Probabilità e Processi Stocastici (455AA)

Lezione 2

Dario Trevisan – https://web.dm.unipi.it/trevisan

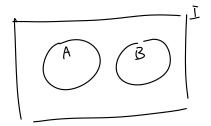
24/09/2025



$$ightharpoonup 0 \le P(A|I) \le 1$$

- $ightharpoonup 0 \le P(A|I) \le 1$
- ▶ **Somma** P(A oppure B) = P(A) + P(B) purché A, B *incompatibili*,

$$P(A \in B) = 0.$$



- $ightharpoonup 0 \le P(A|I) \le 1$
- ▶ **Somma** P(A oppure B) = P(A) + P(B) purché A, B incompatibili,

$$P(A \in B) = 0.$$

▶ Negazione P(non A) = 1 - P(A)

- $ightharpoonup 0 \le P(A|I) \le 1$
- ▶ **Somma** P(A oppure B) = P(A) + P(B) purché A, B incompatibili,

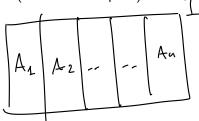
$$P(A \in B) = 0.$$

- Negazione P(non A) = 1 P(A)
- ▶ **Prodotto** $P(A \in B) = P(A)P(B|A)$.

- ▶ $0 \le P(A|I) \le 1$
- ▶ **Somma** P(A oppure B) = P(A) + P(B) purché A, B incompatibili,

$$P(A \in B) = 0.$$

- Negazione P(non A) = 1 P(A)
- **Prodotto** $P(A \in B) = P(A)P(B|A)$.
- Sistema di alternative $(A_i)_{i=1}^n$ se esattamente una delle A_i si realizza (ma non si sa quale)



- $ightharpoonup 0 \le P(A|I) \le 1$
- ▶ **Somma** P(A oppure B) = P(A) + P(B) purché A, B incompatibili,

$$P(A \in B) = 0.$$

- ▶ Negazione P(non A) = 1 P(A)
- ▶ **Prodotto** $P(A \in B) = P(A)P(B|A)$.
- Sistema di alternative $(A_i)_{i=1}^n$ se esattamente una delle A_i si realizza (ma non si sa quale)
- ▶ Densità discreta associata a un sistema $(A_i)_{i=1}^n$ e all'informazione I:

$$i \mapsto P(A_i|I)$$

- $ightharpoonup 0 \le P(A|I) \le 1$
- ▶ **Somma** P(A oppure B) = P(A) + P(B) purché A, B incompatibili,

$$P(A \in B) = 0.$$

- Negazione P(non A) = 1 P(A)
- ▶ **Prodotto** $P(A \in B) = P(A)P(B|A)$.
- Sistema di alternative $(A_i)_{i=1}^n$ se esattamente una delle A_i si realizza (ma non si sa quale)
- Densità discreta associata a un sistema $(A_i)_{i=1}^n$ e all'informazione I:

$$i \mapsto P(A_i|I)$$

Densità Bernoulli, densità uniforme

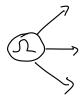
Diagrammi ad albero: generalità

Le regole di somma e prodotto (e le conseguenti formule di disintegrazione) forniscono stumenti utili per analizzare problemi di probabilità elementare, riducendoli a sotto-problemi più semplici tramite l'introduzione (anche ripetuta) di sistemi di alternative.

Diagrammi ad albero: generalità

- ▶ Le regole di somma e prodotto (e le conseguenti formule di disintegrazione) forniscono stumenti utili per analizzare problemi di probabilità elementare, riducendoli a sotto-problemi più semplici tramite l'introduzione (anche ripetuta) di sistemi di alternative.
- ▶ È utile rappresentare l'analisi tramite diagrammi ad albero costruiti con il seguente algoritmo.

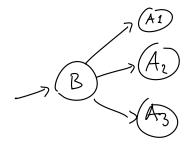
Si introduce un nodo **radice** (informazione iniziale, ad esempio indicata con Ω). Si iterano poi i seguenti passi:



- Si introduce un nodo **radice** (informazione iniziale, ad esempio indicata con Ω). Si iterano poi i seguenti passi:
- 1. si considera un nodo del grafo che sia una "foglia", ossia senza archi uscenti, etichettato da una affermazione *B*,



- Si introduce un nodo **radice** (informazione iniziale, ad esempio indicata con Ω). Si iterano poi i seguenti passi:
- 1. si considera un nodo del grafo che sia una "foglia", ossia senza archi uscenti, etichettato da una affermazione B,
- 2. si sceglie un sistema di alternative $(A_i)_{i=1}^n$, e si introducono tanti nodi quante le alternative, etichettate appunto da esse,



- Si introduce un nodo **radice** (informazione iniziale, ad esempio indicata con Ω). Si iterano poi i seguenti passi:
- 1. si considera un nodo del grafo che sia una "foglia", ossia senza archi uscenti, etichettato da una affermazione B,
- 2. si sceglie un sistema di alternative $(A_i)_{i=1}^n$, e si introducono tanti nodi quante le alternative, etichettate appunto da esse,
- 3. si introducono archi uscenti dalla foglia (B) verso il nodo corrispondente a ciascuna alternativa (A_i) ,

- Si introduce un nodo **radice** (informazione iniziale, ad esempio indicata con Ω). Si iterano poi i seguenti passi:
- 1. si considera un nodo del grafo che sia una "foglia", ossia senza archi uscenti, etichettato da una affermazione B,
- 2. si sceglie un sistema di alternative $(A_i)_{i=1}^n$, e si introducono tanti nodi quante le alternative, etichettate appunto da esse,
- 3. si introducono archi uscenti dalla foglia (B) verso il nodo corrispondente a ciascuna alternativa (A_i) ,
- 4. si pesa ciascun arco introdotto sopra con la probabilità

$$P(A_i|B,I)$$

dove I consiste della congiunzione di tutte le affermazioni nell'unico cammino (orientato) che collega l'informazione iniziale Ω a B.

Supponendo di aver costruito un albero, come calcolare $P(A|\Omega)$?

Si effettuano ancora una volta i passaggi 1-4 aggiungendo ad ogni foglia l'alternativa semplice (A) (ed eventualmente la sua negazione) e la probabilità condizionata Note:

Supponendo di aver costruito un albero, come calcolare $P(A|\Omega)$?

- Si effettuano ancora una volta i passaggi 1-4 aggiungendo ad ogni foglia l'alternativa semplice (A) (ed eventualmente la sua negazione) e la probabilità condizionata
- Si calcola il peso di ciascun cammino che porta da una foglia (A) verso la radice, moltiplicando le probabilità sugli archi (è una applicazione della regola del prodotto)

Note:

Supponendo di aver costruito un albero, come calcolare $P(A|\Omega)$?

- Si effettuano ancora una volta i passaggi 1-4 aggiungendo ad ogni foglia l'alternativa semplice (A) (ed eventualmente la sua negazione) e la probabilità condizionata
- Si calcola il peso di ciascun cammino che porta da una foglia
 (A) verso la radice, moltiplicando le probabilità sugli archi (è una applicazione della regola del prodotto)
- Si sommano i pesi di tutti i cammini così ottenuti (è una applicazione della regola della somma)

Note:

Supponendo di aver costruito un albero, come calcolare $P(A|\Omega)$?

- ➤ Si effettuano ancora una volta i passaggi 1-4 aggiungendo ad ogni foglia l'alternativa semplice (A) (ed eventualmente la sua negazione) e la probabilità condizionata
- Si calcola il peso di ciascun cammino che porta da una foglia
 (A) verso la radice, moltiplicando le probabilità sugli archi (è una applicazione della regola del prodotto)
- Si sommano i pesi di tutti i cammini così ottenuti (è una applicazione della regola della somma)

Note:

1. se un arco ha probabilità 0 allora i pesi dei cammini che lo percorrono sono 0, non serve contarli.

Supponendo di aver costruito un albero, come calcolare $P(A|\Omega)$?

- ➤ Si effettuano ancora una volta i passaggi 1-4 aggiungendo ad ogni foglia l'alternativa semplice (A) (ed eventualmente la sua negazione) e la probabilità condizionata
- Si calcola il peso di ciascun cammino che porta da una foglia (A) verso la radice, moltiplicando le probabilità sugli archi (è una applicazione della regola del prodotto)
- Si sommano i pesi di tutti i cammini così ottenuti (è una applicazione della regola della somma)

Note:

- 1. se un arco ha probabilità 0 allora i pesi dei cammini che lo percorrono sono 0, non serve contarli.
- 2. se è richiesta la probabilità P(A|I) è l'informazione (cumulata) I è un nodo dell'albero, basta considerare solo l'albero con radice I

$$P(R1|\mathcal{R}) = \frac{R}{N}$$

$$P(B1|\mathcal{R}) = \frac{B}{N} = 1 - \frac{R}{N}$$

(oss₂ "

///≥2

R2 = "seconda pallitud

Probabilità di estrarre una precisa sequenza ordinata di n ≤ N palline colorate, di cui r ≤ R sono rosse e le rimanenti b < B sono blu: (fallor); La falloro.

$$\frac{R(R-1)\cdot\ldots\cdot(R-r+1)\cdot\mathcal{B}(B-1)\cdot\ldots\cdot(B-b+1)}{N(N-1)\cdot\ldots\cdot(N-n+1)}$$

$$\mathbb{I}$$

$$\mathbb{P}\left(R_{1},R_{2},R_{3},\ldots,R_{r},R$$

$$P(R_2|\Omega) = \frac{R}{N}$$

Probabilità di estrarre una precisa sequenza ordinata di n < N palline colorate, di cui r ≤ R sono rosse e le rimanent</p>

$$n \leq N$$
 palline colorate, di cui $r \leq R$ sono rosse e le rimanenti $b \leq B$ sono blu:

 $\frac{R(R-1)\cdot\ldots\cdot(R-r+1)\cdot B(B-1)\cdot\ldots\cdot(B-b+1)}{N(N-1)\cdot\ldots(N-n+1)}$

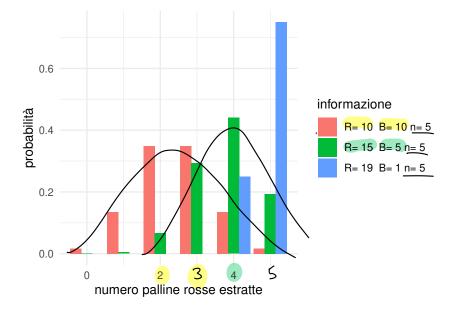
Densità ipergeometrica

Probabilità di estrarre una qualsiasi sequenza ordinata di n ≤ N palline colorate, di cui r ≤ R sono rosse e le rimanenti b < B sono blu:</p>

$$\frac{\binom{R}{r}\binom{B}{b}}{\binom{N}{n}}.$$

$$\binom{h}{K} = \frac{h(h-i): --- (n-K+i)}{K(k-i): --- 1}$$
 (seff. biusunisle

$$\frac{(R)(B)}{(N_{n})} = P(A(SZ)) = 0,1,2,...,n$$



Formula di Bayes e applicazioni

Formula di Bayes A, B effemetinui

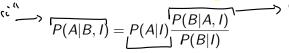
$$P(A \in B) = P(A)P(B|A)$$

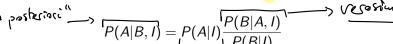
$$P(B \in A) = P(B)P(A|B)$$

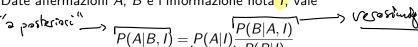
$$P(A13) = \frac{P(A) \cdot P(B1A)}{P(B)}$$

(purché P(B|I) > 0).

"
$$P(A|B,I) = P(A|I) \frac{P(B|A,I)}{P(B|I)}$$







Verosimiglianza (*Likelihood*) di A rispetto a B,

$$L(A;B) = P(B|A).$$

$$P(A \mid B) = P(B|A).$$

$$P(A \mid B) = P(A) - L(A \mid B)$$

$$P(B)$$

Statistica bayesiana

Dato un sistema di alternative $(A_i)_{i=1}^n$ e una qualsiasi affermazione B_i , otteniamo

$$P(A_i|B) = P(A_i)P(B|A_i) \cdot \underbrace{1}_{P(B)} \frac{\text{density}}{\text{disorety}} (1)$$
Leus its disorety

Notazione compatta (più facile da ricordare)

$$P(A_i|B) \propto P(A_i)P(B|A_i) = P(A_i)L(A_i;B). \tag{2}$$

$$P(B) = \sum_{i=1}^{N} P(A_i) \cdot P(B|A_i) \leftarrow f_{s(integ)(27)}$$

(Ai): = (Ao, AL) B

B = "ombiello" Ao = pirre

A1 = un pirre

P(Ao | B)
$$\stackrel{?}{<}$$
 P(AL | B)

P(Ao) P(B|Ao)

P(B) $\stackrel{(I)}{>}$ P(B)

mode inex & argmax & P(Ai(B))

Massimo a posteriori stima

$$\textit{i}_{\mathsf{MAP}} \in \mathsf{arg\,max}\{\textit{P}(\textit{A}_i)\textit{L}(\textit{A}_i;\textit{B})\,:\, i \in \{1,\dots,n\}\},$$

Stima di massima verosimiglianza

$$i_{\mathsf{MLE}} \in \arg\max_{i=1,...,n} L(A_i;B)$$
, $\frac{1}{\mathsf{k}}$

Esempio: estrazioni da un'urna non nota

Il soggetto *non* è informato sul numero di palline rosse R, ma solamente sul totale N=3. Dopo un'estrazione, si osserva una pallina rossa è stata estratta. Cosa può dedurre circa il contenuto dell'urna?

Introduciamo un sistema di alternative relativo al contenuto dell'urna:

$$A_i = l'$$
urna contiene $R = i$ palline rosse,

per
$$i \in \{0, 1, 2, 3\}$$
.

Probabilità a priori uniforme

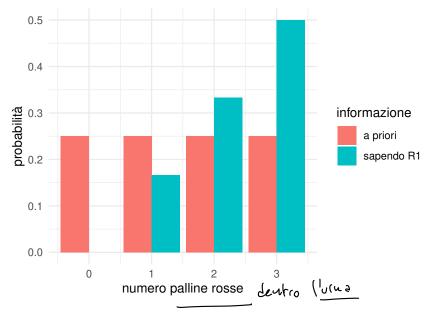
$$P(A_i|\Omega)=\frac{1}{4}.$$

L
$$(A_i;R^1)=P(R^1|A_i)=rac{i}{3},$$

e formula di Bayes: $P(Ai(R^4)) \propto \frac{1}{4} \cdot \frac{i}{3} \propto (i)$

$$R^{-}|A_{i}\rangle = \frac{1}{3}$$

Possiamo confrontare le densità discrete:



Decisioni e test statistici

Obiettivo: scartare (rifiutare) alcune alternative A_i sulla base dell'osservazione di B. **Intuizione**: eliminare quelle con probabilità a posteriori nulla (ovvio) o bassa.

Nella pratica ci si appoggia alla verosimiglianza invece delle probabilità a posteriori (simile se a priori sono uniformi).

Ipotesi nulla \mathcal{H}_0 (da rifiutare)) e alternativa \mathcal{H}_1 . Valore p (p-value) di Fisher:

$$p = \max_{A_i \in \mathcal{H}_0} P(B|A_i) = \max_{A_i \in \mathcal{H}_0} L(A_i; B).$$

Più piccolo è il valore p, minore è la probabilità che B sia vero rispetto a l'ipotesi \mathcal{H}_0 , e quindi, invocando Bayes, anche che A_i sia vero sapendo B. Quindi possiamo rifiutare \mathcal{H}_0 con maggiore sicurezza.

Torniamo all'esempio dell'urna: seconda estrazione

Cosa deduce il soggetto se viene informato che alla seconda estrazione (senza rimpiazzo) la pallina estratta è blu (B^2) ?

Non serve tornare alla densità iniziale (uniforme), ma basta usare come nuova densità a priori la densità discreta rispetto all'informazione R^1 . Bayes:

$$P(A_i|R^1,B^2) = P(A_i|R^1)P(B^2|R^1,A_i) \cdot \frac{1}{P(B^2|R^1)}.$$

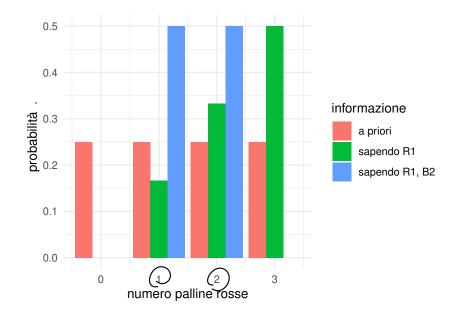
Otteniamo

$$P(B^2|R^1,A_i)=\frac{3-i}{2}.$$

е

$$P(A_i|R^1,B^2) \propto i(3-i)$$

.



Cenni agli assiomi di Kolmogorov

Problemi dell'approccio elmentare

1. Come attribuire le **probabilità iniziali** (quelle che abbiamo chiamato *a priori*)?

Problemi dell'approccio elmentare

- **1.** Come attribuire le **probabilità iniziali** (quelle che abbiamo chiamato *a priori*)?
- **2.** Come garantire la **consistenza** del calcolo, ossia che P(A|I) sia ben definita?

Problemi dell'approccio elmentare

- **1.** Come attribuire le **probabilità iniziali** (quelle che abbiamo chiamato *a priori*)?
- 2. Come garantire la **consistenza** del calcolo, ossia che P(A|I) sia ben definita?
- **3.** Come trattare i **passaggi al limite**, in particolare, nel caso di infinite affermazioni?

Alcune risposte sono fornite dalla **descrizione assiomatica** della probabilità proposta da Kolmogorov.

L'idea: formalizzare i diagrammi di Eulero-Venn, identificando

le affermazioni (eventi) A, I ecc. con sottoinsiemi di un insieme "universo" Ω (l'informazione iniziale)

Alcune risposte sono fornite dalla **descrizione assiomatica** della probabilità proposta da Kolmogorov.

L'idea: formalizzare i diagrammi di Eulero-Venn, identificando

- le affermazioni (eventi) A, I ecc. con sottoinsiemi di un insieme "universo" Ω (l'informazione iniziale)
- la probabilità P(A|I) con una nozione astratta di *area* (relativa), definendo prima la probabilità rispetto all'informazione inizale Ω.

a) insieme Ω

Si fissa un insieme "universo" Ω che rappresenta tutte le possibili situazioni (scenari) che si potrebbero presentare nel problema che si sta considerando.

Ad esempio, nel caso di un lancio di dado,

$$\Omega = \{1,2,3,4,5,6\},$$

che corrisponde ai possibili esiti (ovviamente altre scelte sono ragionevoli).

b) Eventi

Si identificano quali affermazioni $A\subseteq\Omega$ sono d'interesse per il problema che si vuole affrontare.

Insieme $\mathcal A$ i cui elementi $A\in\mathcal A$ sono sottoinsiemi di Ω , detto la σ -algebra degli eventi:

$$ightharpoonup \Omega \in \mathcal{A}$$
,

b) Eventi

Si identificano quali affermazioni $A\subseteq\Omega$ sono d'interesse per il problema che si vuole affrontare.

Insieme $\mathcal A$ i cui elementi $A\in\mathcal A$ sono sottoinsiemi di Ω , detto la σ -algebra degli eventi:

- $ightharpoonup \Omega \in \mathcal{A}$,
- ▶ se A, $B \in \mathcal{A}$, anche A^c ("non A"), $A \cap B$ (" $A \in B$ ") e $A \cup B$ ("A oppure B") sono eventi in A.

b) Eventi

Si identificano quali affermazioni $A\subseteq\Omega$ sono d'interesse per il problema che si vuole affrontare.

Insieme $\mathcal A$ i cui elementi $A\in\mathcal A$ sono sottoinsiemi di Ω , detto la σ -algebra degli eventi:

- $ightharpoonup \Omega \in \mathcal{A}$,
- ▶ se A, $B \in \mathcal{A}$, anche A^c ("non A"), $A \cap B$ (" $A \in B$ ") e $A \cup B$ ("A oppure B") sono eventi in A.
- ▶ Inoltre, per permettere di passare al limite, si richede che valga lo stesso per l'unione infinita di eventi: dati $A_n \in \mathcal{A}$, pure $\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{A}$.

c) funzione di probabilità (iniziale)

Si introduce una $P:\mathcal{A}\to [0,1]$ tale che $P(\Omega)=1$ e, per ogni A, $B\in\mathcal{A}$ con $A\cap B=\emptyset$ valga

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B).$$

▶ P(A) corrisponde alla probabilità $P(A|\Omega)$ rispetto all'informazione iniziale, di cui si richiede valga la regola della somma (per eventi incompatibili).

c) funzione di probabilità (iniziale)

Si introduce una $P:\mathcal{A}\to [0,1]$ tale che $P(\Omega)=1$ e, per ogni A, $B\in\mathcal{A}$ con $A\cap B=\emptyset$ valga

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B).$$

- ▶ P(A) corrisponde alla probabilità $P(A|\Omega)$ rispetto all'informazione iniziale, di cui si richiede valga la regola della somma (per eventi incompatibili).
- ▶ Per passare al limite, si richiede in più che la regola della somma si estenda ad infiniti $A_n \in \mathcal{A}$ tali che $A_n \cap A_m = \emptyset$ per $n \neq m$:

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty}A_{n}\right)=\sum_{n=1}^{\infty}P(A_{n}).$$

d) Probabilità condizionata ad /

Per ogni $A, I \in \mathcal{A}$ tale che P(I) > 0, si pone

$$P(A|I) = \frac{P(A \cap I)}{P(I)}.$$

 (Ω, \mathcal{A}, P) è uno **spazio di probabilità** secondo Kolmogorov.