

FATTI DI EPS

17 giugno 2015

COSE IN GENERALE

- Se vari eventi A_1, \dots, A_n sono indipendenti, allora anche i loro complementari A_1^C, \dots, A_n^C sono indipendenti
- **Legge dei grandi numeri:** X_1, \dots successione di v.a. i.i.d., $S_n := X_1 + \dots + X_n$. Allora vale $\forall \varepsilon > 0 \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{\left|\frac{S_n}{n} - p\right| > \varepsilon\right\} = 0$
- $\text{Var}[X] = 0 \Leftrightarrow X$ è costante

FUNZIONI GENERATRICI

Si indica con $G_X(t)$ la funzione generatrice della variabile aleatoria X

- $G_X(t) = G_Y(t) \Leftrightarrow X$ e Y sono equidistribuite
- Se X e Y sono indipendenti, allora $G_{X+Y}(t) = G_X(t) \cdot G_Y(t)$
- $\mathbb{E}[X] = \lim_{t \rightarrow 1^-} G'_X(t)$
- $\mathbb{E}[X(X-1)] = \lim_{t \rightarrow 1^-} G''_X(t)$
- $\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 = \lim_{t \rightarrow 1^-} (G''_X(t) + G'_X(t) - (G'_X(t))^2)$

PROBABILITÀ GENERALE

- Sia X una v.a. reale. Sono equivalenti le due seguenti affermazioni:
 - 1) X ha densità f
 - 2) $\forall \varphi$ reale, boreliana e limitata, vale la formula

$$\mathbb{E}[\varphi(X)] = \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) f(x) dx$$

- Siano X_n e X v.a., F_n ed F le relative funzioni di ripartizione; supponiamo inoltre che F sia continua (cioè la legge di X sia diffusa). Allora sono equivalenti le seguenti affermazioni:
 - 1) la successione $(X_n)_{n \geq 1}$ converge a X in legge
 - 2) $\forall x \in \mathbb{R}$, si ha $\lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = F(x)$

TABELLA DELLE DISTRIBUZIONI DI PROBABILITÀ DISCRETE

| Nome | $p(k) = P\{X = k\}$ | $G(t)$ generatrice | $\mathbb{E}[X]$ | $\text{Var}[X]$ | Condizioni |
|--------------------|-------------------------------------|-----------------------|-----------------|-------------------|---------------------------------------|
| Geometrica | $(1-p)^{k-1}p$ | $\frac{tp}{1-t(1-p)}$ | $\frac{1}{p}$ | $\frac{1-p}{p^2}$ | $p \in (0, 1), k \in \mathbb{N}$ |
| Binomiale | $\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ | $[1 + p(t-1)]^n$ | np | $np(1-p)$ | $p \in (0, 1), k \in \{0, \dots, n\}$ |
| Poisson | $e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$ | $e^{\lambda(t-1)}$ | λ | λ | $\lambda > 0, n \in \mathbb{N}$ |
| Binomiale negativa | | | | | |
| Ipergeometrica | | | | | |

La binomiale negativa : si ripete in condizioni di indipendenza un esperimento che ha probabilità p di successo fino a che questo si realizza k volte. La variabile conta il numero di tentativi che è stato necessario effettuare.

L'ipergeometrica: Consideriamo un'urna contenente r sfere rosse e b sfere bianche , ed in essa compiamo n estrazioni senza reimussolamento. Consideriamo la v.a. che conta il numero di sfere rosse che sono state estratte.

TABELLA DELLE DISTRIBUZIONI DI PROBABILITÀ CONTINUE

| Nome | $f(x)$ densità | $\mathbb{E}[X]$ | $\text{Var}[X]$ | Condizioni |
|--------------|--|---------------------|-----------------------|--------------------------------|
| Uniforme | $\begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{per } a < x < b \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$ | $\frac{a+b}{2}$ | $\frac{(b-a)^2}{12}$ | $a < b$ |
| Esponenziale | $\begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$ | $\frac{1}{\lambda}$ | $\frac{1}{\lambda^2}$ | $\lambda > 0$ |
| Gamma | $\begin{cases} \frac{1}{\Gamma(r)} \lambda^r x^{r-1} e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$ | $\frac{r}{\lambda}$ | | $r > 0, \lambda > 0$ |
| Gaussiana | $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$ | m | σ^2 | $\sigma > 0, m \in \mathbb{R}$ |

Nome Com'è definita

Chi-Quadro $\chi^2(n) \sim \Gamma(\frac{n}{2}, \frac{1}{2})$ (Se (X_1, \dots, X_n) sono gaussiane indipendenti $N(0, 1)$, allora $X_1^2 + \dots + X_n^2 \sim \chi^2(n)$)

Student $X \sim N(0, 1), Y \sim \chi^2(n)$ indipendenti, allora $T(n)$ ha legge $\frac{\sqrt{n}X}{\sqrt{Y}}$

Somma di variabili aleatorie In questa sezione si presuppone che le variabili siano indipendenti.

- $X \sim \Gamma(r_1, \lambda), Y \sim \Gamma(r_2, \lambda) \implies X + Y \sim \Gamma(r_1 + r_2, \lambda)$
- $X \sim \Gamma(r, \lambda) \implies tX \sim \Gamma(r, \frac{\lambda}{t})$
- $X \sim \Gamma(r, \lambda) \implies \mathbb{E}[X^\beta] = \frac{\Gamma(r+\beta)}{\Gamma(r)\lambda^\beta}$
- $X \sim N(m_1, \sigma_1^2), Y \sim N(m_2, \sigma_2^2) \implies X + Y \sim N(m_1 + m_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$
- $X \sim N(0, 1) \implies X^2 \sim \Gamma(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$

DEFINIZIONI E LEMMI

- **Disuguaglianza di Schwartz:** f, g quadrato sommabili. Allora il prodotto fg è sommabile e vale $|\int fg \, d\mathbf{m}| \leq \sqrt{\int f^2 \, d\mathbf{m}} \sqrt{\int g^2 \, d\mathbf{m}}$.
Inoltre, se sopra vale l'uguaglianza, allora f e g coincidono a meno di una costante moltiplicativa (ovvero $\exists \lambda \in \mathbb{R}$ t.c. $f = \lambda g$ q.o.)
- **Disuguaglianza di Markov:** X v.a. a valori positivi, t costante positiva. Allora vale $t\mathbb{P}\{X \geq t\} \leq \mathbb{E}[X]$
- **Disuguaglianza di Chebishev:** X v.a. dotata di momento secondo. Allora vale $t^2\mathbb{P}\{|X - \mathbb{E}[X]| \geq t\} \leq \text{Var}[X]$