

8/11/2022

Lezione 5

$$X_1, X_2, X_3, \dots, X_{10} \quad T=1, \dots, 10$$

$$P(X_1 = x_1, \dots, X_{10} = x_{10}) = ?$$

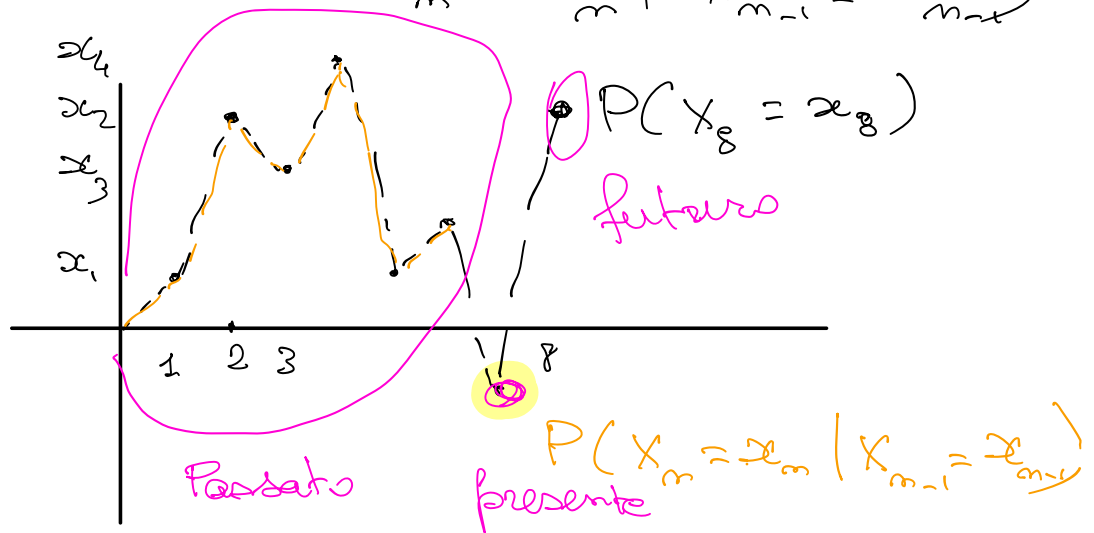
$$\text{Se indip.} = \prod_{i=1}^{10} P(X_i = x_i)$$

Se non sono indip.

Ipotesi Markoviana

$$P(X_m = x_m \mid X_{m-1} = x_{m-1}, \dots, X_1 = x_1)$$

$$= P(X_m = x_m \mid X_{m-1} = x_{m-1})$$



$$P(X_n = x_n \mid X_{n-1} = x_{n-1})$$

$$P(X_n = j \mid X_{n-1} = i) = P_{ij}$$

Evoluzione di tipo temporale
 cioè evoluzione segue le stesse
 leggi qualunque sia il tempo
 iniziale.

= Date le matrice $P = [P_{ij}]$
 e le distribuz. posso scrivere
 le distribuz. congiunte?

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} & \dots & P_{0k} & \dots \\ P_{10} & P_{11} & \dots & \dots & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ P_{m0} & & & & P_{mm} \end{bmatrix}$$

$$\begin{cases} 1. & P_{ij} \geq 0 \\ 2. & \sum_j P_{ij} = 1 \end{cases}$$

Teorema \checkmark Catene temp. omogenee
 Per una catena di Markov
 posso scrivere TUTTE le distribu-
 zioni finito dimensionali se
 conosco

1. La distribuz. iniziale
2. La matrice di transizione

Dim

x induzione

$n=1$

$$P(x_1 = i_1, x_0 = i_0) = \overbrace{P(x_1 = i_1 | x_0 = i_0)}^{P_{i_1, i_0}} \cdot P(x_0 = i_0)$$

è vero

Ammetto vero per $n-1$ e mostro
per n

$$P(X_n = i_n, \dots, X_0 = i_0) =$$

$$P(X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_0 = i_0).$$

$$\begin{aligned} & P(X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_0 = i_0) \\ \{ \text{Markov} \} \\ = & P(X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & P(X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_0 = i_0) = \\ & P(X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}). \end{aligned}$$

$$P(X_{n-1} = i_{n-1} \mid X_{n-2} = i_{n-2}, \dots, X_0 = i_0)$$

$$P(X_{n-2} = i_{n-2}, \dots, X_0 = i_0)$$

$$\begin{aligned} = & P(X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}) \cdot P(X_{n-1} = i_{n-1} \mid X_{n-2} = i_{n-2}) \\ & \dots P(X_1 = i_1 \mid X_0 = i_0) P(X_0 = i_0) \end{aligned}$$

Si dice catena di Markov un processo stocastico a tempo discreto e spaziale degli stati discreto che gode delle proprietà di Markov.

Esempio Previsioni del tempo

Il tempo di domani dipende solo dal tempo di oggi

oggi	domani	Prob.
piave	piave	α
non piave	piave	β

$P =$	α	$1 - \alpha$
	β	$1 - \beta$

\Rightarrow "0" pioggia

⇒ "1" solo

Esempio Un canale di trasmissione è composto da k stadi



In ogni stadio il bit può venire distorto con prob. $(1-p)$

$X_m = \{ \text{bit che entrano nello stadio } m \}$
 $m=1, \dots, k$

$\{X_m\}$ è una catena di Markov?

Sì

$$P = \begin{vmatrix} p & 1-p \\ 1-p & p \end{vmatrix}$$

Stato "0"

Stato "1"

Esempio Previsioni del tempo
 Tempo di un giorno dipende
 dai 2 giorni precedenti

IERI	OGGI	DORMANI	Prob.
Piog.	Piog.	Piog.	0.7
Sole	Piog.	Piog.	0.5
Piog.	Sole	Piog.	0.4
Sole	Sole	Piog.	0.2

X_m : stato al tempo m

$\{X_m\}$ non è un q.c.m.

Aumento il n° degli stati

$\{Y_m\}$

$Y_m = 0$	se	ieri piog.	oggi piog.
-----------	----	---------------	---------------

$Y_m = 1$		S	P
-----------	--	---	---

$Y_m = 2$		P	S
-----------	--	---	---

$Y_m = 3$		S	S
-----------	--	---	---

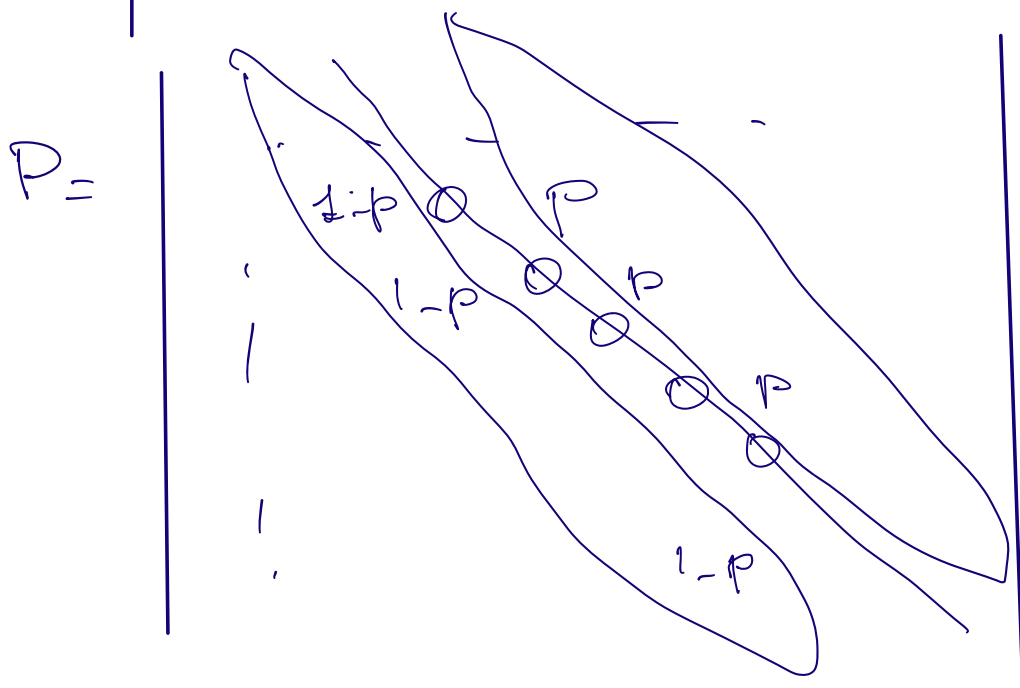
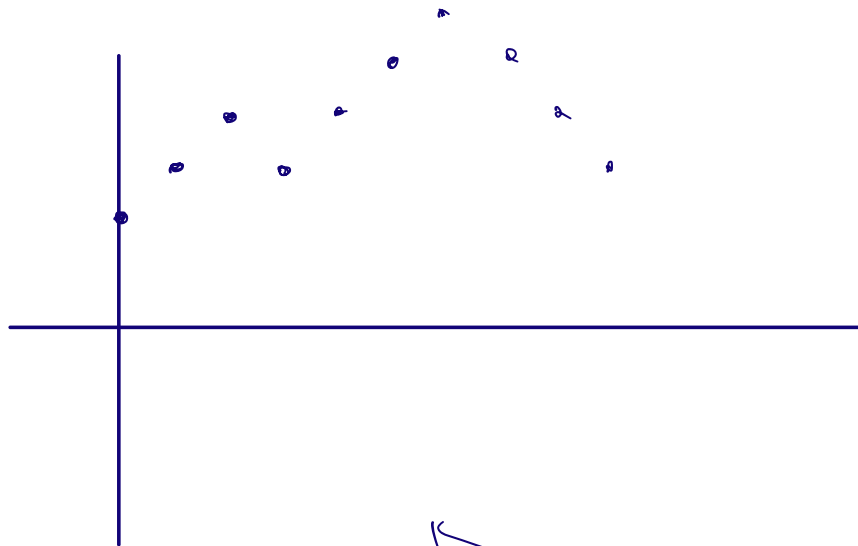
$$P = \begin{vmatrix} 0.7 & 0 & 0.3 & 0 \\ 0.5 & 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0.4 & 0 & 0.6 \\ 0 & 0.2 & 0 & 0.8 \end{vmatrix}$$

CAMMINO CASUALE
(Random Walk)

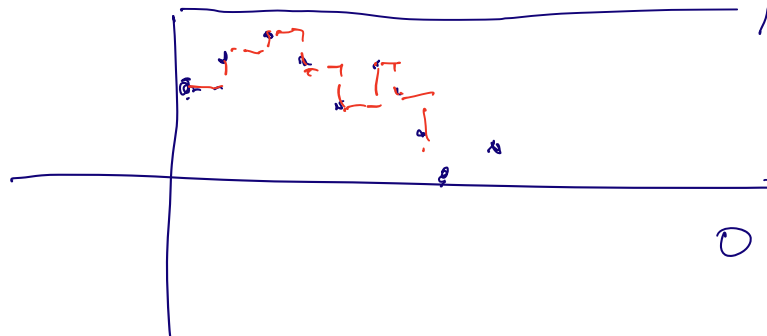
$$0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

$$P_{i, i+1} = P = 1 - P_{i, i-1}$$

$$i = 0, \pm 1, \dots$$

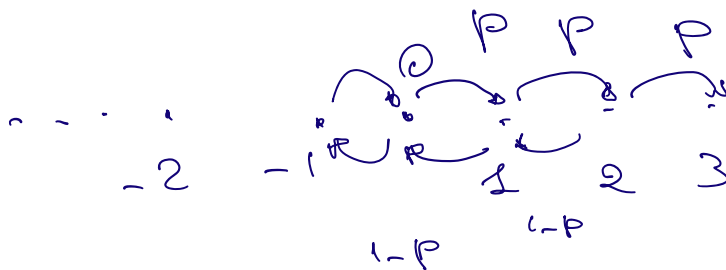


Commi no casuale $\text{trp}_N(0, N)$



Cammino
assort

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1-p & 0 & p & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1-p & 0 & p & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix}$$



$$\{X_n\}$$

$$X_n = X_{n-1} + \zeta_{n-1}$$

$$\{\zeta_i\} \text{ v.a. i.i.d}$$

$$P(\zeta_i = 1) = p = 1 - P(\zeta_i = -1)$$

Evolutione dello stato a
lungo termine

$$P(X_m = i)$$

$$P_{ij} = P(X_m = j | X_{m-1} = i)$$

$\forall i, j$
 $m \geq 1$

$$P_{ij}^{(m)} = P(X_m = j | X_0 = i)$$

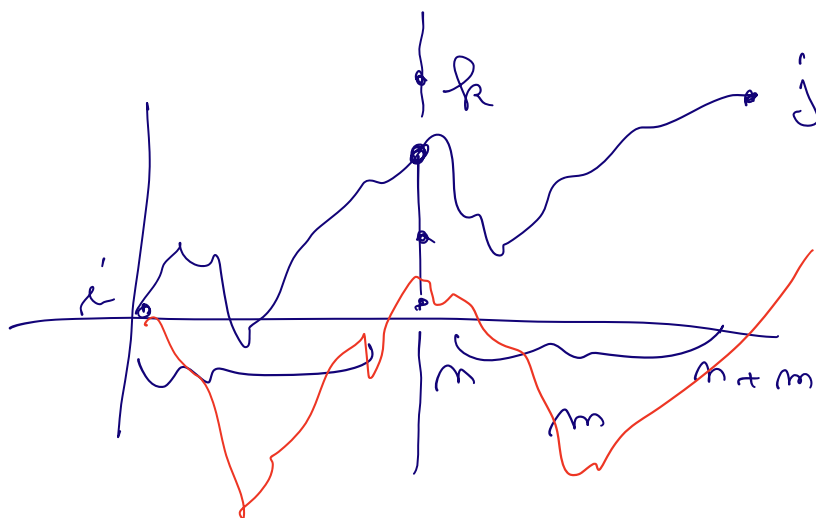
$$P_{ij}^{(1)} = P_{ij}$$

legame tra P_{ij} e $P_{ij}^{(m)}$

Teorema (Chapman-Kolmogorov)

Per una catena di Markov
a tempo omogeneo si ha

$$P_{ij}^{(m+n)} = \sum_k \underbrace{P_{ik}^{(m)}}_{(P^{(m)})_{ik}} P_{kj}^{(n)}$$



Dim

$$P_{ij}^{(m+m)} = P(X_{n+m} = j | X_0 = i) =$$

P. tot.

$$= \sum_k P(X_{n+m} = j, X_n = k | X_0 = i)$$

$$= \sum_k P(X_{n+m} = j | X_n = k, X_0 = i) \cdot$$

$$P(X_n = k | X_0 = i)$$

Markov

$$= \sum_k \left(P(X_{n+m} = j | X_n = k) \right) \cdot \underbrace{P(X_n = k | X_0 = i)}_{P^{(m)}_{ki}}$$

$$= \sum_k P_{kj}^{(m)} P_{ik}^{(m)} \quad \text{--- } P_{ik}$$

$$P^{(m+m)} = P^{(m)} P^{(m)}$$

$$m=1 \quad m=1$$

$$P^{(2)} = P^{(1)} P^{(1)} = P \cdot P = P^2$$

$$P^{(3)} = P^{(2)} P^{(1)} = P^3$$

$$\hookrightarrow P(X_n = j \mid X_0 = i) = (P_{ij}^m)^m$$