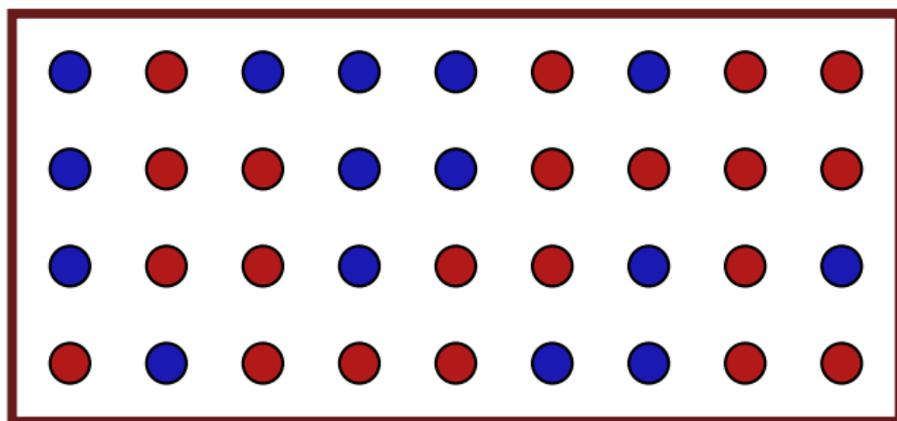


Spazi di probabilità

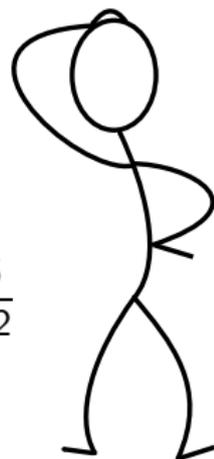


Un'urna contiene biglie di colore rosso e blu.



Qual è la probabilità di estrarre una biglia blu?

Ci sono 36 biglie 21 rosse e 15 blu quindi la risposta è $\frac{15}{36} = \frac{5}{12}$



Uno **spazio di probabilità** è una terna $\langle \Omega, \mathcal{E}, P \rangle$

Spesso si indica solo Ω sottointendendo \mathcal{E} e P

In inglese **sample space**

- ▶ Ω è un insieme detto **spazio campionario** o anche **popolazione**

Es.: Ω è l'insieme di tutte le biglie dell'urna (che indicheremo con U)

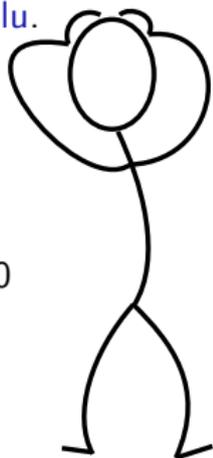
- ▶ \mathcal{E} è un insieme di sottoinsiemi di Ω detto algebra degli **eventi**.

Es.: $\{R, B, U, \emptyset\}$, con R e B gli insiemi delle biglie **rosse** e **blu**.

N.B. Ω e \emptyset sono sempre in \mathcal{E} per comodità/convenzione.

- ▶ $P: \mathcal{E} \rightarrow \mathbb{R}$ è una funzione detta **misura di probabilità**.

Es.: $P(R) = \frac{21}{36}$, $P(B) = \frac{15}{36}$, $P(U) = 1$, $P(\emptyset) = 0$



Si richiede che $\langle \Omega, \mathcal{E}, P \rangle$ soddisfi a queste proprietà:

- ▶ $\Omega \neq \emptyset$.
- ▶ \mathcal{E} deve soddisfare ad alcune condizioni di chiusura:
 - ▶ $\Omega, \emptyset \in \mathcal{E}$
 - ▶ $A, B \in \mathcal{E} \Rightarrow A \cup B \in \mathcal{E}$
 - ▶ $A \in \mathcal{E} \Rightarrow \neg A \in \mathcal{E}$
- ▶ $P : \mathcal{E} \rightarrow \mathbb{R}$ deve soddisfare le seguenti condizioni:
 - ▶ $P(\Omega) = 1$;
 - ▶ $P(A) \geq 0$ per ogni $A \in \mathcal{E}$;
 - ▶ $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ per $A, B \in \mathcal{E}$ **disgiunti**

$$\neg A = \Omega \setminus A = \text{complemento di } A$$

$$A \cap B = \emptyset \\ = \text{mutualmente esclusivi}$$

Questi assiomi sono sufficienti quando \mathcal{E} è finito.
Più avanti considereremo il caso generale e
dovremo aggiungere una richiesta a \mathcal{E} e P .

Se seguenti proprietà dell'insieme degli eventi seguono dagli assiomi:

L'algebra degli eventi è chiusa per combinazioni booleane:

$$\blacktriangleright A, B \in \mathcal{E} \Rightarrow A \cap B \in \mathcal{E}$$

$$A \cap B = \neg(\neg A \cup \neg B)$$

$$\blacktriangleright A, B \in \mathcal{E} \Rightarrow A \setminus B \in \mathcal{E}$$

$$A \setminus B = A \cap \neg B$$

$$\blacktriangleright A, B \in \mathcal{E} \Rightarrow A \Delta B \in \mathcal{E}$$

$$A \Delta B = (A \setminus B) \cup (B \setminus A)$$

Inoltre:

$$\blacktriangleright A_1, \dots, A_n \in \mathcal{E} \Rightarrow \bigcup_{i=1}^n A_i \in \mathcal{E}$$

$$\bigcup_{i=1}^n A_i = A_1 \cup \dots \cup A_n$$

$$\blacktriangleright A_1, \dots, A_n \in \mathcal{E} \Rightarrow \bigcap_{i=1}^n A_i \in \mathcal{E}$$

Le seguenti proprietà della misura di probabilità seguono dagli assiomi e valgono per ogni evento:

▶ $P(\neg A) = 1 - P(A)$

▶ se $A \subseteq B$ allora $P(B \setminus A) + P(A) = P(B)$ e quindi $P(A) \leq P(B)$

▶ $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$

▶ $P(A \cap B) = 1 - P(\neg A \cup \neg B)$

▶ $P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$

Se $A_i \cap A_j = \emptyset$ per ogni $i \neq j$

$$\sum_{i=1}^n P(A_i) = P(A_1) + \dots + P(A_n)$$

Ovvero, se gli eventi A_i sono mutualmente esclusivi.

Nel caso in cui \mathcal{E} è infinito dobbiamo aggiungere i seguenti assiomi:

$$\blacktriangleright A_0, A_1, \dots \in \mathcal{E} \quad \Rightarrow \quad \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{E}$$

$$\blacktriangleright A_0, A_1, \dots \in \mathcal{E} \text{ mutualmente esclusivi} \quad \Rightarrow \quad \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right)$$

L'importanza di questi assiomi emerge solo negli più sofisticati che qui non avremo occasione di considerare.

Su un dado con 8 facce sono incise le lettere a , b e c .

- ▶ su 1 faccia è incisa la lettera a
- ▶ su 2 facce è incisa la lettera b
- ▶ su 5 facce è incisa la lettera c

Per modellare il lancio di questo dato usiamo $\langle \Omega, \mathcal{E}, P \rangle$ dove

- ▶ $\Omega = \{a, b, c\}$
- ▶ $\mathcal{E} = \{\text{tutti i sottoinsiemi di } \Omega\}$
 $= \{\{a\}, \{b\}, \{c\}, \{a, b\}, \{b, c\}, \{a, c\}, \emptyset, \Omega\}$
- ▶ $P: \mathcal{E} \rightarrow \mathbb{R}$ è la funzione:

$$1. P(\{a\}) = \frac{1}{8}, \quad P(\{b\}) = \frac{2}{8}, \quad P(\{c\}) = \frac{5}{8},$$

$$2. P(\{a, b\}) = \frac{3}{8}, \quad P(\{b, c\}) = \frac{7}{8}, \quad P(\{a, c\}) = \frac{6}{8},$$

$$3. P(\emptyset) = 0, \quad P(\Omega) = 1.$$

Un modello alternativo:

Immaginiamo che il dado sia numerato da 1 a 8.

Definiamo $A = \{1\}$, $B = \{2, 3\}$, $C = \{4, 5, 6, 7, 8\}$ e

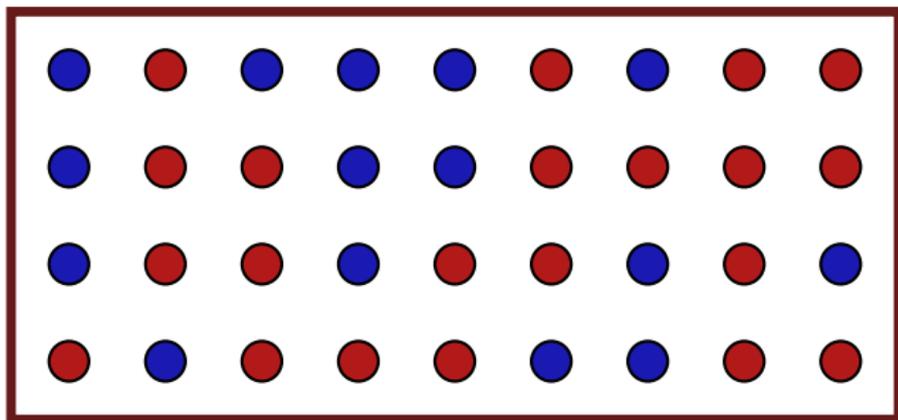
- ▶ $\Omega = \{1, \dots, 8\}$;
- ▶ $\mathcal{E} = \{A, B, C, A \cup B, B \cup C, A \cup C, \emptyset, \Omega\}$
- ▶ $P : \mathcal{E} \rightarrow \mathbb{R}$ è la funzione definita da

$$P(E) = \frac{|E|}{8} \text{ per ogni } E \in \mathcal{E}.$$

Prodotto di spazi di probabilità



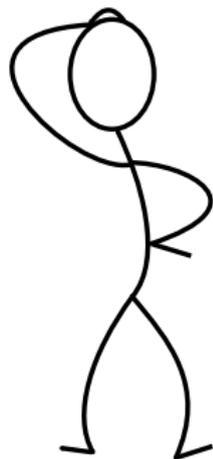
Estraiamo una biglia, la reintroduciamo nell'urna, e ne estraiamo un'altra.



Qual è la probabilità che la prima sia **rossa** e la seconda **blu**?

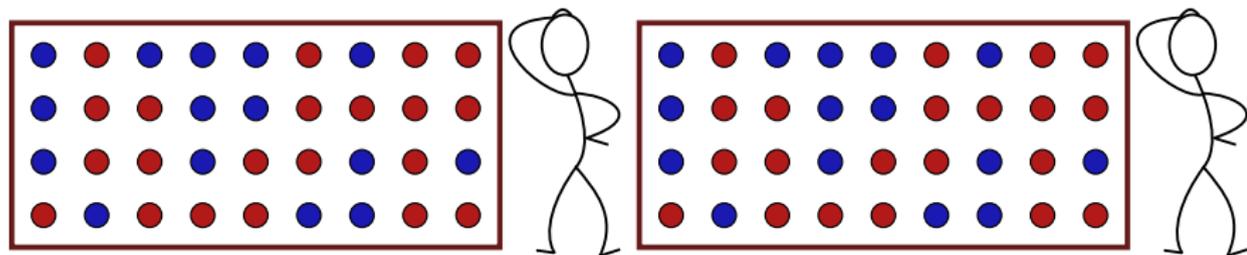
N.B. il **reimbussolamento** semplifica il modello.

Se l'urna contiene molte biglie, i risultati differiscono di poco.



Stessa domanda, diversa formulazione.

Immaginiamo due urne con identico contenuto.



Estraiamo una biglia dalla prima urna e una dalla seconda.

Qual è la probabilità di estrarre **rossa** dalla prima e **blu** dalla seconda?

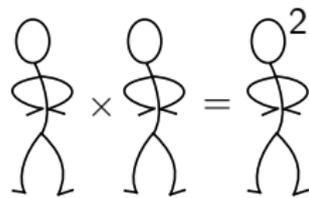
Ci sono 36^2 coppie di biglie. Ci sono $21 \cdot 15$ coppie $\langle \text{rossa}, \text{blu} \rangle$.

$$P(\{\text{coppie } \langle \text{rossa}, \text{blu} \rangle\}) = \frac{21 \cdot 15}{36^2} = \frac{21}{36} \cdot \frac{15}{36} = P(R) P(B)$$

Dati A e B insiemi arbitrari.

Il **prodotto cartesiano** di A e B è l'insieme:

$$A \times B = \{ \langle a, b \rangle : a \in A \text{ e } b \in B \}$$



L'insieme delle sequenze di lunghezza 2 il cui primo elemento sta in A e il secondo in B .

Chiameremo **potenza cartesiana** di A un insieme della forma

$$A^n = \underbrace{A \times \dots \times A}_{n \text{ volte}} = \{ \langle a_1, \dots, a_n \rangle : a_1, \dots, a_n \in A \}$$

L'insieme delle sequenze di lunghezza n di elementi di A .

Dati due spazi di probabilità $\langle \Omega_i, \mathcal{E}_i, P_i \rangle$ dove $i = 1, 2$.

Lo **spazio prodotto** è $\langle \Omega, \mathcal{E}, P \rangle$ così definito:

► $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2$

Es. Se $\Omega_1 = \Omega_2 = \mathbf{U}$, l'urna con biglie **rosse** e **blu** allora $\Omega = \mathbf{U}^2$

► \mathcal{E} = contiene $A_1 \times A_2$ per $A_i \in \mathcal{E}_i$ e gli eventi che sono unione di questi.

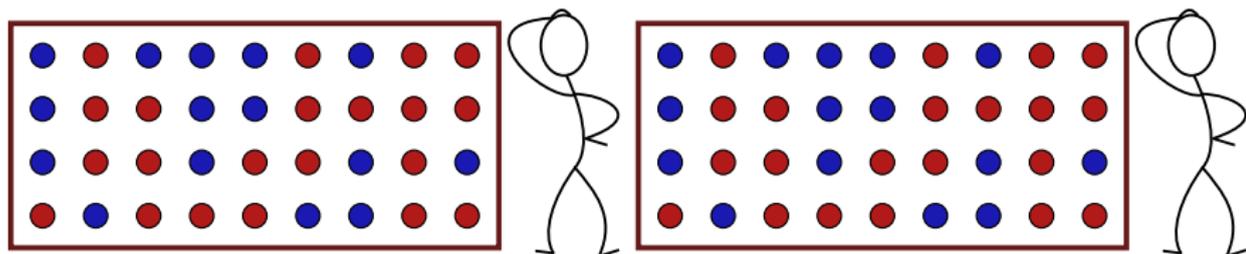
Es. $\{\emptyset, \mathbf{U}^2, \mathbf{R}^2, \mathbf{B}^2, \mathbf{R} \times \mathbf{B}, \mathbf{B} \times \mathbf{R}, \mathbf{U} \times \mathbf{R}, \mathbf{R} \times \mathbf{U}, \mathbf{U} \times \mathbf{B}, \mathbf{B} \times \mathbf{U} \dots$

► $P : \mathcal{E} \rightarrow \mathbb{R}$ è una funzione:

$$P(A_1 \times A_2) = P_1(A_1) \cdot P_2(A_2)$$

Es. $P(\mathbf{R} \times \mathbf{B}) =$ probabilità di estrarre \langle rossa,blu $\rangle = P(\mathbf{R}) \cdot P(\mathbf{B})$

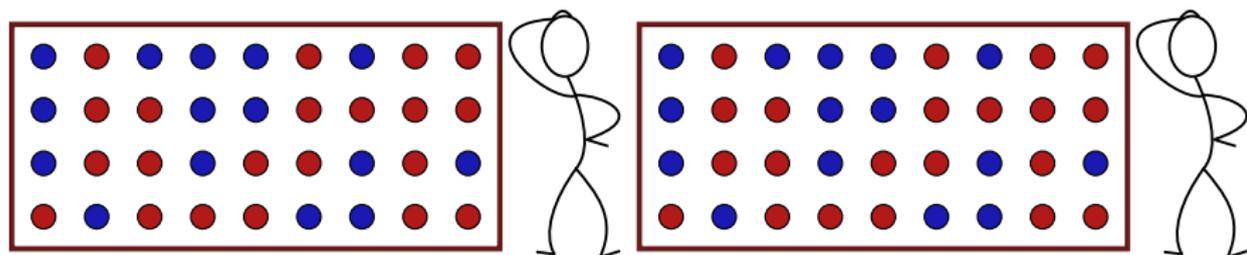
$P(\mathbf{R}^2) =$ probabilità di estrarre \langle rossa,rossa $\rangle = P(\mathbf{R})^2$



Qual è la probabilità che la seconda biglia estratta sia **blu**?

L'evento in questione è $U \times B$

Quindi $P(U \times B) = P(U) \cdot P(B) = P(B)$.



Qual è la probabilità che almeno una delle due biglie estratte sia **blu**?

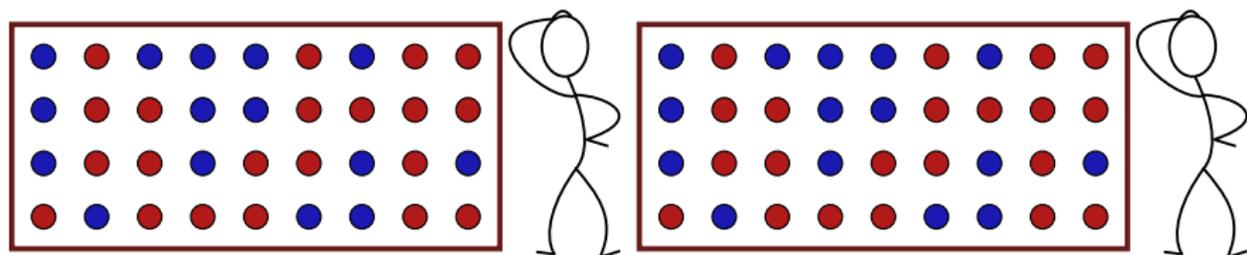
Dobbiamo calcolare la probabilità dell'evento $B \times B \cup B \times R \cup R \times B$

$$P(B \times B \cup B \times R \cup R \times B) =$$

$$P(B \times B) + P(B \times R) + P(R \times B) =$$

$$P(B) \cdot P(B) + P(B) \cdot P(R) + P(R) \cdot P(B) =$$

$$\frac{15}{36} \cdot \frac{15}{36} + \frac{15}{36} \cdot \frac{21}{36} + \frac{21}{36} \cdot \frac{15}{36} = \frac{95}{144}$$



Qual è la probabilità che almeno una delle due biglie estratte sia **blu**?

Dobbiamo calcolare la probabilità dell'evento

$$B \times B \cup B \times R \cup R \times B$$

N.B. Si semplificano i conti osservando che

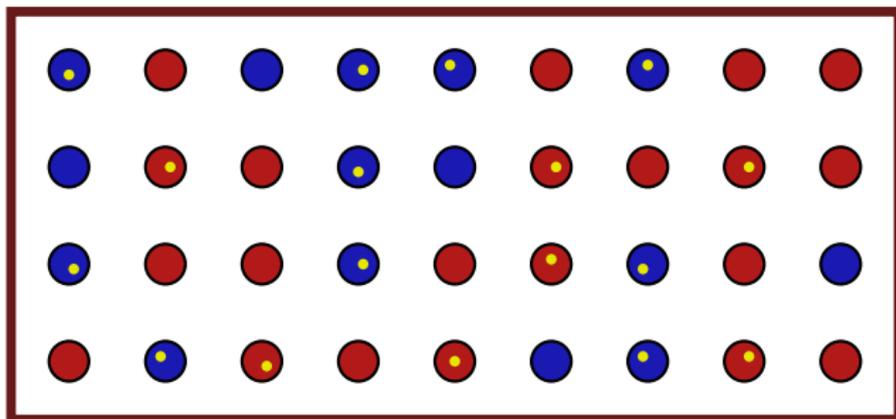
$$U^2 \setminus R^2$$

$$P(U^2 \setminus R^2) = 1 - P(R^2) = 1 - P(R)^2 = 1 - \left(\frac{7}{12}\right)^2$$

Probabilità condizionata



Alcune delle biglie hanno un puntino giallo:



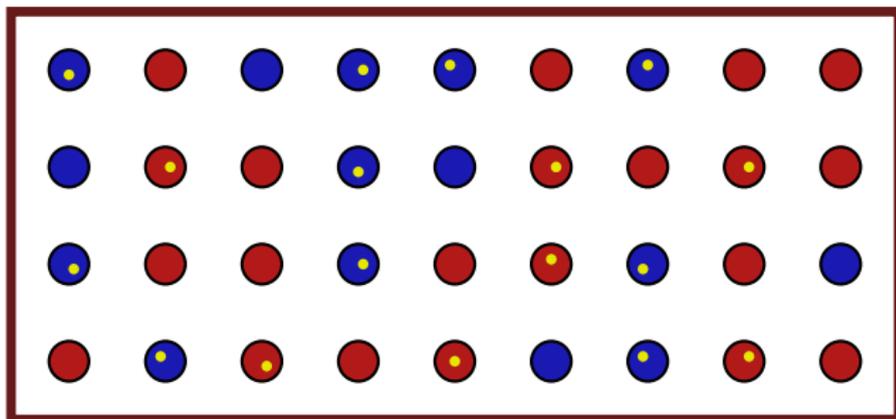
G = insieme delle biglie con puntino giallo $|G| = 17$

R = insieme delle biglie rosse $|R| = 21$

B = insieme delle biglie blue $|B| = 15$



Alcune delle biglie hanno un puntino giallo:



L'insieme \mathcal{E} contiene, oltre ai soliti \emptyset e Ω , i seguenti eventi:

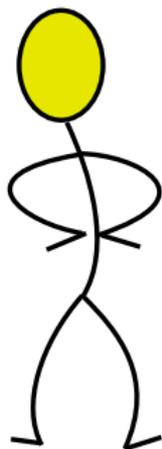
$$R \cap G$$

$$B \cap G$$

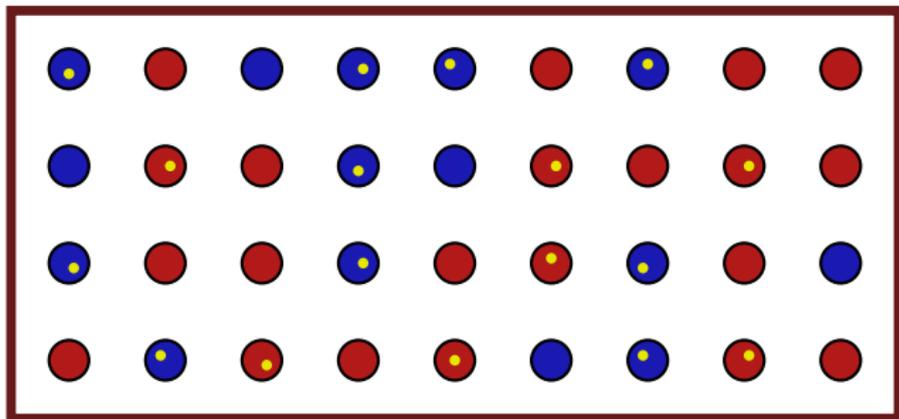
$$R \cap \neg G$$

$$B \cap \neg G$$

E tutte le possibili unioni di questi insiemi (in tutto 2^4 eventi).



Alcune delle biglie hanno un puntino giallo:

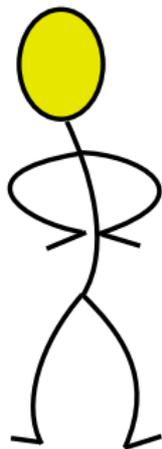


$$P(R \cap G) = \frac{7}{36}$$

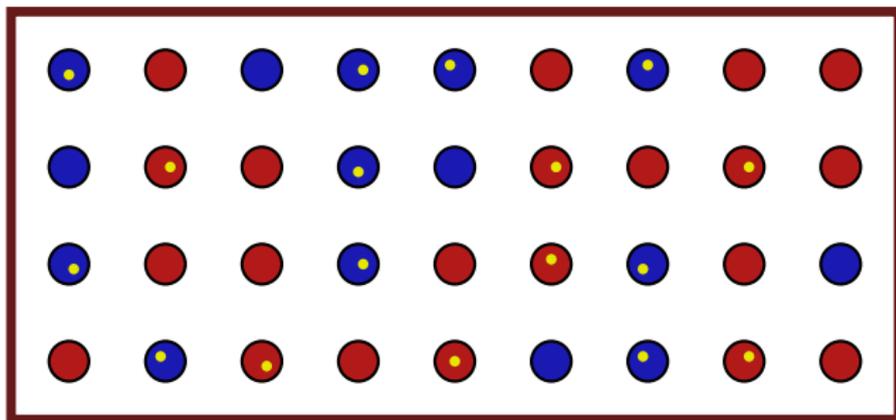
$$P(B \cap G) = \frac{10}{36}$$

$$P(R \cap \neg G) = \frac{14}{36}$$

$$P(B \cap \neg G) = \frac{5}{36}$$



Alcune delle biglie hanno un puntino giallo:

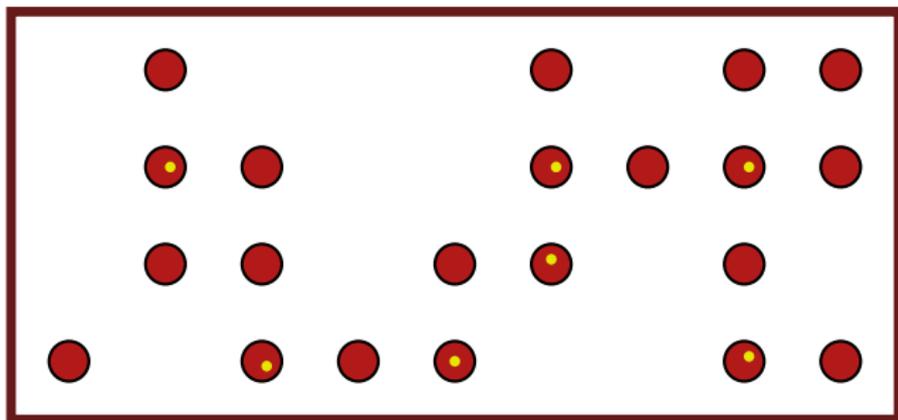


Se la biglia estratta è **rossa**, con che probabilità ha un **puntino**?

È come se sapere il colore riducesse lo spazio campionario a R .



Alcune delle biglie hanno un **puntino giallo**:



Se la biglia estratta è **rossa**, con che probabilità ha un **puntino**?

È come se sapere il colore riducesse lo spazio campionario a R .

La probabilità di avere un **puntino giallo** è: $\frac{|R \cap G|}{|R|} = \frac{7}{21}$

Notiamo per uso futuro $\frac{P(R \cap G)}{P(R)} =$



Se A e B sono eventi e $P(B) \neq 0$ definiamo

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

Si legge: **probabilità di A condizionata a B** o anche **(dato B)**.

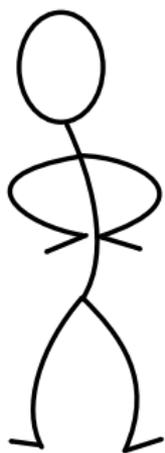
Con riferimento all'esempio possiamo calcolare:

$$P(G|R) = \frac{|R \cap G|}{|R|} = \frac{7}{21} = \frac{1}{3} \quad P(G|B) = \frac{|B \cap G|}{|B|} = \frac{10}{15} = \frac{2}{3}$$

$$P(R|G) = \frac{|R \cap G|}{|G|} = \frac{7}{17} \quad P(B|G) = \frac{|B \cap G|}{|G|} = \frac{10}{17}$$

Osserviamo che il **colore** dà informazioni sul **puntino** e viceversa:

$$P(G) = \frac{17}{36} \quad P(R) = \frac{21}{36} = \frac{7}{12}, \quad P(B) = \frac{15}{36} = \frac{5}{12}$$



Lo spazio campionario contiene persone appartenenti ai seguenti gruppi di età:

$$A_1 = [60, 65) \quad A_2 = [65, 70) \quad A_3 = [70, 75) \quad A_4 = [75, \infty).$$

Sappiamo che

$$P(A_1) = 0.45 \quad P(A_2) = 0.28 \quad P(A_3) = 0.20 \quad P(A_4) = 0.07.$$

Dalla letteratura è noto che la probabilità di sviluppare la cataratta nei successivi 5 anni per questi gruppi di età è rispettivamente 0.024, 0.046, 0.088, 0.153. Qual è la probabilità per i membri della nostra popolazione?

Sia C l'evento "sviluppare la cataratta nei successivi 5 anni".

Vogliamo calcolare $P(C)$. Conosciamo:

$$P(C|A_1) = 0.024 \quad P(C|A_2) = 0.046 \quad P(C|A_3) = 0.088 \quad P(C|A_4) = 0.153.$$

Gli eventi A_i sono **disgiunti** e la loro **unione è Ω** quindi

$$C = \bigcup_{i=1}^4 (C \cap A_i)$$

$$P(C) = P\left(\bigcup_{i=1}^4 C \cap A_i\right) = \sum_{i=1}^4 P(C \cap A_i) = \sum_{i=1}^4 P(A_i) \cdot P(C|A_i) = 0.052$$

Generalizzando il procedimento usato nell'esempio precedente otteniamo:

Se A_1, \dots, A_n sono eventi

mutuamente esclusivi ed **esaustivi**

= A due a due disgiunti
e la loro unione è Ω .

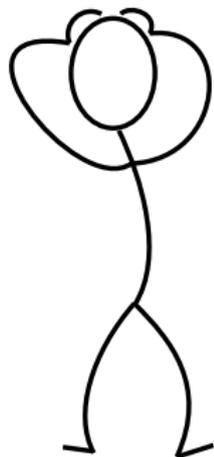
= Formano una
partizione di Ω .

e tali che $P(A_i) \neq 0$ per tutti gli i .

Sia C è un qualsiasi altro evento.

Allora

$$P(C) = \sum_{i=1}^n P(A_i) \cdot P(C|A_i).$$



Una popolazione contiene persone appartenenti ai seguenti gruppi:

gruppo A gruppo $B = \neg A$ malati M sani $S = \neg M$

Sappiamo che:

$$P(A) = 0.4 \quad P(B) = 0.6 \quad P(M|A) = 0.25 \quad P(M|B) = 0.07$$

Qual è la probabilità che una persona malata appartenga al gruppo A ?

In altre parole, dobbiamo calcolare $P(A|M)$.

$$\begin{aligned} P(A|M) &= \frac{P(A \cap M)}{P(M)} = \frac{P(A \cap M) \cdot P(A)}{P(M) \cdot P(A)} = \frac{P(M|A) \cdot P(A)}{P(M)} = \\ &= \frac{P(M|A) \cdot P(A)}{P(M|A)P(A) + P(M|B)P(B)} = 0.7 \end{aligned}$$

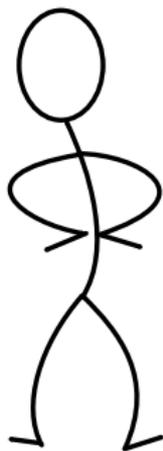
Generalizzando il procedimento usato nell'esempio precedente otteniamo:

Per ogni coppia di eventi C e D di probabilità $\neq 0$ vale

$$P(C|D) = \frac{P(D|C) \cdot P(C)}{P(D)}$$

Formulazione
alternativa

$$= \frac{P(D|C) \cdot P(C)}{P(D|C)P(C) + P(D|\neg C)P(\neg C)}$$



- Let $+$ and $-$ be the events that the result of a diagnostic test is positive or negative respectively
- Let D and $\neg D$ be the event that the subject of the test has or does not have the disease respectively
- The **sensitivity** is the probability that the test is positive given that the subject actually has the disease, $P(+ | D)$
- The **specificity** is the probability that the test is negative given that the subject does not have the disease, $P(- | \neg D)$

- The **positive predictive value** is the probability that the subject has the disease given that the test is positive, $P(D | +)$
- The **negative predictive value** is the probability that the subject does not have the disease given that the test is negative, $P(\neg D | -)$
- The **prevalence of the disease** is the marginal probability of disease, $P(D)$

- A study comparing the efficacy of HIV tests, reports on an experiment which concluded that HIV antibody tests have a sensitivity of 99.7% and a specificity of 98.5%
- Suppose that a subject, from a population with a .1% prevalence of HIV, receives a positive test result. What is the probability that this subject has HIV?
- Mathematically, we want $P(D | +)$ given the sensitivity, $P(+ | D) = .997$, the specificity, $P(- | \neg D) = .985$, and the prevalence $P(D) = .001$

$$\begin{aligned}P(D | +) &= \frac{P(+ | D)P(D)}{P(+ | D)P(D) + P(+ | \neg D)P(\neg D)} \\&= \frac{P(+ | D)P(D)}{P(+ | D)P(D) + \{1 - P(- | \neg D)\}\{1 - P(D)\}} \\&= \frac{.997 \times .001}{.997 \times .001 + .015 \times .999} \\&= .062\end{aligned}$$

- In this population a positive test result only suggests a 6% probability that the subject has the disease
- (The positive predictive value is 6% for this test)

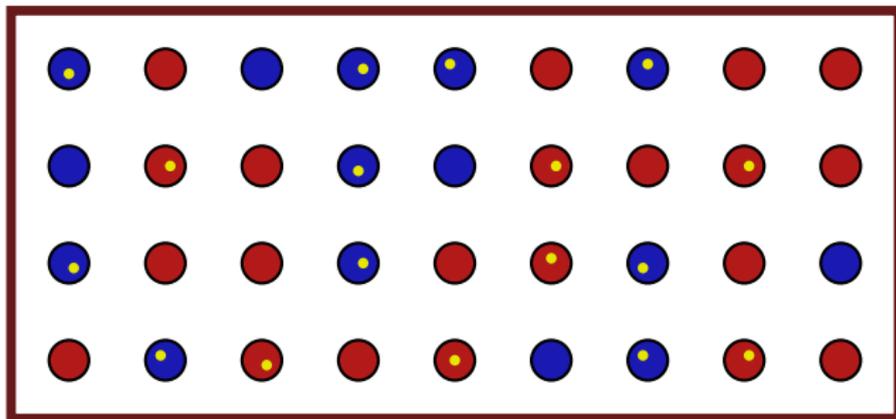
- The low positive predictive value is due to low prevalence of disease and the somewhat modest specificity
- Suppose it was known that the test was taken in South Africa where the prevalence is estimated to be around 20%

$$\begin{aligned}P(D | +) &= \frac{P(+ | D)P(D)}{P(+ | D)P(D) + P(+ | \neg D)P(\neg D)} \\&= \frac{P(+ | D)P(D)}{P(+ | D)P(D) + \{1 - P(- | \neg D)\}\{1 - P(D)\}} \\&= \frac{.997 \times .2}{.997 \times .2 + .015 \times .8} \\&= .943\end{aligned}$$

Indipendenza stocastica

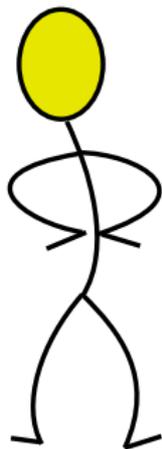


Alcune delle biglie hanno un puntino giallo:

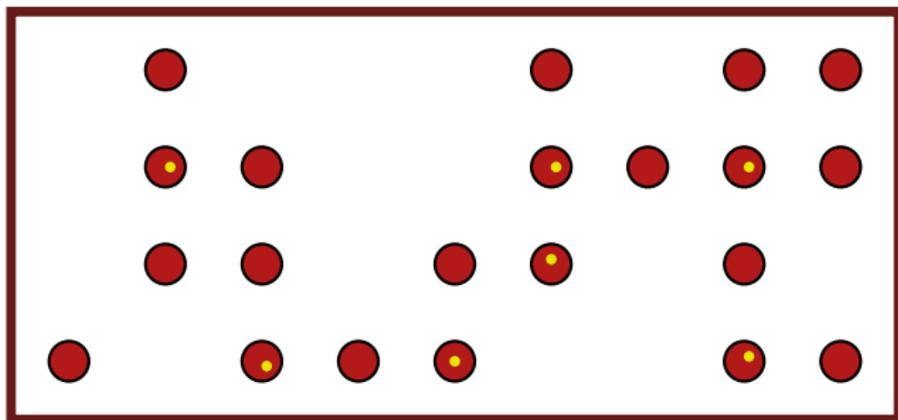


$$P(G) = \frac{17}{36}$$

È informativo sapere che il colore è rosso?



Alcune delle biglie hanno un **puntino giallo**:



$$P(G) = \frac{7}{21} = \frac{1}{3}$$

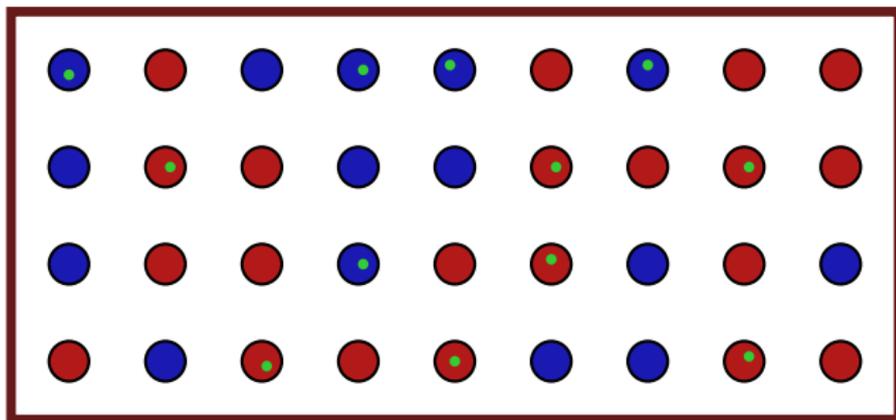
È informativo sapere che il colore è **rosso**?

$$P(G|R) = \frac{7}{21} = \frac{1}{3}$$

Sapere che la biglia è **rossa** ci informa che il **puntino giallo** è più improbabile

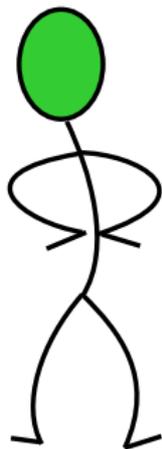


Alcune delle biglie hanno un **puntino verde**:

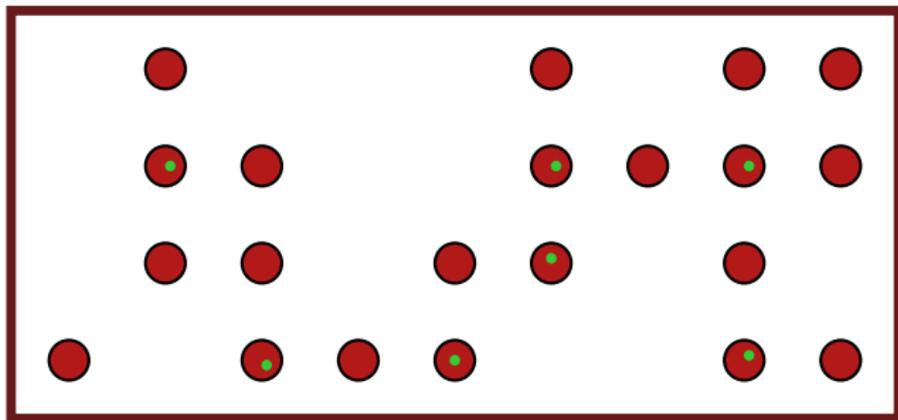


$$P(V) = \frac{12}{36} = \frac{1}{3}$$

È informativo sapere che il colore è rosso?



Alcune delle biglie hanno un **puntino verde**:



$$P(V) = \frac{12}{36} = \frac{1}{3}$$

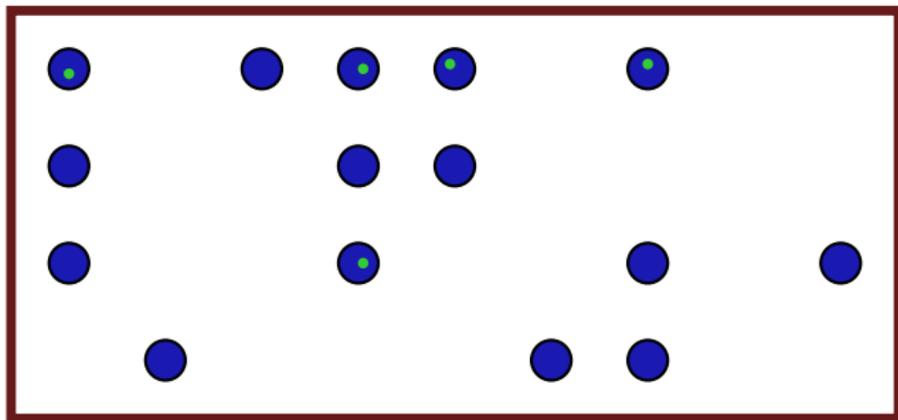
È informativo sapere che il colore è **rosso**?

$$P(V|R) = \frac{7}{21} = \frac{1}{3}$$

Sapere che la biglia è **rossa** non dà alcuna informazione sul **puntino verde**.



Alcune delle biglie hanno un **puntino verde**:



$$P(V) = \frac{12}{36} = \frac{1}{3}$$

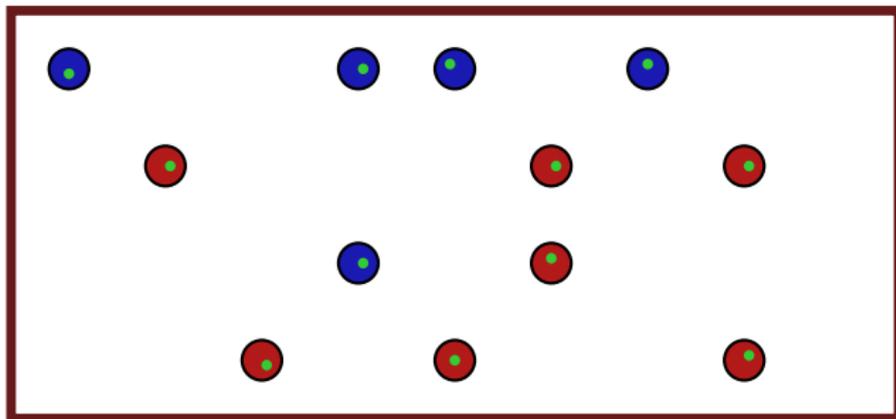
È informativo sapere che il colore è **blu**?

$$P(V|B) = \frac{5}{15} = \frac{1}{3}$$

Sapere che la biglia è **blu** non dà alcun informazione sul **puntino verde**.



Alcune delle biglie hanno un **puntino verde**:



E viceversa: il **puntino verde** non dà informazioni sul **colore**.

$$P(R|V) = \frac{7}{12}$$

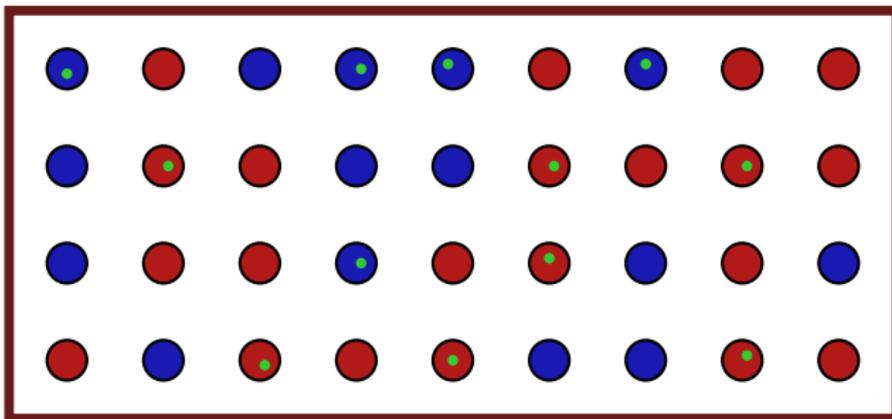
$$P(B|V) = \frac{5}{12}$$

$$P(R) = \frac{21}{36}$$

$$P(B) = \frac{15}{36}$$



Alcune delle biglie hanno un **puntino verde**:



Diremo che R e V sono **eventi indipendenti**

Idem per B e V



Due eventi A e B si dicono **indipendenti** se

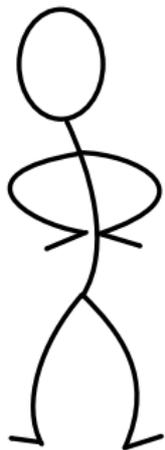
$$P(A \cap B) = P(A) P(B)$$

Equivalentemente (ma dobbiamo richiedere $P(B) \neq 0$) se

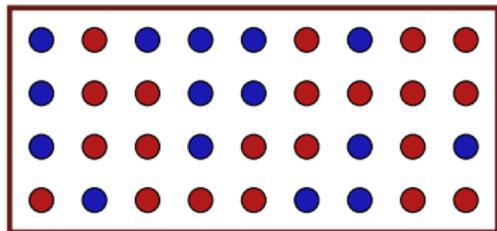
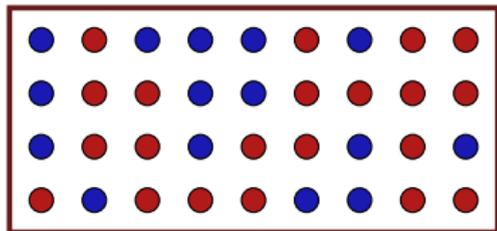
$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = P(A)$$

E/o, simmetricamente, (richiedendo $P(A) \neq 0$) se

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



I risultati dell'estrazione da due urne sono eventi indipendenti.



I seguenti eventi sono tra loro indipendenti:

estrarre una biglia **rossa** dalla prima urna

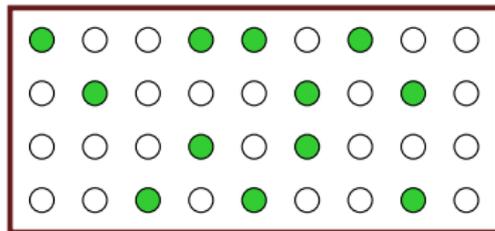
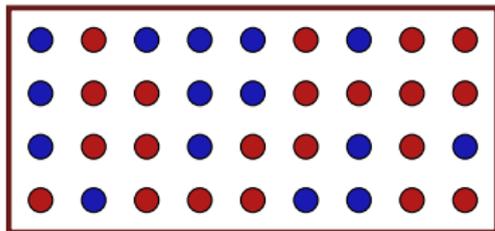
 $R \times U$

estrarre una biglia **blu** dalla seconda urna

 $U \times B$

$$P(R \times U \cap U \times B) = P(R \times B) = P(R) \cdot P(B) = P(R \times U) \cdot P(U \times B)$$

L'indipendenza permette la seguente rappresentazione:



L'estrazione di una biglia con **puntino** è equivalente a 2 estrazioni.

Dalla prima urna estraiamo una biglia e dalla seconda un puntino.

Ovvero è come lavorare in uno spazio prodotto.

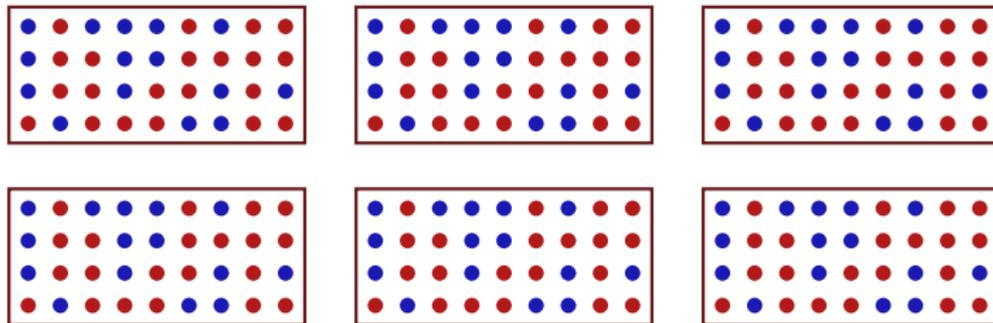
N.B. La probabilità nello spazio prodotto è per definizione proprio il prodotto della probabilità.



La distribuzione binomiale



Abbiamo 6 urne con identico contenuto e da ognuna estraiamo una biglia.

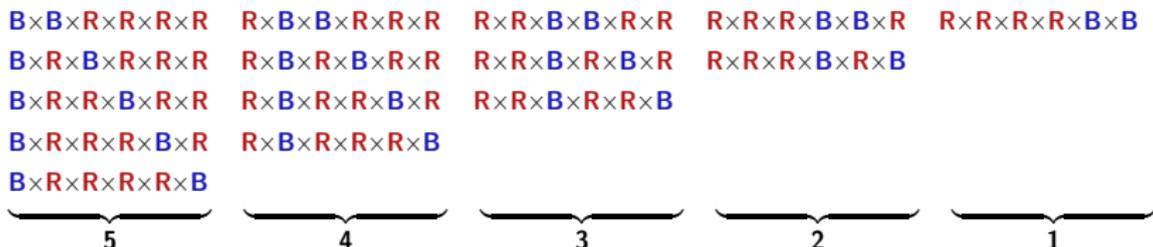


Qual è la probabilità di ottenere esattamente 4 biglie rosse e 2 biglie blu?

Ovviamente, per risparmiare urne e biglie potremmo estrarre 6 volte dalla stessa urna, reimbussolando ogni volta la biglia estratta.

Lo spazio campionario è $U^6 = \{\text{sequenze di biglie di lunghezza } 6\}$.

L'evento 4 biglie rosse e 2 biglie blu è unione dei seguenti insiemi:



Calcoliamo per esempio la probabilità dell'evento

$$P(R \times R \times R \times R \times B \times B) = P(R)^4 P(B)^2$$

Ma anche per tutti gli altri 15 eventi il risultato è lo stesso $P(R)^4 P(B)^2$.

N.B. Sono eventi tra loro disgiunti.

$$P(\{4 \text{ rosse e } 2 \text{ blu}\}) = 15 P(R)^4 P(B)^2 = 15 \left(\frac{21}{36}\right)^4 \left(\frac{15}{36}\right)^2.$$

Distribuzione binomiale (3)

Abbiamo n copie identiche della solita urna U .

Qual è la probabilità di estrarre k biglie rosse e $n - k$ biglie blu?

Dall'esempio precedente è chiaro che la risposta ha la forma:

$$C_{n,k} P(R)^k P(B)^{n-k}$$

ovvero, $C_{n,k} P(R)^k (1 - P(R))^{n-k}$

Rimane da determinare il coefficiente $C_{n,k}$.

$$C_{n,k} = \left| \{ \text{eventi } R \times B \times \dots \times R \times B \times R \text{ con } k \text{ volte } R \text{ e } n - k \text{ volte } B \} \right|$$



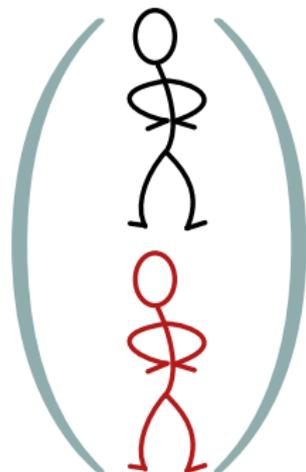
coefficienti binomiali

$$C_{n,k} = \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

Si legge: **n su k** .

In inglese: **n choose k** .

I numeri $\binom{n}{k}$ si chiamano **coefficienti binomiali**.



Distribuzione binomiale (8)

Abbiamo n copie identiche della solita urna U .

Qual è la probabilità di estrarre k biglie rosse e $n - k$ biglie blu?

Dall'esempio precedente è chiaro che la risposta ha la forma:

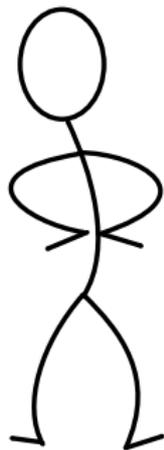
$$\binom{n}{k} P(R)^k P(B)^{n-k} = \binom{n}{k} P(R)^k (1 - P(R))^{n-k}$$

I coefficiente richiesto è $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$.

$$\binom{n}{k} = \left| \{ \text{eventi } R \times B \times \dots \times R \times B \times R \text{ con } k \text{ volte } R \text{ e } n - k \text{ volte } B \} \right|$$

coefficienti binomiali

Variabili aleatorie (v.a.)



Una **variabile aleatoria** (quantitativa)

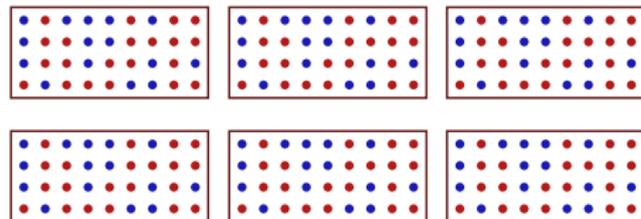
In inglese **random variable (r.v.)**

è una funzione $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$.

Per il momento vedremo solo v.a. **discrete**
che sono funzioni $X : \Omega \rightarrow \mathbb{N}$

Esempi:

$$\Omega = \mathbf{U}^6 = \{ \langle b_1, \dots, b_6 \rangle : b_i \in \mathbf{U} \}$$

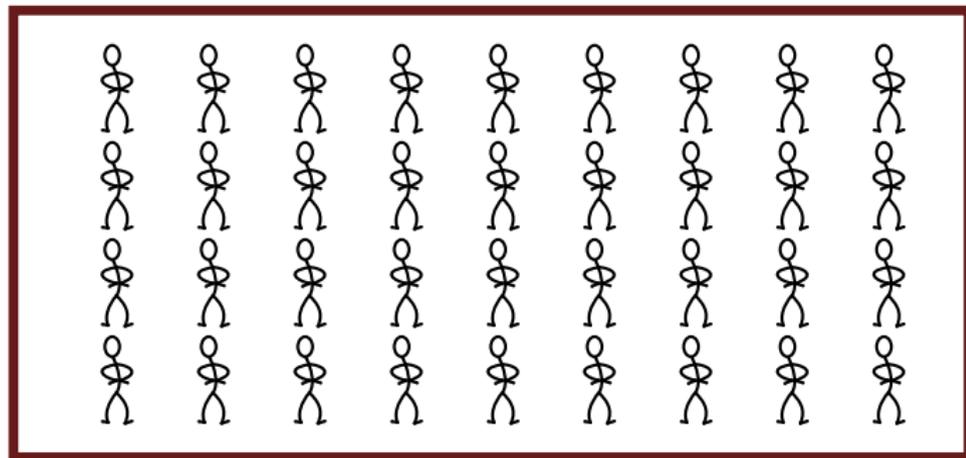


Le seguenti sono variabili aleatorie:

- $X : \langle b_1, \dots, b_6 \rangle \mapsto$ numero di biglie **rosse** in $\{b_1, \dots, b_6\}$.
- $X : \langle b_1, \dots, b_6 \rangle \mapsto$ minimo i tale che b_i è **blu**, altrimenti 0.
- $X : \langle b_1, \dots, b_6 \rangle \mapsto$ massimo numero di biglie **rosse** consecutive.

NonEsempio: $X : \mathbf{U} \rightarrow \{ \text{rosso}, \text{blu} \}$, **v.a. qualitativa** ~~quantitativa~~ **qualitativa**.

Lo spazio campionario Ω è una popolazione di persone.



Le seguenti sono
variabili aleatorie:

- X :  \mapsto altezza in millimetri.
- X :  \mapsto peso in grammi.

Più precisamente: una **variabile aleatoria** quantitativa $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

è tale che $\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq r\} \in \mathcal{E}$ per ogni $r \in \mathbb{R}$.

NonEsempio (in **U**): X è il numero della riga in cui occorre la biglia.

Scriveremo **$P(X \leq r)$** per $P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq r\})$.

Scriveremo **$P(X = r)$** per $P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) = r\})$.

Se X è una v.a. discreta, la funzione $r \mapsto P(X = r)$

si chiama la **distribuzione** di X .

In inglese **probability mass function (p.m.f.)**

Se $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ sono due variabili aleatorie, anche le seguenti lo sono:

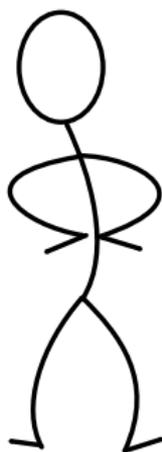
▶ $X + Y : \omega \mapsto X(\omega) + Y(\omega);$

▶ $X \cdot Y : \omega \mapsto X(\omega) \cdot Y(\omega);$

▶ $e^X : \omega \mapsto e^{X(\omega)};$

▶ ecc. ecc. . . .

Esempio: Se Ω è un gruppo di persone, X il peso e Y l'altezza. Allora anche il BMI (body mass index) è una variabile aleatoria.



Per $i = 1, 2$ siano $X_i : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ due variabili aleatorie discrete.

Diremo che sono indipendenti se per ogni $r_i \in \mathbb{R}$

$$P(X_1=r_1 \text{ e } X_2=r_2) = P(X_1=r_1) \cdot P(X_2=r_2)$$

Esempio:

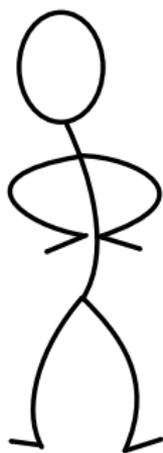
X_1 è il primo risultato di due lanci di un dado;

X_2 è il secondo risultato.

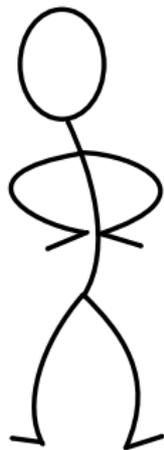
NonEsempio:

X_1 è il primo risultato di due lanci di un dado;

X_2 è la somma del risultato dei due lanci.



Distribuzione binomiale



Sia $\langle \Omega, \mathcal{E}, P \rangle$ uno spazio di probabilità.

Siano B e R due eventi tali che $B = \neg R$

Sia $p = P(B)$ e quindi $P(R) = P(\neg B) = 1 - p$.

spesso si scrive q per $1 - p$

La variabile aleatoria $X : \Omega^n \rightarrow \mathbb{R}$ così definita:

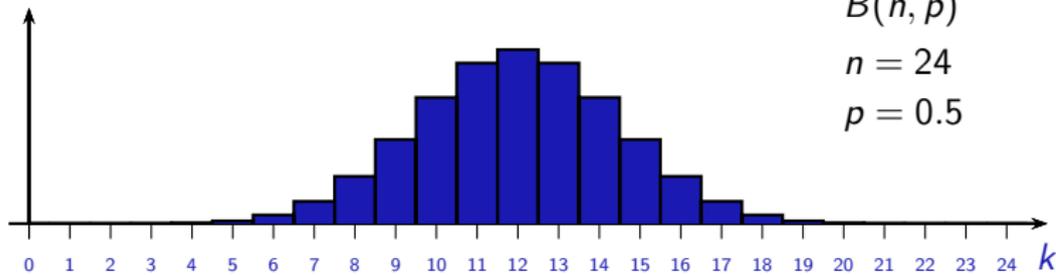
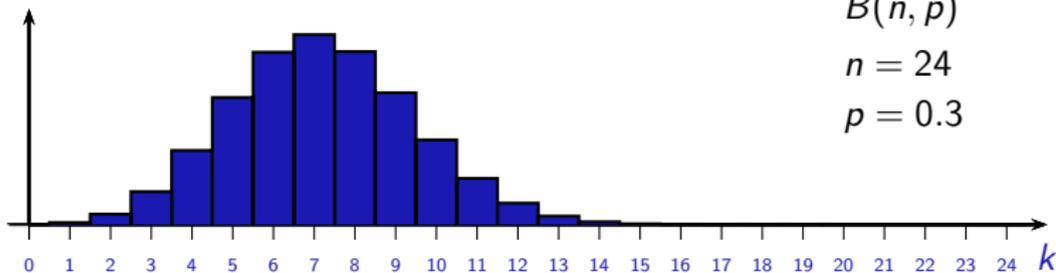
$$X(\langle x_1, \dots, x_n \rangle) = |\{i : x_i \in B\}|$$

Si dice **v.a. binomiale** di parametri n e p .

Si indica con $B(n, p)$.

Per quanto visto $P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$.

$B(1, p)$ si dice **v.a. di Bernoulli**.

$P(X=k)$  $B(n, p)$ $n = 24$ $p = 0.5$ $P(X=k)$  $B(n, p)$ $n = 24$ $p = 0.3$ 