Tecniche MonteCarlo

Matteo Duranti

matteo.duranti@pg.infn.it

(cfr. Bertucci – Metodi Statistici Per L' Analisi Dati, Lez.6

Bertucci – Metodi Statistici Per L' Analisi Dati, Lez.7

Bertucci – Metodi Statistici Per L' Analisi Dati, Lez.8

https://www.unige.ch/sciences/astro/files/2713/8971/4086/3 Paltani MonteCarlo.pdf

http://www.mathisintheair.org/wp/2015/10/i-metodi-monte-carlo-prima-parte

http://labmaster.mi.infn.it/Laboratorio2/serale/113/cnts.html

https://it.wikipedia.org/wiki/Distribuzione_binomiale)

Utilizzi dei numeri random

I numeri random sono utilizzati in differenti campi:

- crittografia;
- giochi (ad esempio la lotteria);
- divinazione;

Utilizzi dei numeri random

I numeri random sono utilizzati in differenti campi:

- crittografia;
- giochi (ad esempio la lotteria);
- divinazione;
- simulazione (i.e. anche ottimizzazione) e integrazione:



MonteCarlo

Utilizzi dei numeri random

Noi vedremo alcuni esempi, tipici della ricerca in fisica, di applicazione delle tecniche MonteCarlo:

Integrazione

- calcolo di integrali di funzioni non analitiche e/o che non hanno integrale analitico;
- risoluzione di calcoli complessi come byproduct di un integrale (esempio: la stima di π tramite Hit&Miss);
- calcolo di integrali a più dimensioni, su volumi compositi e complicati (esempio: stima di "sezioni d'urto" di un rivelatore);

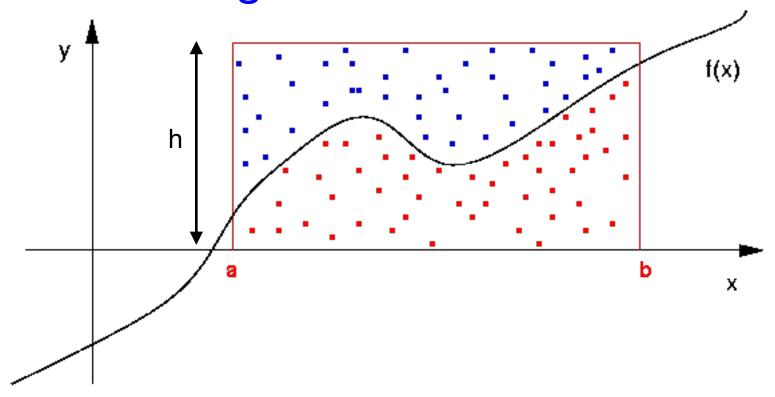
Risoluzione di calcoli complessi

esempio: l'ago di Buffon per il calcolo di π;

Calcolo di probabilità

- calcolo di un valore di probabilità (esempio: calcolo della probabilità di un dato "risultato" nel lancio ripetuto di una moneta);
- stima della p.d.f. (funzione di densità di probabilità) di un certo processo (esempio: effettuo una misura sperimentale e non so valutare, da principi primi, l'incertezza statistica → lo simulo, ripetutamente, ed utilizzo la varianza della p.d.f. ottenuta)

Integrazione MonteCarlo

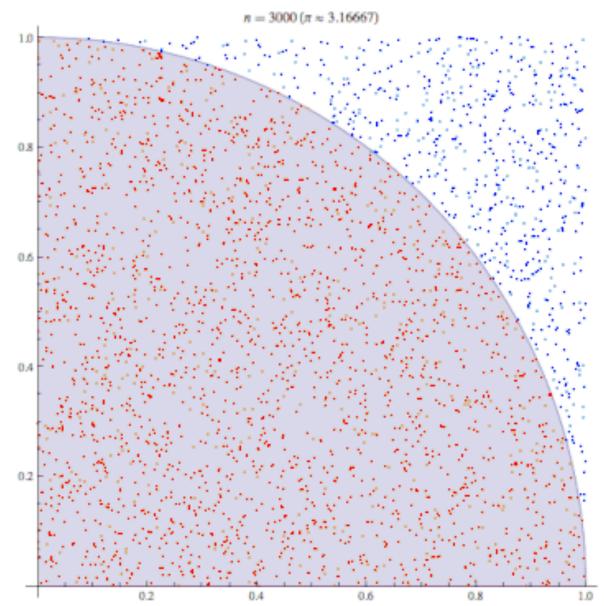


Contando la frazione di pallini rossi rispetto a quelli totali si può avere una stima dell'integrale sotteso a f(x):

$$\int_{a}^{b} f(x) dx \approx \left(\frac{\text{\# pallini rossi}}{\text{\# pallini totali}}\right) \times h(b-a)$$

Integrazione MonteCarlo

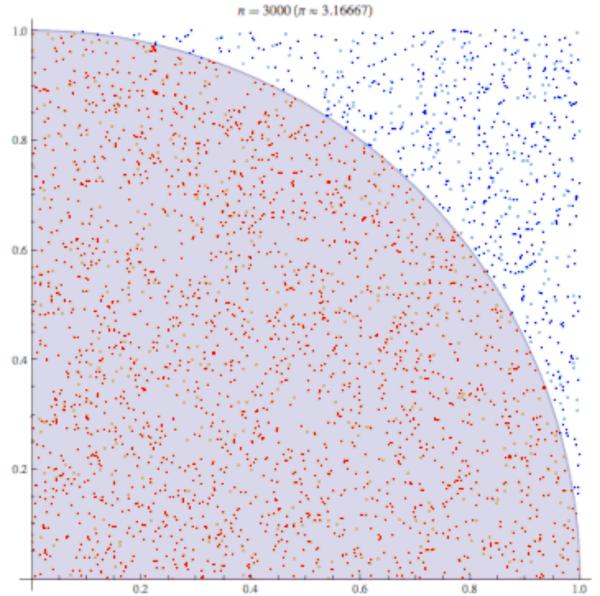
- di fatto si tratta di una generazione MonteCarlo "hit & miss";
- può essere fatto su una distribuzione arbitraria;
- contando la frazione di coppie sottese alla curva è possibile stimare l'integrale;
- il risultato dell'integrale può essere utilizzato per ottenere, come byproduct, la risoluzione di calcoli complessi



Calcolo di π tramite Monte Carlo

- l'area del quadrato è 1;
- l'area del cerchio è π/4;
 - → l'integrale sotteso al cerchio può essere utilizzato per la stima di π

$$\left(\frac{\text{\# pallini rossi}}{\text{\# pallini totali}}\right) \approx \frac{\pi}{4}$$



Calcolo di π tramite Monte Carlo

L'algoritmo sarà quindi una cosa del tipo:

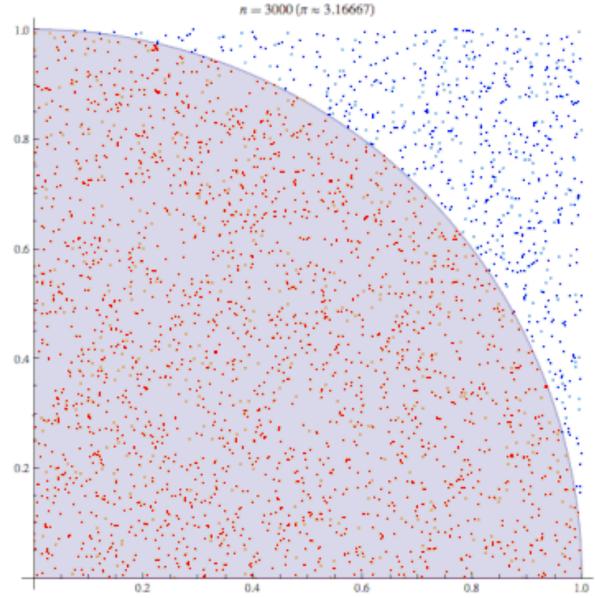
 si genera un coppia random (x,y):

si valuta:

$$x^2+y^2<1$$

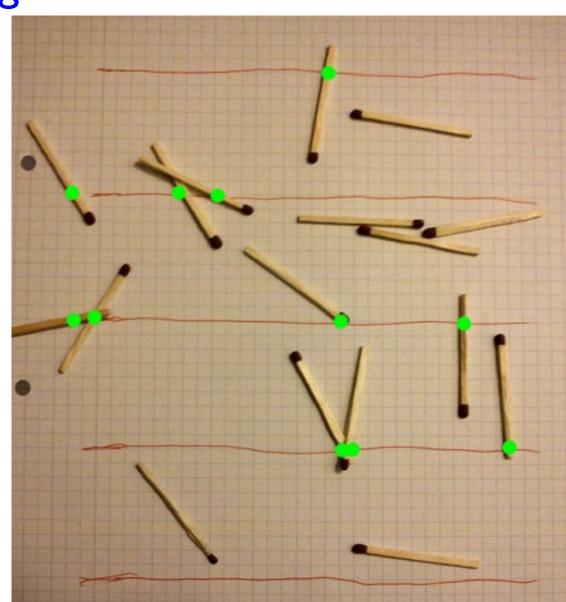
 si "conta" la frazione di eventi in cui la condizione era soddisfatta:

$$\left(\frac{\text{\# pallini rossi}}{\text{\# pallini totali}}\right) \approx \frac{\pi}{4}$$



Uno degli esempi "storici" di utilizzo di tecnica MonteCarlo è "l'ago di Buffon":

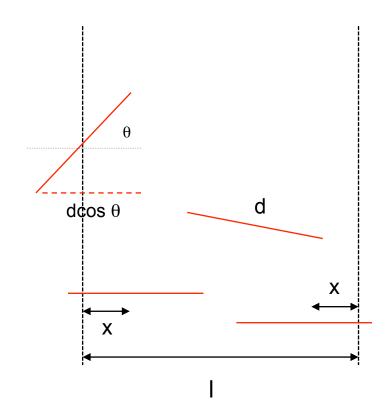
- pattern di linee parallele a distanza l;
- bastoncino di lunghezza d;
- → quale è la probabilità che, tirando un bastoncino casualmente, questo intersechi la linea?



Uno degli esempi "storici" di utilizzo di tecnica MonteCarlo è "l'ago di Buffon":

- pattern di linee parallele a distanza l;
- bastoncino di lunghezza d;

→ quale è la probabilità che, tirando un bastoncino casualmente, questo intersechi la linea?



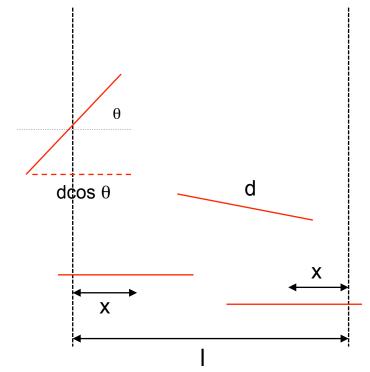
Le due variabili causali sono:

- |x|, distanza del centro del bastoncino dalla linea più vicina;
- θ, orientazione del bastoncino;

Se tiriamo il bastoncino casualmente, le due variabili saranno distribuite uniformemente:

$$u(|x|) = \frac{1}{l/2} = \frac{2}{l}; |x| \in \left[0, \frac{l}{2}\right]$$

$$u(\theta) = \frac{1}{\pi/2} = \frac{2}{\pi}; \theta \in \left[0, \frac{\pi}{2}\right]$$



Dove u(|x|) e $u(\theta)$ sono le "probabilità infinitesime" di avere un certo |x| e un certo θ . Ad esempio la probabilità di avere θ fra 0 e 30° sarà:

$$\int_0^{30^{\circ}} u(\theta) d\theta = \frac{2}{\pi} \frac{\pi}{6} = \frac{1}{3}$$

$$u(|x|) = \frac{1}{l/2} = \frac{2}{l}; |x| \in \left[0, \frac{l}{2}\right]$$

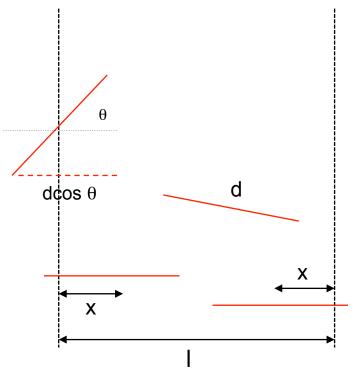
$$u(\theta) = \frac{1}{\pi/2} = \frac{2}{\pi}; \theta \in \left[0, \frac{\pi}{2}\right]$$

Dove u(|x|) e $u(\theta)$ sono le "probabilità infinitesime" di avere un certo |x| e un certo θ . Ad esempio la probabilità di avere θ fra 0 e 30° sarà:

$$\int_0^{30^{\circ}} u(\theta)d\theta = \frac{2}{\pi} \frac{\pi}{6} = \frac{1}{3}$$

e la probabilità, infinitesima, di avere una coppia (|x|, θ) sarà:

$$u(|x|,\;\theta)=u(|x|)\;^*u(\theta)$$



La condizione per incrociare una delle linee parallele è:

$$|x| - d/2 \cos \theta < 0$$

 $\Rightarrow |x| < d/2 \cos \theta$

$$u(|x|) = \frac{1}{l/2} = \frac{2}{l}; |x| \in \left[0, \frac{l}{2}\right]$$

$$u(\theta) = \frac{1}{\pi/2} = \frac{2}{\pi}; \theta \in \left[0, \frac{\pi}{2}\right]$$

La probabilità, infinitesima, di avere una coppia (|x|, θ) sarà:

$$u(|x|, \theta) = u(|x|) * u(\theta)$$

La condizione per incrociare una delle linee parallele è:

$$|x| < d/2 \cos \theta$$

→ la probabilità di incrociare una delle linee parallele, quindi, è:

$$P(x < \frac{d}{2}\cos\theta) = \int_0^{\pi/2} \int_0^{\frac{d}{2}\cos\theta} \frac{4}{l\pi} dx d\theta = \frac{d}{l} \frac{2}{\pi} \int_0^{\pi/2} \cos\theta d\theta = \frac{d}{l} \frac{2}{\pi}$$

Ma una stima di $P(|x| < d/2 \cos \theta)$ la possiamo fare contando quanti bastoncini, n_{int} , intersecano una delle linee parallele, rispetto a quanti bastoncini, n, abbiamo lanciato:

$$P\left(x < \frac{d}{2}\cos\theta\right) \approx \frac{n_{int}}{n}$$

→ la probabilità di incrociare una delle linee parallele, quindi, è:

$$P(x < \frac{d}{2}\cos\theta) = \int_0^{\pi/2} \int_0^{\frac{d}{2}\cos\theta} \frac{4}{l\pi} dx d\theta = \frac{d}{l} \frac{2}{\pi} \int_0^{\pi/2} \cos\theta d\theta = \frac{d}{l} \frac{2}{\pi}$$

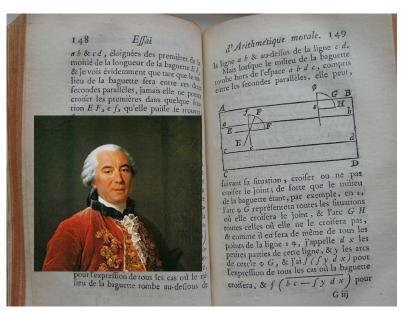
Ma una stima di $P(|x| < d/2 \cos \theta)$ la possiamo fare contando quanti bastoncini, n_{int} , intersecano una delle linee parallele, rispetto a quanti bastoncini, n, abbiamo lanciato:

$$P\left(x < \frac{d}{2}\cos\theta\right) \approx \frac{n_{int}}{n}$$

Cioè:

$$\pi = \frac{2d}{l} \frac{n}{n_{int}}$$

"algoritmo" proposto da Georges-Louis Leclerc, Conte di Buffon, già nel <u>1777</u>;



L'algoritmo di calcolo del π , quindi, sarà qualcosa del tipo:

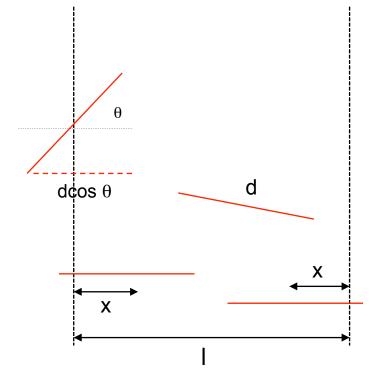
 si generano due numeri random per la posizione del centro e l'angolo;

$$|x| \in \left[0, \frac{l}{2}\right]$$

$$\theta \in \left[0, \frac{\pi}{2}\right]$$

• si valuta la condizione che deve essere soddisfatta per "l'intersecazione":

$$|x| < d/2 \cos \theta$$



si "conta" la frazione di eventi in cui c'è stata l'intersecazione:

$$\pi = \frac{2d}{l} \frac{n}{n_{int}}$$

Stima della "sezione d'urto" di un rivelatore

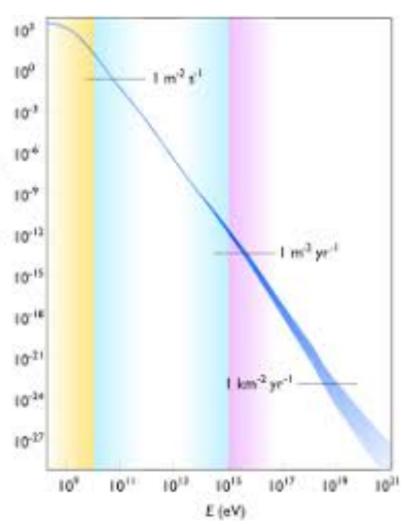
$$\phi(E, E + dE) \left[\frac{\text{particles}}{\text{GeV s m}^2 \text{ sr}} \right] = \frac{dN}{dE dt dS d\Omega}$$

La valutazione del flusso dei raggi cosmici (ad esempio, ma è uguale per il rate di un certo fenomeno, etc...) viene fatta contando ΔN conteggi, in un certo intervallo di tempo, Δt , in un certo intervallo di energia, ΔE :

$$\Phi(\tilde{E}) \approx \frac{\Delta N}{\varepsilon(E) \cdot A(E) \cdot \Delta E \cdot \Delta t}$$

dove:

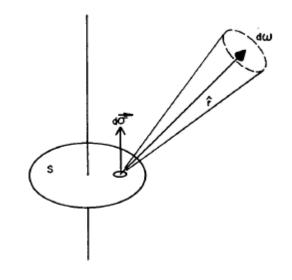
- ε(E) è l'efficienza di rivelazione (di un apparato complesso!), funzione dell'energia;
- A(E) è l'accettanza (i.e. la "sezione d'urto") del rivelatore, che in generale è, anch'essa, funzione dell'energia;



Facciamo un caso semplice, in cui l'accettanza sia puramente geometrica. In tal caso di parla di fattore geometrico, *G*.

E facciamo anche il caso, ancora più semplice, che si tratti di un piano circolare:

$$G = \int_{\Omega} d\omega \int_{S} d\vec{\sigma} \cdot \hat{r} = \int_{\Omega} \int_{S} \cos\theta d\sigma d\omega$$
$$= 2\pi A \int_{0}^{1} \cos\theta d\cos\theta = \pi A$$



(si dimostra facilmente che il risultato è lo stesso anche per un piano rettangolare: $G=\pi^*A=\pi^*b^*h$)

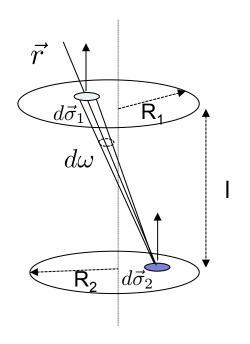
Facciamo un caso semplice, in cui l'accettanza sia puramente geometrica. In tal caso di parla di fattore geometrico, *G*.

Se già il rivelatore è un "telescopio" di due rivelatori piani circolari, l'integrale si complica:

$$G = \int_{\Omega} \int_{S_2} (d\vec{\sigma_2} \cdot \hat{r}) d\omega \qquad d\omega = \frac{\hat{r} \cdot d\sigma_1}{r^2}$$

cioè un integrale doppio, che ha come risultato:

$$G = \frac{\pi^2}{2} \left[R_1^2 + R_2^2 + l^2 - \sqrt{(R_1^2 + R_2^2 + l^2)^2 - 4R_1^2 R_2^2} \right]$$



Ma che succede se:

- la forma del rivelatore è molto complessa (i.e. ci sono buchi, etc...)?
- non dobbiamo stimare l'accettanza di uno o due piani ma di un rivelatore intero (i.e. composto da centinaia o migliaia di componenti)?

In questo caso possiamo "ricondurci al caso precedente":

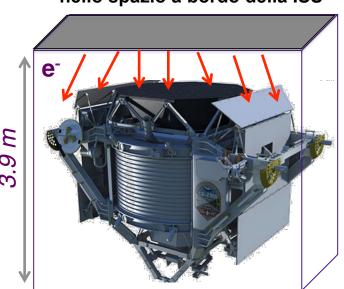
- generare un flusso di particelle (con la distribuzione spaziale e angolare rilevante per il nostro problema) su di un piano di generazione di accettanza nota, A_{gen}
- "contare" la frazione di particelle generate che intersecano (o, in generale, vengono rivelate o selezionate) l'apparato

$$A(E) = A_{gen} \times \frac{N_{selected}(E)}{N_{gen}(E)}$$

Piano di tracciamento al silicio dell'esperimento AMS-02:



Intero rivelatore AMS-02, in orbita nello spazio a bordo della ISS



ref. Sullivan, NIM 95 (1971) 5-11

$$A(E) = A_{gen} \times \frac{N_{selected}(E)}{N_{gen}(E)}$$

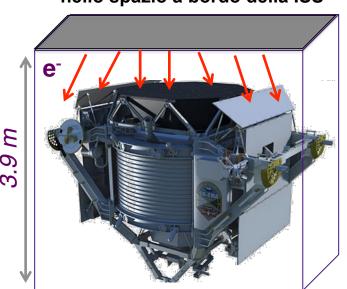
La simulazione, quindi, sarà una cosa tipo:

- si genera una particella incidente
 - una coppia di numeri random per la posizione (x,y) sul piano di generazione;
 - una coppia di numeri random per la direzione della particella (θ,φ) (attenzione: un flusso isotropo non si simula, ad esempio, generando uniformemente θ e φ...);
 - un numero random per l'energia della particella, E (se richiesto dal "problema");
- si traccia la particella (magari c'è un campo magnetico e la particella è carica, magari la particella può interagire, etc...);
- si applica una "selezione" che simuli, il più realisticamente possibile il rivelatore vero;

Piano di tracciamento al silicio dell'esperimento AMS-02:



Intero rivelatore AMS-02, in orbita nello spazio a bordo della ISS



ref. Sullivan, NIM 95 (1971) 5-11

Ad sempio già il calcolo dell'accettanza, puramente geometrica, di un "telescopio" fatto da 2 rivelatori rettangolari:

- è risolvibile analiticamente
- <u>ma</u> è tutto tranne che banale

$$G = l^{2} \ln \frac{l^{2} + \alpha^{2} + \delta^{2}}{l^{2} + \alpha^{2} + \beta^{2}} \frac{l^{2} + \gamma^{2} + \beta^{2}}{l^{2} + \gamma^{2} + \delta^{2}} +$$

$$+ 2\alpha (l^{2} + \beta^{2})^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\alpha}{(l^{2} + \alpha^{2})^{\frac{1}{2}}} +$$

$$+ 2\beta (l^{2} + \alpha^{2})^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\beta}{(l^{2} + \beta^{2})^{\frac{1}{2}}} -$$

$$- 2\alpha (l^{2} + \delta^{2})^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\alpha}{(l^{2} + \delta^{2})^{\frac{1}{2}}} -$$

$$- 2\beta (l^{2} + \gamma^{2})^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\beta}{(l^{2} + \gamma^{2})^{\frac{1}{2}}} -$$

$$- 2\delta (l^{2} + \beta^{2})^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\gamma}{(l^{2} + \beta^{2})^{\frac{1}{2}}} +$$

$$+ 2\delta (l^{2} + \alpha^{2})^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\delta}{(l^{2} + \alpha^{2})^{\frac{1}{2}}} +$$

$$+ 2\gamma (l^2 + \delta^2)^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\gamma}{(l^2 + \delta^2)^{\frac{1}{2}}} + \text{ where}$$

$$\alpha = \frac{1}{2} (a_1 + a_2), \ \beta = \frac{1}{2} (b_1 + b_2),$$

$$+ 2\delta (l^2 + \gamma^2)^{\frac{1}{2}} \tan^{-1} \frac{\delta}{(l^2 + \gamma^2)^{\frac{1}{2}}}, \qquad \gamma = \frac{1}{2} (a_1 - a_2) \text{ and } \delta = \frac{1}{2} (b_1 - b_2).$$

ref. Sullivan, NIM 95 (1971) 5-11

Quale è la probabilità di ottenere 3, 6 o 9 volte testa lanciando 10 volte una moneta?

Quale è la probabilità di ottenere 3, 6 o 9 volte testa lanciando 10 volte una moneta?

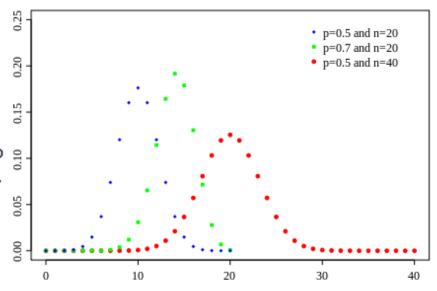
• il singolo "caso" (ad esempio: 3 volte "testa" in 10 lanci) è descrivibile da una binomiale:

La distribuzione binomiale $\mathcal{B}(n,p)$ è caratterizzata da due parametri:[1]

- n: il numero di prove effettuate.
- p: la probabilità di successo della singola prova di Bernoulli X_i (con $0 \le p \le 1$).

Per semplicità di notazione viene solitamente utilizzato anche il parametro q=1-p, che esprime la probabilità di fallimento per una singola prova. La distribuzione di probabilità è:

$$P(k)=P(X_1+X_2+\cdots+X_n=k)=inom{n}{k}p^kq^{n-k}$$



cioè ogni successione con k successi e n-k insuccessi ha probabilità p^kq^{n-k} , mentre il numero di queste successioni, pari al numero di modi (o combinazioni) in cui possono essere disposti i k successi negli n tentativi, è dato dal coefficiente binomiale $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$.

La formula del binomio di Newton mostra come la somma di tutte le probabilità nella distribuzione sia uguale a 1:

$$\sum_{k=0}^n P(S_n=k) = \sum_{k=0}^n inom{n}{k} p^k q^{n-k} = (p+q)^n = (p+1-p)^n = (1)^n = 1$$

Quale è la probabilità di ottenere 3, 6 o 9 volte testa lanciando 10 volte una moneta?

• il singolo "caso" (ad esempio: 3 volte "testa" in 10 lanci) è descrivibile da una binomiale:

$$B(n,p) = B(10, \frac{1}{2})$$

e ha probabilità (*):

$$P(3) = 10!/(3!*7!)*0.5^3*0.5^7$$

il caso completo sarà:

$$P(3) + P(6) + P(9) \sim 0.33$$

La distribuzione binomiale $\mathcal{B}(n,p)$ è caratterizzata da due parametri:[1]

- n: il numero di prove effettuate.
- p: la probabilità di successo della singola prova di Bernoulli X_i (con $0 \le p \le 1$).

Per semplicità di notazione viene solitamente utilizzato anche il parametro q=1-p, che esprime la probabilità di fallimento per una singola prova. La distribuzione di probabilità è:

$$P(k)=P(X_1+X_2+\cdots+X_n=k)=inom{n}{k}p^kq^{n-k}$$

che ancora è risolvibile "a mano"...

(*) In ROOT *P*(3) la potete fare come:
[0] int k=3; TMath::Binomial(10, k)*pow(0.5, k)*pow(0.5, 10-k)

Quale è la probabilità di ottenere 3, 6 o 9 volte testa lanciando 10 volte una moneta?

Uno (pigro o che non ama la matematica) potrebbe invece scrivere un algoritmo che:

- genera (M=10) eventi uniformemente con x in [0,1];
- definisce "testa" se x<0.5;
- conta il numero di volte in cui è uscito testa, T;
- ripete la procedura N volte;
- stima la probabilità del singolo evento "i volte testa", come #(T=i)/N;
- stima la probabilità del caso completo come somma delle tre singole (indipendenza da verificare!);