

FATTELLARIO di

PROBABILITÀ

2024 - 2025

scritto da ALESSIO SGRUBIN
sulle lezioni di MARCO ROMITO e MARIO MARRELLI

DISTRIBUZIONI NOTEVOLI

DISTRIBUZIONE	DENSITA'	FUNZIONE CARATTERISTICA
Bernoulli	$p \mathbb{1}_{\{x=1\}} + (1-p) \mathbb{1}_{\{x=0\}}$	$(1-p) + p e^{it}$
Binomiale	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	$((1-p) + p e^{it})^n$
Geometrica	$p(1-p)^{k-1}$	$\frac{p e^{it}}{1 - (1-p) e^{it}}$
Poisson	$\frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$	$e^{\lambda(e^{it} - 1)}$
Gaussiana	$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2}$	$\exp\left(imt - \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right)$
Esponenziale	$\lambda e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{(0,+\infty)}(x)$	$\frac{\lambda}{\lambda - it}$
Uniforme	$\frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a,b]}(x)$	$\frac{e^{ibt} - e^{iat}}{i(b-a)t}$
Cauchy	$\frac{\gamma}{\pi(x-x_0)^2 + \gamma^2}$	$e^{ix_0 t - \gamma t }$

TEORIA della MISURA

DEF: σ -algebra / π -sistema / classe monotona

Sia Ω un insieme.

• $\mathcal{A} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$ è una σ -ALGEBRA se:

- i) $\Omega \in \mathcal{A}$.
- ii) \mathcal{A} chiuso per complementare.
- iii) \mathcal{A} chiuso per unioni numerabili.

• $\mathcal{Y} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$ è un π -SISTEMA se:

- i) $\Omega \in \mathcal{Y}$.
- ii) \mathcal{Y} chiuso per intersezioni finite.

• $\mathcal{M} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$ è una CLASSE MONOTONA se:

- i) $\Omega \in \mathcal{M}$.
- ii) $A, B \in \mathcal{M}$ con $A \subset B$ implica $B \setminus A \in \mathcal{M}$.
- iii) dati $(A_n)_{n \in \mathbb{N}} \subseteq \mathcal{M}$ con $A_n \subseteq A_{n+1} \forall n$ vale $\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{M}$.

TEOREMA Carathéodory

Sia \mathcal{A} un'algebra su un insieme Ω e sia $\mathbb{P}_0: \mathcal{A} \rightarrow \mathbb{R}$ funzione positiva e σ -additiva con $\mathbb{P}_0(\Omega) = 1$.

Allora esiste un'unica misura di probabilità \mathbb{P} su $\sigma(\mathcal{A})$ che estende \mathbb{P}_0 .

TEOREMA della Classe Monotona

Sia \mathcal{Y} un π -sistema, la classe monotona generata da \mathcal{Y} (la minima classe monotona $\ni \mathcal{Y}$) è una σ -algebra.

Condolario

Sia (Ω, \mathcal{F}) ed \mathcal{Y} un π -sistema che genera \mathcal{F} .

Se $\mathbb{P}_1, \mathbb{P}_2$ probabilità su (Ω, \mathcal{F}) con $\mathbb{P}_1|_{\mathcal{Y}} \equiv \mathbb{P}_2|_{\mathcal{Y}}$ allora $\mathbb{P}_1 \equiv \mathbb{P}_2$.

Si ottiene una versione funzionale del Teorema della Classe Monotona.

► **LEMMA**

Sia $f: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ misurabile positiva. Allora esiste $(f_n)_{n \geq 1}$ successione di funzioni misurabili tale che $f_n \uparrow f$.

► **TEOREMA della Classe Monotona (v. funzionale)**

Sia (Ω, \mathcal{F}) ed \mathcal{Y} un π -sistema che genera \mathcal{F} .

Sia \mathcal{H} insieme di funzioni misurabili reali su (Ω, \mathcal{F}) tale che:

(i) $1_A \in \mathcal{H} \quad \forall A \in \mathcal{Y}$.

(ii) \mathcal{H} è uno spazio vettoriale.

(iii) se $(f_n)_n \subseteq \mathcal{H}$ con f_n positive e $f_n \uparrow f$ limitata, allora $f \in \mathcal{H}$.

Allora \mathcal{H} contiene tutte le funzioni misurabili limitate.

Definiamo anche il completamento di una σ -algebra rispetto a \mathbb{P} ...

► **DEF. $\mathcal{F}^{\mathbb{P}}$**

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ spazio di probabilità. Definiamo

$$\mathcal{N} := \{A \in \Omega \mid \exists N \in \mathcal{F}, A \subseteq N \text{ e } \mathbb{P}(N) = 0\}$$

e allora $\mathcal{F}^{\mathbb{P}} := \sigma(\mathcal{F} \cup \mathcal{N})$.

► **TEOREMA**

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ spazio di probabilità. Valgono i seguenti fatti:

(i) $\mathcal{F}^{\mathbb{P}} = \{A \in \Omega \mid B = A \subset C \text{ con } B, C \in \mathcal{F} \text{ e } \mathbb{P}(C \setminus B) = 0\}$.

(ii) \mathbb{P} si estende in modo unico ad una probabilità su $\mathcal{F}^{\mathbb{P}}$.

► **DEF. Periodo di uno Stato**

Sia $x \in S$. Definiamo il suo PERIODO come

$$p(x) := \text{HCD} \{n \geq 0 \mid P_{xx}^{(n)} > 0\}.$$

Uno stato $x \in S$ si dice **APERIODICO** se $p(x) = 1$.

► **LEMMA**

Sia $(X_n)_{n \geq 0}$ irriducibile e $x \in S$ stato aperiodico. Allora

$$\forall y, z \in S \quad P_{yz}^{(n)} > 0 \quad \forall n \text{ abbastanza grande.}$$

In altre parole, tutti gli stati sono aperiodici.

► **LEMMA**

Sia $(X_n)_{n \geq 0}$ irriducibile e ricorrente. Allora:

$$\mathbb{P}[T_y < \infty] = 1 \quad \forall y \in S.$$

► **TEOREMA**

Sia $(X_n)_{n \geq 0}$ irriducibile aperiodica tale che esiste una legge invariante π . Allora:

$$\mathbb{P}[X_n = x] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \pi_x \quad \forall x \in S.$$

Proposizione

Sia $(X_n)_n$ catena omogenea e P matrice di transizione irriducibile e ricorrente. Sia $y \in S$, allora:

- $\gamma_y^y = 1$.
- $\gamma_y^y := (\gamma_z^y)_{z \in S}$ è una misura invariante.
- $\gamma_z^y > 0$ ed è finito $\forall z \in S$.

Proposizione

Sia $(X_n)_n$ catena omogenea, P irriducibile e π misura invariante con $\pi_y^y = 1$ per un certo $y \in S$. Allora $\pi \geq \gamma_y^y$.

Se la catena $(X_n)_n$ è ricorrente, allora $\pi = \gamma_y^y$.

OSS: il secondo risultato dice che, a meno di multipli, esiste un'unica misura invariante.

Si può ulteriormente specializzare la definizione di ricorrente...

DEF. Ricorrente Positivo / Nullo

Sia $x \in S$, diciamo che:

- x è **RICORRENTE POSITIVO** se $E[T_x | X_0 = x] < \infty$.
- x è **RICORRENTE NULLO** se $E[T_x | X_0 = x] = \infty$.

TEOREMA

Supponiamo che $(X_n)_{n \geq 0}$ sia irriducibile. Sono equivalenti:

- (1) ogni stato è ricorrente positivo.
- (2) esiste uno stato ricorrente positivo.
- (3) esiste una legge invariante.

Costruzione di Spazi di Probabilità

ALGEBRA dei CILINDRI

Sono $(E_i, \mathcal{E}_i)_{i \in I}$ spazi di misura con $(\mu_i)_{i \in I}$ misure.

Vorremo costruire μ misura di probabilità per tutti $(E_i, \mathcal{E}_i)_{i \in I}$.

Consideriamo come insieme il prodotto $E := \prod_{i \in I} E_i$.

Si definisce l'ALGEBRA dei CILINDRI come

$$\mathcal{E} := \left\{ \pi_J^{-1}(A) : J \subseteq I \text{ finito e } A \in \bigotimes_{i \in J} \mathcal{E}_i \right\}$$

dove la mappa è $\pi_J : E \rightarrow \bigotimes_{i \in J} E_i$ proiezione.

Definiamo così la funzione $\mathbb{P} : \mathcal{E} \rightarrow \mathbb{R}$ come

$$\mathbb{P}(\pi_J^{-1}(A)) := \left(\bigotimes_{i \in J} \mu_i \right)(A)$$

Su cui possiamo applicare il Teorema di Carathéodory: esiste una unica \mathbb{P} misura di probabilità su $(E, \sigma(\mathcal{E}))$ che estende \mathbb{P} .

Usando questa costruzione, prese $X_i = \pi_{\{i\}}$, X_i ha legge μ_i .

COMPATTEZZA di \mathcal{F} rispetto a \mathbb{P}

Consideriamo per $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$:

$$\mathcal{N} := \{ A \in \Omega \mid \exists N \in \mathcal{F}, A \subseteq N \text{ e } \mathbb{P}(N) = 0 \}.$$

Definiamo $\mathcal{F}^{\mathbb{P}} = \sigma(\mathcal{F} \cup \mathcal{N})$.

TEOREMA

Valgono i seguenti fatti:

- $\mathcal{F}^{\mathbb{P}} := \{ A \subseteq \Omega \mid \exists B, C \in \mathcal{F}, B \subseteq A \subseteq C \text{ e } \mathbb{P}(C \setminus B) = 0 \}$.
- \mathbb{P} si estende in modo unico ad una probabilità su $\mathcal{F}^{\mathbb{P}}$.

Ci interessa però estendere la costruzione con l'algebra dei cilindri oltre al caso di s.f.a. variabili aleatorie indipendenti.

Per fare questo...

DEF Kernel di Probabilità:

Siano (E_1, \mathcal{E}_1) e (E_2, \mathcal{E}_2) spazi di misura. Un KERNEL è:

$$k: E_1 \times E_2 \longrightarrow \mathbb{R} \quad \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$$

tales che:

- per ogni $B \in \mathcal{E}_2$ la mappa $x \mapsto k(x, B)$ è misurabile.
- per ogni $x \in E_1$, $k(x, \cdot)$ è misura di probabilità.

DEF Composizione di Kernel

Siano $(E_i, \mathcal{E}_i)_{i=1,2,3}$ spazi di misura e consideriamo due kernel

$$k_1: E_1 \times E_2 \rightarrow \mathbb{R} \quad k_2: (E_1 \times E_2) \times E_3 \rightarrow \mathbb{R}$$

allora la COMPOSIZIONE $k_1 \otimes k_2$ sarà un nuovo kernel

$$k_1 \otimes k_2: E_1 \times (E_2 \otimes E_3) \rightarrow \mathbb{R}$$

definita come

$$(k_1 \otimes k_2)(x, B) := \int \left(\int \mathbb{1}_B(y, z) \cdot k_2((x, y), dz) \right) k_1(x, dy).$$

TEOREMA Tonnesen - Tulcea

Dati $(E_n, \mathcal{E}_n)_{n \in \mathbb{N}}$ spazi di misura, sia k_n kernel della forma

$$\begin{cases} k_n: \prod_{j=1}^n E_j \times E_n \rightarrow \mathbb{R} & \text{per } n \geq 1 \\ k_0 & \text{misura su } (E_0, \mathcal{E}_0) & \text{per } n = 0. \end{cases}$$

Allora esiste un'unica misura di probabilità su $(\prod_{n \in \mathbb{N}} E_n, \otimes_{n \in \mathbb{N}} \mathcal{E}_n)$,

chiamata \mathbb{P} , tale che tramite le proiezioni $(\pi_{\{i_0, \dots, i_n\}})_\# \mathbb{P} = \otimes_{i=0}^n k_i$.

Studiamo allora le s.f.a. classi irriducibili...

- OSS: data $(X_n)_n$ catena di Markov omogenea con \mathbb{P} matrice di transizione, lo studio asintotico della catena si può ottenere con $\mu \mathbb{P}^n$ con $n \rightarrow \infty$ dove μ è la legge iniziale.

Questo motiva il seguente concetto:

DEF Misura Invariante

Sia S spazio degli stati e $(X_n)_n$ catena di Markov omogenea con \mathbb{P} matrice di transizione. Una misura μ su S si dice INVARIANTE (o STAZIONARIA) se $\mu \mathbb{P} = \mu$.

- OSS: se μ è misura di probabilità e legge di X_0 , allora μ è invariante se $\mu \mathbb{P} = \mu$.

- OSS: combinazioni lineari di misure invarianti sono ancora delle misure invarianti.

PROPOSIZIONE

Se S insieme degli stati è finito, allora esiste almeno una legge (i.e. misura di probabilità) invariante ed esiste almeno uno stato ricorrente.

DEF Tempo tra 2 Visite

Siano $x, y \in S$. IL TEMPO TRA DUE VISITE è:

$$Y_x^y := E \left[\sum_{n=0}^{T_x^y-1} \mathbb{1}_{\{X_n \neq y\}} \mid X_0 = x \right].$$

Si dimostrano le seguenti proprietà:

- (3) $(\mathbb{F}^n)_{xy} > 0$ per qualche $n > 0$.
 (4) $f_{xy} > 0$.

Infine la comunicazione " \leftrightarrow " è relazione di equivalenza.

Queste relazioni permettono di individuare in S :

► **DEF. Insieme Chiuso / Irriducibile**

Sia $C \in S$ sottoinsieme degli stati. Diciamo che:

- C è **CHIUSO** se dati $x \in C$ e $y \in S$

" $\exists n \geq 0 \mathbb{P}[X_n = y \mid X_0 = x] > 0$ " $\Rightarrow y \in C$.

- C è **IRRIDUCIBILE** se $\forall x, y \in C \quad x \leftrightarrow y$.

! **OSS:** vale che

$C \in S$ chiuso \Leftrightarrow " $x \in C \wedge \mathbb{P}_{xy} > 0 \Rightarrow y \in C$ ".

► **PROPOSIZIONE**

(1) Sia C classe di equivalenza per la comunicazione. Allora i suoi stati saranno tutti ricorrenti o tutti transienti.

(2) Sia C una classe ricorrente, allora C è chiusa.

► **TEOREMA Decomposizione**

Data una catena di Markov omogenea su S , esiste una decomposizione $S = T \cup \bigcup_i C_i$

dove T sono gli stati transienti e $\{C_i\}$ classi irriducibili, chiuse e ricorrenti.

! **OSS:** ogni classe chiusa e finita è ricorrente.

VARIABILI ALEATORIE

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ spazio di probabilità ed (E, \mathcal{E}) .

Una **VARIABILE ALEATORIA** è $X: \Omega \rightarrow E$ misurabile.

Possiamo definire la sua legge...

► **DEF. Legge di X v.a.**

La **LEGGE** di $X: \Omega \rightarrow E$ variabile aleatoria è

$$\mathbb{P}[X \in A] = \mathbb{P}[X^{-1}(A)] =: X_{\#} \mathbb{P}(A).$$

... e la σ -algebra associata.

► **DEF. $\sigma(X)$**

Definiamo $\sigma(X) := \{X^{-1}(A) \mid A \in \mathcal{E}\}$, che è la più piccola σ -algebra su Ω che rende X misurabile.

► **LEMMA di Doob**

Siano $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed (E, \mathcal{E}) con $X: \Omega \rightarrow E$, $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ variabili aleatorie con Y $\sigma(X)$ -misurabile.

Allora esiste $g: E \rightarrow \mathbb{R}$ misurabile tale che $Y = g(X)$.

INDIPENDENZA

► **DEF. Eventi / Variabili Indipendenti:**

Una famiglia $(A_i)_{i \in I}$ arbitraria di eventi è **INDIPENDENTE** se:

$$P \left[\bigcap_{i \in J} A_i \right] = \prod_{i \in J} P[A_i] \quad \forall J \subseteq I \text{ finite.}$$

Le variabili $(X_i)_{i \in I}$ sono **INDIPENDENTI** se

$$(X_i)_{i \in J} \text{ sono indipendenti } \forall J \subseteq I \text{ finite.}$$

► **DEF. σ -algebra indipendenti:**

Dati (Ω, \mathcal{F}, P) della σ -algebra $\mathcal{G}_i \subseteq \mathcal{F}$ per $i \in J$ finite sono **INDIPENDENTI** se:

$$\forall A_i \in \mathcal{G}_i \quad \forall i \in J \quad (A_i)_{i \in J} \text{ sono indipendenti.}$$

Dati allora $(\mathcal{G}_i)_{i \in I}$ σ -algebra in \mathcal{F} con I generico, sono **INDIPENDENTI** se $(\mathcal{G}_i)_{i \in J}$ indipendenti $\forall J \subseteq I$ finite.

► **LEMMA Indipendenza su π -sistemi:**

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) ed $(E_1, \mathcal{E}_1), (E_2, \mathcal{E}_2)$ con $X_i: \Omega \rightarrow E_i, X_2: \Omega \rightarrow E_2$.

Dati $\mathcal{Y}_1, \mathcal{Y}_2$ π -sistemi che generano $\mathcal{E}_1, \mathcal{E}_2$ allora:

$$X_1, X_2 \text{ indipendenti} \iff P[X_1 \in A_1, X_2 \in A_2] = P[X_1 \in A_1] P[X_2 \in A_2] \\ \forall A_1 \in \mathcal{Y}_1, A_2 \in \mathcal{Y}_2.$$

PROPOSIZIONE

Sia $x \in S$, valgono le caratterizzazioni:

$$(i) \quad x \in S \text{ ricorrente} \iff E[N_x \mid X_0 = x] = +\infty.$$

$$(ii) \quad x \in S \text{ ricorrente} \iff P[N_x = \infty \mid X_0 = x] = 1.$$

► **LEMMA**

Siano $x, y \in S$, poniamo $P_{xy}(n) := P[X_n = y \mid X_0 = x]$ e

$$\mathcal{F}_{xy}(t) := \sum_{n \geq 0} P_{xy}(n) t^n \quad \text{dove } P_{xy}(0) = \delta_{xy}.$$

$$\mathcal{F}_{xy}(t) := \sum_{n \geq 0} f_{xy}(n) t^n \quad \text{dove } f_{xx}(0) = 0.$$

Allora nell'insieme di convergenza $|t| < 1$ troviamo:

$$\mathcal{F}_{xy}(t) = P_{xy}(0) + \mathcal{F}_{xy}(t) \mathcal{F}_{yx}(t)$$

e in particolare ne segue che:

$$\mathcal{F}_{xx}(t) = 1 + \mathcal{F}_{xx}(t) \mathcal{F}_{xx}(t).$$

Vogliamo studiare più nel particolare come interagiscono gli

stati tra di loro:

► **DEF. Comunicazione**

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) e $(X_n)_{n \geq 0}$ catena di Markov omogenea su S .

Dati $x, y \in S$, si dice che

- x **CONDUCE** a y : $x \rightarrow y$ se $P[\exists n \geq 0 \quad X_n = y \mid X_0 = x] > 0$.
- x e y **COMUNICANO**: $x \leftrightarrow y$ se $x \rightarrow y \wedge y \rightarrow x$.

• **OSS:** dalla definizione sono equivalenti:

$$(1) \quad x \rightarrow y.$$

$$(2) \quad \exists n \geq 2 \quad \exists \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_{n-1} \in S \text{ tali che } P_{x\bar{x}_2} P_{\bar{x}_2\bar{x}_3} \dots P_{\bar{x}_{n-1}y} > 0.$$

CATENE di MARKOV: Comportamento Asintotico

Lo studio asintotico si basa sulla definizione di ...

DEF. Stato Ricorrente / Transiente

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed S spazio degli stati. Data $(X_n)_n$ catena omogenea:

- $x \in S$ è **RICORRENTE** se $\mathbb{P}[\exists n \geq 1 \mid X_n = x \mid X_0 = x] = 1$.
- $x \in S$ è **TRANSIENTE** se $\mathbb{P}[\exists n \geq 1 \mid X_n = x \mid X_0 = x] < 1$.

DEF. Tempo di Primo Passaggio / Arrivo

Sia $x \in S$, poniamo:

- $T_x := \inf \{ n \geq 1 \mid X_n = x \}$ TEMPO DI PRIMO PASSAGGIO
- $U_x := \inf \{ n \geq 0 \mid X_n = x \}$ TEMPO DI PRIMO ARRIVO.

Dati $x, y \in S$ si definiscono:

- $f_{xy}(n) := \mathbb{P}[T_x = n \mid X_0 = y]$
- $f_{xy} := \sum_{n \geq 0} f_{xy}(n)$.

OSS: segue dalle definizioni che

$$\begin{aligned} x \in S \text{ ricorrente} &\iff \mathbb{P}[T_x < \infty \mid X_0 = x] = 1 \\ &\iff \mathbb{P}[f_{xx} = 1] \\ x \in S \text{ transiente} &\iff \mathbb{P}[T_x < \infty \mid X_0 = x] < 1. \end{aligned}$$

DEF. Numero di Visite

Sia $x \in S$. Definiamo il NUMERO DI VISITE:

$$N_x = \text{card} \{ n \geq 0 \mid X_n = x \}.$$

INDIPENDENZA: RISULTATI ASINTOTICI

DEF. σ -algebra coda

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$ successione di v.a. indipendenti.

Definiamo la σ -ALGEBRA CODA di $(X_n)_n$ ponendo prima

$$\mathcal{F}^n := \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots) \quad \forall n \geq 1$$

e allora $\mathcal{F}^\infty := \bigcap_{n \geq 1} \mathcal{F}^n$ è la σ -algebra coda.

TEOREMA Legge 0,1 di Kolmogorov

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$ successione di v.a. indipendenti.

Allora la σ -algebra coda \mathcal{F}^∞ è banale, cioè:

$$\forall A \in \mathcal{F}^\infty \quad \mathbb{P}[A] \in \{0, 1\}.$$

DEF. \limsup / \liminf di eventi

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ e $(A_n)_n \subset \mathcal{F}$. Definiamo:

$$\liminf_n A_n := \bigcap_{n \geq 1} \bigcap_{k \geq n} A_k = \{ \omega \in \Omega \mid \text{definitivamente } \omega \in A_n \}$$

$$\limsup_n A_n := \bigcap_{n \geq 1} \bigcup_{k \geq n} A_k = \{ \omega \in \Omega \mid \text{frequentemente } \omega \in A_n \}.$$

LEMMA 1° Borel - Cantelli:

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(A_n)_n \in \mathcal{F}$. Vale che:

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}[A_n] < \infty \implies \mathbb{P}[\limsup A_n] = 0.$$

LEMMA 2° Borel - Cantelli:

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(A_n)_n$ a due a due indipendenti. Vale che:

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}[A_n] = \infty \implies \mathbb{P}[\limsup A_n] = 1.$$

► PROPOSIZIONE Proprietà: \liminf / \limsup

- (1) $\mathbb{1}_{\liminf A_n} = \liminf (\mathbb{1}_{A_n})$, $\mathbb{1}_{\limsup A_n} = \limsup (\mathbb{1}_{A_n})$.
- (2) $(\limsup_n A_n)^c = \liminf_n A_n^c$
- (3) $\mathbb{P}[\liminf_n A_n] \leq \liminf_n \mathbb{P}[A_n]$
 $\limsup_n \mathbb{P}[A_n] \leq \mathbb{P}[\limsup_n A_n]$
- (4) $\limsup A_n = \{ \omega \in \Omega \mid \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{1}_{A_n}(\omega) < \infty \}$.

► FATTO Inclusioni Ukli:

Siano (X_n) v.a. reali e $\lambda \in \mathbb{R}$. Allora $\forall \varepsilon > 0$:

$$\limsup \{ X_n < \lambda - \varepsilon \} \subseteq \{ \liminf X_n < \lambda \} \subseteq \limsup \{ X_n < \lambda \}.$$

CATENE di MARKOV : Tempo di Arrivo

Vediamo come formalizzare il tempo di arrivo in uno stato...

► DEF Tempo di Arrivo

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed S spazio di stati, $(X_n)_{n \geq 0}$ catena di Markov omogenea ed $A \subseteq S$ sottoinsieme. Il suo TEMPO di ARRIVO è:

$$U_A := \inf \{ n \geq 0 \mid X_n \in A \} \cup \{ +\infty \}.$$

Poniamo inoltre la quantità:

$$a_{A,x} := \mathbb{P}[U_A < \infty \mid X_0 = x] \quad \text{e} \quad m_{A,x} := \mathbb{E}[U_A \mid X_0 = x].$$

Il seguente risultato caratterizza questi quantità...

► TEOREMA

La famiglia $(a_{A,x})_{x \in S}$ è la minima soluzione del sistema:

$$\begin{cases} a_x = 1 & \text{se } x \in A \\ a_x = \sum_{y \in S} P_{x,y} a_y & \text{se } x \notin A. \end{cases}$$

Per soluzione "minima" si intende che $\forall (a_x)_{x \in S}$ soluzione vale:

$$a_x \geq a_{A,x} \quad \forall x \in S.$$

La famiglia $(m_{A,x})_{x \in S}$ è la minima soluzione del sistema:

$$\begin{cases} m_x = 0 & \text{se } x \in A \\ m_x = 1 + \sum_{y \notin A} P_{x,y} m_y & \text{se } x \notin A. \end{cases}$$

DEF. Catena Omogenea

Una catena $(X_n)_{n \geq 0}$ è **OMOGENEA** se come funzione in $x, y \in S$

$$P[X_{n+1} = y \mid X_n = x] = P_{xy}^n \quad \text{non dipende da } n \geq 0.$$

- OSS:** fissato $x \in S$, la probabilità $P[X_{n+1} = x \mid X_n]$ dipende da n , ma soltanto tramite la v.a. X_n .

Se fissiamo il valore di X_n allora non dipende più da n .

- OSS:** data $(X_n)_{n \geq 0}$ catena di Markov omogenea, la legge di X_n sarà data da $Q \cdot P^n$.

Segue che nel caso omogeneo $P^{n+m} = P^n \cdot P^m$.

PROPOSIZIONE Formula di Chapman-Kolmogorov

Sia $(X_n)_{n \geq 0}$ catena di Markov omogenea. Allora $\forall m, n, r > 0 \forall x, z \in S$:

$$P[X_{n+m+r} = z \mid X_m = x] = \sum_{y \in S} P[X_{n+m+r} = z \mid X_{n+m} = y] \cdot P[X_{n+m} = y \mid X_n = x].$$

FUNZIONE CARATTERISTICA

DEF. Funzione Caratteristica

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) ed $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^d$ v.a.

La **FUNZIONE CARATTERISTICA** di X è $\varphi_X: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{C}$ data da

$$\varphi_X(t) := E[e^{it \cdot X}] = \int e^{it \cdot X(\omega)} P(d\omega) \\ = \int e^{it \cdot x} P_X(dx). \quad \mapsto \varphi_X \text{ dipende solo dalla legge di } X$$

PROPRIETÀ ELEMENTARI

- $\varphi_X(0) = 1$ e $|\varphi_X(t)| \leq 1 \quad \forall t \in \mathbb{R}^d$.
- Se $A \in \mathbb{R}^{d \times n}$ e $b \in \mathbb{R}^n$ allora $\varphi_{AX+b}(t) = e^{it \cdot b} \varphi_X(A \cdot t)$.
- φ_X è uniformemente continua.
- Se X, Y sono indipendenti allora $\varphi_{X+Y} = \varphi_X \cdot \varphi_Y$.

FATTO Regolarità di φ_X

Siano $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^d$ con $X = (X_1, \dots, X_d)$ e $a_1, \dots, a_d \in \mathbb{N}$.

Supponiamo che $E[|X_1|^{a_1} \dots |X_d|^{a_d}] < \infty$ e allora esiste

$$a_{i_1}^{a_1} \dots a_{i_d}^{a_d} \varphi_X(t) = i_1^{a_1 + i_1 a_d} E[X_1^{a_1} \dots X_d^{a_d} e^{it \cdot X}].$$

FATTO Integrali & Risone immagine

Siano (Ω, \mathcal{F}, P) con $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ di legge P_X e sia $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ misurabile, allora $E[\varphi(X)] = \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) P_X(dx)$.

Vogliamo ora vedere che φ_X identifica univocamente la legge della variabile aleatoria...

► LEMMA Densità di $X+Y$

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed X, Y v.a. indipendenti. Sia f_Y densità di Y , allora $X+Y$ avrà densità $z \mapsto E[f_Y(z-X)]$.

► Corollario

Sia X v.a. reale e Z Gaussiana standard indipendente da X :

- La densità g_Z di $X+Z$ è continua e limitata.
- se X ha densità f continua limitata allora $g_Z \leq \sup f$ e $g_Z \xrightarrow{\epsilon \rightarrow 0} f$ uniformemente.

► TEOREMA Identità di Parseval

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed X v.a. reale con densità f continua limitata.

Allora:
$$\int |\varphi_X(t)|^2 dt = 2\pi \int_{\mathbb{R}} |f(x)|^2 dx.$$

► Corollario Formula di Immersione

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed X v.a. reale tale che φ_X sia integrabile.

Allora X ha densità continua e limitata

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \varphi_X(t) e^{-itx} dt.$$

Si ottiene che $\varphi_X \in \mathbb{P}_X$ danno la stessa informazione...

► TEOREMA φ_X caratterizza \mathbb{P}_X

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ e X, Y variabili aleatorie su \mathbb{R}^d .

Se $\varphi_X = \varphi_Y$ allora X, Y hanno la stessa legge.

• OSS: legge iniziale e probabilità di transizione identificano una catena di Markov univocamente.

► DEF. Matrice Stocastica

Definiamo i seguenti oggetti:

$$\begin{cases} Q := (q_{xz})_{z \in S} \\ \mathbb{P}^n := (p_{xy}^n)_{x,y \in S} \text{ per } n \geq 0 \end{cases} \quad \text{MATRICE STOCASTICA.}$$

Si può definire la moltiplicazione:

$$(\mathbb{P}^n \mathbb{P}^{n+1})_{x,y} := \sum_{z \in S} \mathbb{P}^n_{xz} \mathbb{P}^{n+1}_{zy} \dots$$

► Corollario

Se $(X_n)_{n \geq 0}$ è catena di Markov allora:

$$\mathbb{P}[X_n = x_n] = \sum_{x_0, \dots, x_{n-1} \in S} q_{x_0} \mathbb{P}^0_{x_0 x_1} \dots \mathbb{P}^{n-1}_{x_{n-1} x_n} = (Q \mathbb{P}^0 \mathbb{P}^{n-1})_{x_0 x_n}.$$

► TEOREMA

Consideriamo $(X_n)_{n \geq 0}$ successione di variabili aleatorie:

$(X_n)_{n \geq 0}$ catena di Markov $\Leftrightarrow \forall n > 0$ il "presente" e il "futuro" sono indipendenti da X_n .

Più precisamente $\forall n \geq 1 \forall z \in S$ fissiamo $X_n = z$. Allora:

$(X_{k+m})_{m \geq 0}$ è catena di Markov indipendente da (X_0, \dots, X_{n-1}) .

Ci mettiamo ora in un setting speciale, dove la probabilità di transizione non dipende più dal "tempo" $n \dots$

CATENE di MARKOV

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ spazio di probabilità ed S insieme di stati ($\# \leq \aleph_0$).

Siano $(X_n)_{n \geq 0}$ variabili aleatorie a valori in S .

DEF. Filtrazione

Una FILTRAZIONE su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ è una successione crescente di σ -algebra contenute in \mathcal{F} .

DEF. Catena di Markov

La successione $(X_n)_{n \geq 0}$ è CATENA di MARKOV se, posta

$\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n)$ filtrazione, vale che

$$\forall n \geq 0 \quad \forall x \in S \quad \mathbb{P}[X_{n+1} = x | \mathcal{F}_n] = \mathbb{P}[X_{n+1} = x | X_n].$$

Vale la seguente caratterizzazione:

TEOREMA

La successione $(X_n)_{n \geq 0}$ è catena di Markov se e solo se

$$\forall x_0, \dots, x_{n+1} \in S \text{ tali che } \mathbb{P}[X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n] > 0$$

$$\text{vale che } \mathbb{P}[X_{n+1} = x_{n+1} | X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n] = \mathbb{P}[X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n]$$

TEOREMA

Dato la successione $(X_n)_{n \geq 0}$, poniamo:

- la LEGGE INIZIALE $q_x = \mathbb{P}[X_0 = x]$
 - la PROBABILITÀ di TRANSIZIONE $p_{xy}^n = \mathbb{P}[X_{n+1} = y | X_n = x]$
- per ogni $x, y \in S$ ed $n \geq 0$. Allora vale che

$$(X_n)_{n \geq 0} \text{ catena di Markov} \iff \mathbb{P}[X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n] = q_{x_0} p_{x_0 x_1}^0 \dots p_{x_{n-1} x_n}^{n-1}.$$

PROPOSIZIONE

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed X, Y variabili aleatorie tali che

$$\begin{cases} \mathbb{E}X^n = \mathbb{E}Y^n < \infty \quad \forall n \geq 1 \\ \mathbb{E}|X|^n, \mathbb{E}|Y|^n \leq \frac{n!}{r} \quad \mu \end{cases}$$

allora $\varphi_X \equiv \varphi_Y$. In particolare hanno la stessa legge.

TEOREMA Indipendenza e φ_X

X, Y indipendenti $\iff \varphi_{(X,Y)}(s,t) = \varphi_X(s) \varphi_Y(t) \quad \forall s, t$.



DEF. Funzione Generatrice

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ e X v.a. reale. La FUNZIONE GENERATRICE dei MOMENTI sarà $\psi_X(t) := \mathbb{E}[e^{t \cdot X}]$.

Il suo dominio sarà $\{t \in \mathbb{R} \mid \mathbb{E}[e^{tX}] < \infty\}$.

PROPOSIZIONE

Sia ψ_X definita in un intorno di 0. Allora:

- 1) X ha momenti di ogni ordine.
- 2) ψ_X è analitica in un intorno di 0.
- 3) esistono $\mu, r > 0$ tali che $\mathbb{E}|X|^n \leq \mu \frac{n!}{r}$.
- 4) se $\psi_X = \psi_Y$ allora X, Y hanno la stessa legge.

FATTO

X, Y indipendenti $\iff \psi_{(X,Y)}(s,t) = \psi_X(s) \cdot \psi_Y(t) \quad \forall s, t$.

CONVERGENZA di VARIABILI ALGEBRICHE

DEF. Convergenza in Probabilità

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$, X variabili algebriche.

Diciamo che $X_n \rightarrow X$ in PROBABILITÀ se:

$$\forall \varepsilon > 0 \quad \mathbb{P}[|X - X_n| > \varepsilon] \rightarrow 0 \quad \text{per } n \rightarrow \infty.$$

DEF. Convergenza Quasi-Certamente

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$, X variabili algebriche.

Diciamo che $X_n \rightarrow X$ QUASI-CERTAMENTE se:

$$\mathbb{P} \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X \right] = 1.$$

DEF. Convergenza in Media

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$, X variabili algebriche.

Diciamo che $X_n \rightarrow X$ in MEDIA \mathcal{L}^p se:

$$\|X - X_n\|_p \rightarrow 0 \quad \text{per } n \rightarrow \infty.$$

TEOREMA Implicazioni tra Convergenze

- (1) Convergenza in media $\mathcal{L}^p \Rightarrow$ Convergenza in probabilità.
- (2) Convergenza quasi-certamente \Rightarrow Convergenza in probabilità.
- (3) Convergenza in probabilità $\Rightarrow \exists$ sottosuccessione convergente quasi-certamente.

PROPOSIZIONE

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$, X variabili algebriche. Sono equivalenti:

- (1) $X_n \rightarrow X$ in probabilità.
- (2) ogni successione estratta da $(X_n)_n$ ha sottosucc. convergente q.c. ad X .

- $\forall y \in S_2 \quad A \mapsto \mathbb{P}[X \in A | Y = y]$ è probabilità su $\mathcal{B}(S_1)$.

$\Rightarrow \mathbb{P}[X \in A | Y = y]$ dipende dalla s.d.a. legge congiunta di (X, Y) .

(8) Siano $X, X \cdot Y \in L^1$ ed Y \mathcal{F} -misurabile. Allora

$$E[XY | \mathcal{F}] = Y \cdot E[X | \mathcal{F}].$$

(9) JENSEN: sia $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ convessa con $X, \varphi(X) \in L^1$. Allora

$$\varphi(E[X | \mathcal{F}]) \leq E[\varphi(X) | \mathcal{F}].$$

(10) Sia $p \in [1, +\infty]$ e $X \in L^p$. Allora:

$$E[X | \mathcal{F}] \in L^p \quad \text{e} \quad \|E[X | \mathcal{F}]\|_{L^p} \leq \|X\|_{L^p}.$$

↳ LEMMA Fröberg Lemma

Sia $\mathcal{F} \subseteq \mathcal{A}$ una σ -algebra ed X, Y variabili aleatorie su $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, a valori in \mathbb{R}^k ed \mathbb{R}^h rispettivamente. Supponiamo che

X indipendente da \mathcal{F} e Y \mathcal{F} -misurabile.

Dato una funzione $\varphi: \mathbb{R}^k \times \mathbb{R}^h$ Boreliana limitata, definiamo

$$\forall y \in \mathbb{R}^h \quad \phi(y) := E[\varphi(X, y)].$$

Segue che ϕ è Boreliana e verifica

$$E[\varphi(X, Y) | \mathcal{F}] = \phi(Y).$$

Concludiamo con un risultato sulla possibilità di definire la probabilità condizionata ad un valore preciso " $Y=y$ ".

↳ TEOREMA

Sia $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ spazio di probabilità, S_1, S_2 spazi polacchi. Consideriamo

v.a. $X: \Omega \rightarrow S_1$ e $Y: \Omega \rightarrow S_2$ ed $A \in \mathcal{B}(S_1)$, $y \in S_2$.

→ ∃ una funzione $S_2 \times \mathcal{B}(S_1) \rightarrow \mathbb{R}$ tale che
 $(y, A) \mapsto \mathbb{P}[X \in A | Y=y]$

$$\forall A \in \mathcal{B}(S_1) \quad \mathbb{P}[X \in A | Y=y] = E[\mathbb{1}_A(X) | Y=y].$$

↳ PROPOSIZIONE ConvDom in probabilità

Siano $X_n \rightarrow X$ in probabilità con $|X_n| \leq Y$ per $E|Y| < \infty$.

Allora $X_n \rightarrow X$ in media \mathcal{L}^1 .

↳ TEOREMA

Lo spazio $\mathcal{L}^0 = \mathcal{X}^0 / \sim$ è completo, con $f \sim g$ se $f = g$ q.c.

↳ Corollario

Lo spazio $\mathcal{L}^p = \mathcal{X}^p / \sim$ è completo $\forall p \in [1, \infty)$.

CONVERGENZA di MISURE (i.e. in legge)

DEF Convergenza Stretta/Debole/Vaga

Siamo $(\mu_n)_n, \mu$ misure su \mathbb{R}^d . Allora:

- $\mu_n \rightarrow \mu$ STRETTAMENTE se $\int g d\mu_n \rightarrow \int g d\mu \quad \forall g \in C_b$.
- $\mu_n \rightarrow \mu$ DEBOLMENTE se $\int g d\mu_n \rightarrow \int g d\mu \quad \forall g \in C_0$.
- $\mu_n \rightarrow \mu$ VAGAMENTE se $\int g d\mu_n \rightarrow \int g d\mu \quad \forall g \in C_c$.

FATTO

Le convergenze si implicano nell'ordine:

stretta \Rightarrow debole \Rightarrow vaga.

PROPOSIZIONE Vaga \Rightarrow "Debole"

Siamo $(\mu_n)_n, \mu$ misure finite su \mathbb{R} . Vale che:

$\mu_n \rightarrow \mu$ vaga e $\sup_n \mu_n(\mathbb{R}) < \infty \Rightarrow \mu_n \rightarrow \mu$ debole.

PROPOSIZIONE Vaga \Rightarrow "Stretta"

Siamo $(\mu_n)_n, \mu$ misure finite su \mathbb{R} . Vale che:

$\mu_n \rightarrow \mu$ vaga e $\mu_n(\mathbb{R}) \rightarrow \mu(\mathbb{R}) \Rightarrow \mu_n \rightarrow \mu$ stretta.

PROPOSIZIONE Convergenza con F_μ

Siano $(\mu_n)_n$ misure di probabilità e μ misura finita su \mathbb{R} .

- (i) $\mu_n \rightarrow \mu$ strettamente $\Rightarrow F_{\mu_n}(x) \rightarrow F_\mu(x) \quad \forall x$ pto continuità F_μ .
- (ii) $F_{\mu_n}(x) \rightarrow F_\mu(x) \quad \forall x \in D$ dove $\Rightarrow \mu_n \rightarrow \mu$ vagamente.

Il risultato si estende in realtà ad $X \in L^1 \dots$

TEOREMA 3! Speranza Condizionale

Sia $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ed $\mathcal{F} \subseteq \mathcal{A}$ σ -algebra. Data $X \in L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ esiste $E[X|\mathcal{F}]$ unica quasi-certainente

LEMMA

Sia $X \in L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ variabile aleatoria:

- $E[X \mathbb{1}_A] \geq 0 \quad \forall A \in \mathcal{A} \Rightarrow X \geq 0$ quasi-certainente.
- $E[X \mathbb{1}_A] = 0 \quad \forall A \in \mathcal{A} \Rightarrow X = 0$ quasi-certainente.

PROPRIETÀ' di $E[X|\mathcal{F}]$

TIPS

(1) Si usa spesso, con qualsiasi \mathcal{F} vale!

(1) $E[E[X|\mathcal{F}]] = E[X]$.

(2) La mappa $X \mapsto E[X|\mathcal{F}]$ è lineare.

(3) Se $X \leq Y$ q.c. allora $E[X|\mathcal{F}] \leq E[Y|\mathcal{F}]$ q.c.

(4) Se X è \mathcal{F} -misurabile allora $E[X|\mathcal{F}] = X$ q.c.

(5) Se X è indipendente da \mathcal{F} allora $E[X|\mathcal{F}] = E[X]$ q.c.

(6) Date $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F} \subseteq \mathcal{A}$ σ -algebra vale che
 $E[E[X|\mathcal{F}] | \mathcal{G}] = E[X|\mathcal{G}]$.

(7) Ci sono proprietà di convergenza analoghe:

• **MONOTONA**: se $X_n, X \in L^1$ con $X_n \uparrow X$ allora anche

$$E[X_n|\mathcal{F}] \uparrow E[X|\mathcal{F}].$$

• **DOMINATA**: se $X_n, X \in L^1$ con $X_n \xrightarrow{q.c.} X$ ed $|X_n| \leq Y \in L^1$, allora $E[X_n|\mathcal{F}] \rightarrow E[X|\mathcal{F}]$ q.c. e in L^1 .

• **FATOU**: se $X_n \in L^1$ allora $E[\liminf_n X_n | \mathcal{F}] \leq \liminf_n E[X_n | \mathcal{F}]$.

SPERANZA CONDIZIONALE

► DEF. Speranza Condizionale

Sia $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ spazio di probabilità ed $\mathcal{F} \subseteq \mathcal{A}$ una σ -algebra.

Sia $X \in L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ variabile aleatoria. La sua SPERANZA CONDIZIONALE data \mathcal{F} è una variabile aleatoria \tilde{X} con:

(i) \tilde{X} \mathcal{F} -misurabile.

(ii) $\tilde{X} \in L^1(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.

(iii) $E[\tilde{X} \cdot \mathbb{1}_F] = E[X \cdot \mathbb{1}_F] \quad \forall F \in \mathcal{F}$.

Una variabile aleatoria \tilde{X} con tali proprietà si indica $E[X | \mathcal{F}]$.

► ESEMPI

(i) Sia \mathcal{F} generata da una partizione F_1, \dots, F_n di Ω ($n \in \mathbb{N} \cup \{\infty\}$):

$$E[X | \mathcal{F}] = \sum_{i=1}^n \frac{1}{\mathbb{P}[F_i]} E[X \mathbb{1}_{F_i}] \mathbb{1}_{F_i}.$$

(ii) Data (X, Y) assolutamente continua con $f_{(X,Y)}$ densità:

$$E[X | \sigma(Y)] := \tilde{\mu}(Y)$$

$$\text{dove } \tilde{\mu}(y) := \int_{\mathbb{R}} x f_{X|Y}(x|y) dx.$$

► PROPOSIZIONE Interpretazione Geometrica \exists in L^2

Sia $X \in L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ variabile aleatoria. Fissato $\mathcal{F} \subseteq \mathcal{A}$ σ -algebra esiste un unico $\tilde{X} \in L^2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ che minimizza

$$L^2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \longrightarrow \mathbb{R}$$
$$V \longmapsto E[|X - V|^2].$$

In particolare \tilde{X} si rivela essere $E[X | \mathcal{F}]$.

► TEOREMA Helly

Siano $(\mu_n)_n$ probabilità su \mathbb{R} . Esiste una sottosuccessione estratta che converge debolmente.

Un altro criterio di convergenza stretta richiede che "la massa non vada all'infinito" ...

► DEF. Famiglia Tesa (Tight)

Una famiglia \mathcal{M} di misure di probabilità su \mathbb{R}^d è TESA se $\forall \varepsilon > 0 \exists K_\varepsilon \in \mathbb{R}^d$ compatto tale che $\mu_n(K_\varepsilon) \geq 1 - \varepsilon \quad \forall n$.

► TEOREMA Prohorov

Sia \mathcal{M} famiglia di misure di probabilità su \mathbb{R}^d . Sono equivalenti:

(1) \mathcal{M} è famiglia tesa.

(2) \mathcal{M} è sequenzialmente relativamente compatta per convergenza stretta.

► FATTO

Sia $(\mu_n)_{n \geq 1}$ tale che $c_0 = \sup_n \int |x| \mu_n(dx) < \infty$.

Allora $(\mu_n)_n$ è tesa.

► TEOREMA Portmanteau

Siano $(\mu_n)_{n \geq 1}, \mu$ misure di probabilità su \mathbb{R}^d . Sono equivalenti:

1) $\mu_n \rightarrow \mu$ strettamente.

2) $\mu(A) \leq \liminf \mu_n(A) \quad \forall A$ aperti.

3) $\limsup \mu_n(C) \leq \mu(C) \quad \forall C$ chiuso.

4) $\mu(B) = \lim \mu_n(B) \quad \forall B$ tale che $\mu(\partial B) = 0$.

- 5) $\int f(x) \mu(dx) \leq \liminf_n \int f(x) \mu_n(dx)$ $\forall f$ semicont. inferiore.
- 6) $\limsup_n \int f(x) \mu_n(dx) \leq \int f(x) \mu(dx)$ $\forall f$ semicont. superiore.
- 7) $\int f(x) \mu(dx) = \lim_n \int f(x) \mu_n(dx)$ $\forall f$ con μ (pt. disc. di f) = 0.

DEF: Distribuzione α -Stabile

Una variabile aleatoria Y ha distribuzione α -STABILE se dati:

$$\alpha \in [0, 2] \quad \theta \in [0, 1] \quad b > 0 \quad c \in \mathbb{R}$$

la sua funzione caratteristica è:

$$\varphi_Y(t) = \exp\left(ict - b|t|^\alpha \left(1 + i(2\theta - 1) \operatorname{sgn}(t) w_\alpha(t)\right)\right)$$

dove

$$w_\alpha(t) = \begin{cases} \tan\left(\alpha \frac{\pi}{2}\right) & \text{se } \alpha \neq 1 \\ \frac{2}{\pi} \log(|t|) & \text{se } \alpha = 1. \end{cases}$$

DEF: Legge Stabile

Una legge μ si dice STABILE se $\forall k \exists a_k, b_k \in \mathbb{R}$ tali che:

$$Y_1, \dots, Y_k \text{ "indipendenti di legge } \mu \text{"} \Rightarrow Y_1 + \dots + Y_k - b_k \text{ ha legge } \mu \text{ "}$$

Otteniamo il seguente risultato generale:

TEOREMA Leggi Stabili:

Sia μ una legge. Vale che:

$$\mu \text{ è STABILE} \Leftrightarrow \mu \text{ è limite di un TLC.}$$

In particolare, le uniche leggi stabili sono le leggi α -stabili.

TEOREMA Lindeberg

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$ indipendenti con $EX_n = 0 \ \forall n \geq 1$.

Poniamo $D_n = \sum_{k=1}^n \text{Var}(X_k)$. Se per ogni $\epsilon > 0$ vale che

$$\lim_n \frac{1}{D_n} \sum_{k=1}^n E[X_k^2 \mathbb{1}_{\{|X_k| \geq \epsilon \sqrt{D_n}\}}] = 0$$

allora vale il TLC.

TEOREMA Berry-Esseen (velocità di convergenza)

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ con $(X_n)_{n \geq 1}$ indipendenti con stessa distribuzione.

Supponiamo che $EX_1 = 0$ e $EX_1^2 = \sigma^2$ e $E|X_1|^3 = \rho^3$.

Allora vale che $|F_n(x) - \phi(x)| \leq \frac{3\rho^3}{\sigma^3 \sqrt{n}}$

dove F_n funzione involutiva di $\frac{S_n}{\sigma \sqrt{n}}$.

- ϕ funzione involutiva della Gaussiana standard.

LEGGI STABILI

Il seguente risultato ci descrive possibili limiti delle somme $S_n \dots$

TEOREMA

Siano $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. indipendenti identicamente distribuite tali che:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{P[X_1 > x]}{P[|X_1| > x]} = \theta \in [0, 1] \quad \text{e} \quad P[|X_1| > x] = \frac{L(x)}{x^\alpha}$$

dove L è a VARIAZIONE LENTA cioè $\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{L(tx)}{L(x)} = 1 \ \forall t > 0$.

Prendiamo la quantità:

$$a_n = \inf \left\{ x \mid P[|X_1| > x] \leq \frac{1}{n} \right\} \quad b_n = n E[X_1 \mathbb{1}_{\{|X_1| \leq a_n\}}]$$

e allora $\frac{S_n - b_n}{a_n} \xrightarrow{\text{legge}} Y$ che ha distribuzione α -STABILE.

velocità sotto

CONVERGENZA IN LEGGE

DEF. Convergenza in legge

Siano $(X_n)_{n \geq 1}$ variabili aleatorie a valori in \mathbb{R}^d . Diciamo che

$X_n \rightarrow X$ IN LEGGE se $F_{X_n} \rightarrow F_X$ strettamente come misure

(equiv. vagamente/delatamente per misure di probabilità).

PROPOSIZIONE Def. equivalente

$$X_n \rightarrow X \text{ in legge} \iff \forall g \in C_b \quad E[g(X_n)] \rightarrow E[g(X)].$$

PROPRIETÀ ELEMENTARI

- Sia $X_n \rightarrow X$ in legge con f continua. Allora

$$f(X_n) \rightarrow f(X) \text{ in legge.}$$

- Se $X_n \rightarrow X$ in probabilità, allora $X_n \rightarrow X$ in legge.

- Se $X_n \rightarrow c$ in legge con c costante, $X_n \rightarrow X$ in probabilità.

TEOREMA Convergenza e FJR

Siano $(X_n)_{n \geq 1}$, X variabili aleatorie reali. Sono equivalenti:

- $X_n \rightarrow X$ in legge.
- $F_{X_n} \rightarrow F_X$ sui punti di continuità di F_X .
- $F_{X_n} \rightarrow F_X$ su un denso.

TEOREMA Lévy

Siano $(X_n)_{n \geq 1}$, X v.a. a valori in \mathbb{R}^d . Sono equivalenti:

- $X_n \rightarrow X$ in legge.
- se $\varphi_{X_n} \rightarrow \varphi$ puntualmente con φ continua in 0, $\exists X$ v.a. $\varphi = \varphi_X$.

La convergenza in legge è più debole, ma con opportune modifiche riusciamo a migliorarla...

TEOREMA Skorohod

Siano $(X_n)_{n \geq 1}$, X variabili aleatorie con $X_n \rightarrow X$ in legge.

Allora esistono $(\tilde{\Omega}, \tilde{\mathcal{F}}, \tilde{\mathbb{P}})$ spazio di probabilità e \tilde{X}_n, \tilde{X} variabili aleatorie tali che $\tilde{X}_n \stackrel{\text{q.c.}}{=} X_n$, $\tilde{X} \stackrel{\text{q.c.}}{=} X$ e $\tilde{X}_n \rightarrow \tilde{X}$ q.c.

TEOREMA TLC ~~multidimensionale~~

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ e $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. indipendenti con stessa distribuzione, a valori in \mathbb{R}^d ed $E|X_1|^2 < \infty$. Allora:

$$\frac{S_n - ES_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{\text{legge}} N(0, Q) \quad \text{dove } Q = \text{Cov}(X).$$

OSS.

Siamo $(X_n)_n$ Cauchy indipendenti, Allora $\frac{S_n}{n} \sim \text{Cauchy}$ (\neq Gaussiano).

TEOREMA TLC (non iid)

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_n$ indipendenti tali che:

- $EX_n = m \in \mathbb{R}$ $\forall n$.
- $\text{Var}(X_n) = \sigma^2 \in \mathbb{R}$ $\forall n$.
- $\sup_n E|X_n|^3 < \infty$.

Allora vale il Teorema del Limite Centrale.

LEMMA 1

Siano $z_1, \dots, z_n, w_1, \dots, w_n \in \mathbb{C}$ tali che $|z_i|, |w_i| \leq \theta$. Allora:

$$\left| \prod_{i=1}^n z_i - \prod_{i=1}^n w_i \right| \leq \theta^{n-1} \sum_{i=1}^n |z_i - w_i|.$$

LEMMA 2

Per ogni $n \geq 1$ esiste un $c_n > 0$ tale che:

$$\left| e^{it} - \left(1 + it - \frac{1}{2} t^2 + \dots + \frac{(it)^n}{n!} \right) \right| \leq c_n t^{n+1}.$$

Abbiamo solo enunciato altre versioni del TLC...

Proposizione

La media e la covarianza identificano univocamente la legge di un vettore Gaussiano, con funzione caratteristica:

$$\varphi_X(u) = e^{iu \cdot m - \frac{1}{2} u^T \Omega u}$$

Proprietà Vettori Gaussiani

TRASFORMAZIONI LINEARI: sia $X \sim \mathcal{N}(m, \Omega)$ a valori in \mathbb{R}^d .

Dati $n \in \mathbb{R}^k$ e $A \in \mathbb{R}^{k \times d}$ si ottiene $n+AX \sim \mathcal{N}(n+Am, A\Omega A^T)$.

ESISTENZA: siano $m \in \mathbb{R}^d$ e $\Omega \in \mathbb{R}^{d \times d}$ simmetrica e semidefinita positiva. Allora esiste un vettore Gaussiano $\mathcal{N}(m, \Omega)$.

DENSITÀ: se la matrice di covarianza è non-singolare, allora il vettore Gaussiano ammette una densità:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^d \det \Omega}} \cdot e^{-\frac{1}{2}(x-m)^T \Omega^{-1}(x-m)}$$

Proposizione

Sia $(X_n)_{n \geq 1}$ successione di vettori Gaussiani tali che $X_n \xrightarrow{\text{legge}} X$.

Allora X è un vettore Gaussiano.

Possiamo ora enunciare il TLC...

TEOREMA TLC unidimensionale

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. reali indipendenti con la stessa distribuzione ed $\mathbb{E}X_i^2 < \infty$. Allora

$$\frac{S_n - \mathbb{E}S_n}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} \xrightarrow{\text{legge}} \mathcal{N}(0, 1).$$

Si estende subito in più dimensioni...

TEOREMI LIMITE

LEGGI DEI GRANDI NUMERI

TEOREMA LGN classico

Siano $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. indipendenti con stessa distribuzione.

Se $\mathbb{E}X_1^2 < \infty$ allora: $\frac{1}{n} S_n \xrightarrow{\mathbb{P}} \mathbb{E}X_1$

dove $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

Distinguiamo due categorie distinte di LGN...

DEF. LGN Debole/Forte

Diciamo che $(X_n)_{n \geq 1}$ soddisfa la LEGGE DEI GRANDI NUMERI

• DEBOLE: se $\frac{1}{n}(S_n - \mathbb{E}S_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$.

• FORTE: se $\frac{1}{n}(S_n - \mathbb{E}S_n) \xrightarrow{\text{q.c.}} 0$. \uparrow si suppone $\mathbb{E}|X_1| < \infty$

TEOREMA LGN Debole (con $\mathbb{E}X_1$)

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_n$ v.a. iid tali che $\mathbb{E}X_1 < \infty$.

Allora vale la Legge dei grandi numeri debole.

Proposizione

Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ed $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. iid tali che

$$\lim_{x \rightarrow \infty} x \cdot \mathbb{P}[|X_1| \geq x] = 0.$$

Dati allora $m_n := \mathbb{E}[X_1 \mathbb{1}_{\{|X_1| \leq n\}}]$ vale che:

$$\frac{1}{n}(S_n - m_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} 0.$$

FATTO

Sia $X \geq 0$ e $p \geq 1$: $\mathbb{E}X^p = \int_0^{+\infty} px^{p-1} \mathbb{P}[X \geq x] dx$.

TIPS

→ se abbiamo $\frac{\mathbb{E}X_i}{n}$ lo LGN
→ se abbiamo $\frac{\mathbb{E}X_i}{\sqrt{n}}$ lo TLC

► TEOREMA LGN Forte (con EX_1^4)

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) e $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. iid tali che $EX_1^4 < \infty$.

Allora vale la legge dei grandi numeri forte.

► TEOREMA LGN Forte (con $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_n)$)

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) con $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. indipendenti con $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_n) < \infty$.

Allora vale la legge dei grandi numeri forte.

► TEOREMA LGN Forte di Kolmogorov (con EX_1^4)

Siano (Ω, \mathcal{F}, P) con $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. iid tali che $EX_1^4 < \infty$.

Allora vale la legge dei grandi numeri forte.

► PROPOSIZIONE Disuguaglianza di Kolmogorov

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) ed $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. indipendenti con

$$EX_n = 0 \quad \text{e} \quad EX_n^2 < \infty \quad \forall n \geq 1.$$

$$\text{Allora } \forall \epsilon > 0: P \left[\max_{k=1, \dots, n} |S_k| \geq \epsilon \right] \leq \frac{1}{\epsilon^2} ES_n^2.$$

► PROPOSIZIONE

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) ed $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. indipendenti con

$$EX_n = 0 \quad \text{e} \quad \sum_{n=1}^{\infty} EX_n^2 < \infty.$$

Allora $\sum_{n=1}^{\infty} X_n^2$ converge quasi certamente.

► LEMMA Kronecker

$$\text{Sia } a_n \uparrow \infty \text{ e } \sum_{n=1}^{\infty} \frac{Y_n}{a_n} \text{ convergente. Allora } \frac{1}{a_n} \sum_{k=1}^n Y_k \rightarrow 0.$$

► Per concludere abbiamo un ulteriore risultato...

► PROPOSIZIONE

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) ed $(X_n)_n$ v.a. iid. Allora:

1) se $EX_1 = +\infty \Rightarrow P[\lim_{n \rightarrow \infty} S_n \text{ esiste} < +\infty] = 0$.

2) se $P[\lim_{n \rightarrow \infty} S_n \text{ esiste} < +\infty] = 1 \Rightarrow EX_1 = +\infty$.

3) se $EX_1^+ = +\infty$ ed $EX_1^- < \infty \Rightarrow \frac{S_n}{n} \rightarrow +\infty$ q.c.

► TEOREMA del LIMITE CENTRALE

Definiamo il seguente...

► DEF. Variabile Gaussiana Reale

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) e $d \geq 1$. Una VARIABILE GAUSSIANA è una variabile

aleatoria reale per cui esistono $m \in \mathbb{R}$, $\sigma^2 \in (0, \infty)$ con cui

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2} \quad \text{è densità.}$$

► DEF. Vettore Gaussiano

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) . Un VETTORE GAUSSIANO è $X = (X_1, \dots, X_d)$ una

variabile aleatoria in \mathbb{R}^d tale che

$\forall n \in \mathbb{R}^d$ v.a. $n \cdot X$ è variabile aleatoria reale Gaussiana.

► OSS.

Un vettore Gaussiano ha momenti di ogni ordine $E[|X_1|^{q_1} \dots |X_d|^{q_d}]$.

► DEF. Media e Covarianza

Data X v.a. a valori in \mathbb{R}^d , definiamo:

- VETTORE della MEDIA $m = EX = (EX_1, \dots, EX_d)$.
- MATRICE di COVARIANZA $\Omega_{i,j} := \text{Cov}(X_i, X_j) \quad \forall i, j$.

IDEA: se LGN dove il limite per S_n/n , il TLC mi quantifica le oscillazioni della successione attorno al limite (i.e. la velocità di convergenza $\sim 1/n$).