j \mid X_l = k, X_0 = i\} \cdot \Pr\{X_l = k \mid X_0 = i\} =$$

$$= \sum_{k \in S} h_{kx}^{(l)} \cdot h_{xj}^{(n-l)}$$

Quindi:  $\underline{\underline{H}}^{(n)} = \underline{\underline{H}}^{(l)} \cdot \underline{\underline{H}}^{(n-l)}$

Si noti dunque che:

$$\underline{\underline{H}}^{(n)} = \underline{\underline{H}} \cdot \underline{\underline{H}}^{(n-1)} = \underline{\underline{H}} \cdot \underline{\underline{H}} \cdot \underline{\underline{H}}^{(n-2)} = \dots = \underline{\underline{H}}^n$$

Nel caso di DTMC omogenee ed ergodiche:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \underline{\underline{H}}^n = \begin{bmatrix} q \\ q \\ \vdots \\ q \end{bmatrix}$$

con  $q = [q_0, q_1, \dots, q_n]$

Probability of state occupancy

$$p_i(n) = \Pr \{ X_n = i \}$$

initial probability vector:

$$\underline{p}(0) = [p_0(0), p_1(0), \dots, p_i(0), \dots]$$

$$\Pr \{ X_n = i \} = \sum_{k \in S} \Pr \{ X_n = i, X_0 = k \} =$$

$$= \sum_{k \in S} \Pr \{ X_n = i | X_0 = k \} \cdot \Pr \{ X_0 = k \} =$$

$$= \sum_{k \in S} h_{ki}^{(n)} \cdot \Pr \{ X_0 = k \}$$

MASTER COPY  
Tel. 050 8312126  
Cell. 388 9837745

$$\Rightarrow p_i(n) = \sum_{k \in S} p_k(0) \cdot h_{ki}^{(n)}$$

Quindi, in generale:

$$\underline{p}(n) = \underline{p}(0) \cdot \underline{H}^{(n)}$$

$$\underline{p}(n+1) = \underline{p}(n) \cdot \underline{H}$$

### Stationary probability vector

$$\underline{z}, \quad 0 \leq z_i \leq 1 \quad \text{con} \quad \sum_{i \in S} z_i = 1 \quad \left( \begin{array}{l} \text{condizione} \\ \text{di} \\ \text{normalizzazione} \end{array} \right)$$

$$\text{tale che: } \underline{z} = \underline{z} \cdot \underline{H}$$

( $\underline{z}$  è l'autovettore associato all'autovalore unitario della matrice di transizione)

Per particolari DTMC omogenee, quel sistema potrebbe avere soluzione non unica.

### Limit probability

$$\text{Sia } \underline{p}, \quad 0 \leq p_i \leq 1 \quad \text{con} \quad \sum_{i \in S} p_i = 1:$$

$$\underline{p} = \lim_{n \rightarrow \infty} \underline{p}(n) \quad \Leftrightarrow \text{Asymptotic probability vector}$$

If the limit exists, it is unique.

Per alcune DTMC omogenee il limite esiste ed è indipendente dalle condizioni iniziali; in questo caso il vettore  $\underline{p}$  risulta essere anche soluzione stazionaria.

MASTER COPY

Tel. 050 8312126

Cell. 388 9837745