

BREVI CENNI DI

CALCOLO DELLE PROBABILITA'

# SPAZI DI PROBABILITA' FINITI

$S$  : SPAZIO DEI CAMPIONI (FINITO)  
(E' L'INSIEME DI TUTTI I POSSIBILI RISULTATI  
DI UN ESPERIMENTO ALEATORIO)

$i \in S$  : EVENTO ELEMENTARE / ESITO DELL'ESPERIMENTO

$A \subseteq S$  : EVENTO

$S$  : EVENTO CERTO

$\emptyset$  : EVENTO NULLO

$A, B \subseteq S$  T.C.  $A \cap B = \emptyset$  : EVENTI MUTUAMENTE ESCLUSIVI

## ESEMPIO

PER L'ESPERIMENTO DEL LANCIO DI DUE MONETE  
DISTINGUIBILI:

$$S = \{TT, TC, CT, CC\}$$

EVENTO DI OTTENERE ESATTAMENTE UNA TESTA:  $\{TC, CT\}$

## ASSIOMI DI PROBABILITÀ

UNA DISTRIBUZIONE DI PROBABILITÀ IN UNO SPAZIO DI CAMPIONI  $S$  È UNA FUNZIONE REALE  $Pr\{\}$  (PROBABILITÀ) SULL'INSIEME DEGLI EVENTI DI  $S$  CHE SODDISFA GLI ASSIOMI DI PROBABILITÀ

1.  $Pr\{A\} \geq 0$ , PER OGNI EVENTO  $A \subseteq S$

2.  $Pr\{S\} = 1$

3.  $Pr\{A \cup B\} = Pr\{A\} + Pr\{B\}$ , PER QUALSIASI COPPIA  $A, B$  DI EVENTI MUTUAMENTE ESCLUSIVI

$Pr\{\bigcup_i A_i\} = \sum_i Pr\{A_i\}$ , PER QUALSIASI SEQUENZA FINITA (O NUMERABILE) DI EVENTI MUTUAMENTE ESCLUSIVI A COPPIE

## ALCUNE SEMPLICI PROPRIETÀ

$$- \Pr\{A\} = \Pr\{A \cup \emptyset\} = \Pr\{A\} + \Pr\{\emptyset\} \Rightarrow \Pr\{\emptyset\} = 0$$

$$- A \subseteq B \Rightarrow \Pr\{B\} = \Pr\{A \cup (B \setminus A)\} = \Pr\{A\} + \Pr\{B \setminus A\} \\ \geq \Pr\{A\}$$

PER  $A \subseteq B$ , PONIAMO  $\bar{A} = S \setminus A$  (EVENTO COMPLEMENTARE)

$$- 1 = \Pr\{S\} = \Pr\{A \cup \bar{A}\} = \Pr\{A\} + \Pr\{\bar{A}\} \Rightarrow \Pr\{\bar{A}\} = 1 - \Pr\{A\}$$

-  $A, B$  EVENTI QUALSIASI  $\rightarrow$

$$\Pr\{A \cup B\} = \Pr\{A\} + \Pr\{B\} - \Pr\{A \cap B\} \\ \leq \Pr\{A\} + \Pr\{B\}$$

## ESEMPIO

$$S = \{TT, TC, CT, CC\}$$

SUPPONIAMO CHE  $Pr\{TT\} = Pr\{TC\} = Pr\{CT\} = Pr\{CC\} = \frac{1}{4}$ .

ALLORA

- probabilità di ottenere almeno una testa =  $Pr\{TT, TC, CT\} = \frac{3}{4}$
- probabilità di ottenere due monete diverse =  $Pr\{TC, CT\} = \frac{1}{2}$

## DISTRIBUZIONI DI PROBABILITA' DISCRETE

- SONO DISTRIBUZIONI DI PROBABILITA' DEFINITE IN UNO SPAZIO DI CAMPIONI FINITO O INFINITO NUMERABILE

$$- \Pr\{A\} = \sum_{s \in A} \Pr\{s\}$$

- SE  $S$  E' FINITO E PER OGNI  $s \in S$  SI HA  $\Pr\{s\} = \frac{1}{|S|}$   
SI HA UNA DISTRIBUZIONE DI PROBABILITA' UNIFORME IN  $S$

## ESEMPIO

-  $n$  LANCI DI UNA MONETA PERFETTA ( $\Pr\{T\} = \Pr\{C\} = \frac{1}{2}$ )

DISTRIBUZIONE DI PROBABILITA' UNIFORME IN  $S = \{T, C\}^n$

- OGNI EVENTO ELEMENTARE IN  $S$  HA PROBABILITA'  $\frac{1}{2^n}$

- SIA  $A = \{ \text{SI OTTENGONO ESATTAMENTE } k \text{ TESTE} \}$

$$\text{SI HA: } |A| = \binom{n}{k} \Rightarrow \Pr\{A\} = \binom{n}{k} / 2^n$$

(E' UN CASO PARTICOLARE DI DISTRIBUZIONE BINOMIALE)



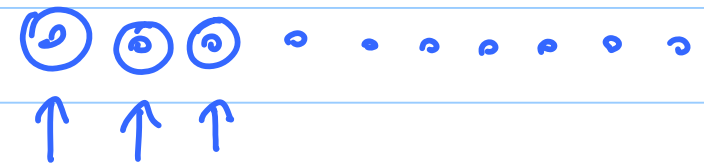
## ESERCIZIO

DA UN MAZZO DI 10 CARTE NUMERATE DALL'1 AL 10 NE VENGONO RIMOSSE 3, UNA ALLA VOLTA.

QUAL E' LA PROBABILITA' CHE LE CARTE RIMOSSE SIANO SELEZIONATE IN ORDINE CRESCENTE?

## SOLUZIONE

$$\# \text{ terne} = 10 \cdot 9 \cdot 8$$



$10 \cdot 9 \cdot 8$  terne ordinate

$$\# \text{ terne crescenti} = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8}{6}$$

$$\text{probabilità che una terna sia ordinata} = \frac{\frac{10 \cdot 9 \cdot 8}{6}}{10 \cdot 9 \cdot 8} = \frac{1}{6}$$

# PROBABILITA' CONDIZIONATA

- COME CALCOLARE LA PROBABILITA' CHE SI VERIFICHINO UN CERTO EVENTO  $A$  DATO IL VERIFICARSI DI UN ALTRO EVENTO  $B$  ?

- SIA  $B$  UN EVENTO TALE CHE  $Pr\{B\} \neq 0$ .

ALLORA DEFINIAMO

$$Pr\{A|B\} =_{\text{def}} \frac{Pr\{A \cap B\}}{Pr\{B\}} \quad (\text{PROBABILITA' CONDIZIONATA})$$

ESEMPIO  $S = \{TT, TC, CT, CC\}$

$A = \{ \text{SI OTTENGONO DUE TESTE} \}$

$B = \{ \text{SI OTTIENE ALMENO UNA TESTA} \}$

$$Pr\{A|B\} = \left(\frac{1}{4}\right) / \left(\frac{3}{4}\right) = \frac{1}{4} \cdot \frac{4}{3} = \frac{1}{3}$$

## ESERCIZIO

SIA  $B$  UN EVENTO AVENTE PROBABILITA' NON NULLA.

DIMOSTRARE CHE  $Pr\{A|B\} + Pr\{\bar{A}|B\} = 1$ .

DIM

$$Pr\{A|B\} = \frac{Pr\{A \cap B\}}{Pr\{B\}} \quad ; \quad Pr\{\bar{A}|B\} = \frac{Pr\{\bar{A} \cap B\}}{Pr\{B\}},$$

POICHE'  $A \cap B$  E  $\bar{A} \cap B$  SONO MUTUAMENTE ESCLUSIVI,  
SI HA:

$$\begin{aligned} Pr\{A \cap B\} + Pr\{\bar{A} \cap B\} &= Pr\{(A \cap B) \cup (\bar{A} \cap B)\} \\ &= Pr\{(A \cup \bar{A}) \cap B\} = Pr\{S \cap B\} = Pr\{B\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{QUINDI: } Pr\{A|B\} + Pr\{\bar{A}|B\} &= \frac{Pr\{A \cap B\}}{Pr\{B\}} + \frac{Pr\{\bar{A} \cap B\}}{Pr\{B\}} \\ &= \frac{Pr\{A \cap B\} + Pr\{\bar{A} \cap B\}}{Pr\{B\}} = \frac{Pr\{B\}}{Pr\{B\}} = 1. \end{aligned}$$

## EVEN TI IN DI PEN DEN TI

-  $A, B$  SONO IN DI PEN DEN TI SE  $Pr\{A \cap B\} = Pr\{A\} \cdot Pr\{B\}$ .

- SE  $Pr\{B\} \neq 0$ , CIO' EQUIVALE A  $Pr\{A|B\} = Pr\{A\}$ .

ES.  $A = \{ \text{prima moneta } T \}$   $Pr\{A\} = \frac{1}{2}$   
 $B = \{ \text{una } T \text{ e una } C \}$   $Pr\{B\} = \frac{1}{2}$

$Pr\{A \cap B\} = Pr\{ \text{prima moneta } T, \text{ seconda moneta } C \} = \frac{1}{4}$

DUNQUE  $Pr\{A \cap B\} = Pr\{A\} \cdot Pr\{B\} \Rightarrow A, B$  IN DI PEN DEN TI

## VARIABILI CASUALI DISCRETE

UNA VARIABILE CASUALE (DISCRETA)  $X$  È UNA FUNZIONE REALE SULLO SPAZIO DI CAMPIONI  $S$  (FINITO O NUMERABILE)

$$x \in \mathbb{R}, \quad X = x \stackrel{\text{def}}{=} \{s \in S : X(s) = x\}.$$

$$\text{QUINDI: } \Pr\{X = x\} = \sum_{\substack{s \in S \\ X(s) = x}} \Pr\{s\}$$

-  $f(x) = \Pr\{X = x\}$  : FUNZIONE DI DENSITA' DI PROBABILITA' DELLA VARIABILE CASUALE  $X$

ESEMPIO: LANCIO DI DUE DADI NORMALI A 6 FACCE

- SPAZIO DEI CAMPIONI: 36 EVENTI ELEMENTARI

- GLI EVENTI ELEMENTARI SONO EQUIPROBABILI, CIASCUNO CON PROBABILITA'  $\frac{1}{36}$

-  $X = \underset{\text{def}}{\text{max}}$  tra i due valori che presentano i dadi

-  $\Pr \{ X = 3 \} = \frac{5}{36}$

-  $Y = \underset{\text{def}}{\text{Somma}}$  dei due valori che presentano i dadi

-  $\Pr \{ Y = 1 \} = 0$ ,  $\Pr \{ Y = 2 \} = \frac{1}{36}$ ,  $\Pr \{ Y = 7 \} = \frac{1}{6}$

- SIANO  $X, Y$  VARIABILI CASUALI SU UN MEDESIMO SPAZIO DI CAMPIONI  $S$

LA FUNZIONE  $f(x, y) = \Pr\{X=x, Y=y\}$  E' LA FUNZIONE DENSITA' DI PROBABILITA' CONGIUNTA DI  $X$  E  $Y$

- FISSATO  $y$ , SI HA:

$$\Pr\{Y=y\} = \sum_x \Pr\{X=x, Y=y\}$$

- ANALOGAMENTE, FISSATO  $x$ , SI HA:

$$\Pr\{X=x\} = \sum_y \Pr\{X=x, Y=y\}$$

- SI HA:

$$\Pr\{X=x | Y=y\} = \frac{\Pr\{X=x, Y=y\}}{\Pr\{Y=y\}}$$

- LE VARIABILI CASUALI  $X, Y$  SONO INDIPENDENTI SE  
PER OGNI  $x, y$  GLI EVENTI  $X=x$  E  $Y=y$  SONO  
INDIPENDENTI, CIOE' SE  $Pr\{X=x, Y=y\} = Pr\{X=x\} \cdot Pr\{Y=y\}$ .



## VALORE ATTESO DI UNA VARIABILE CASUALE

(MEDIA)

$$E[X] =_{\text{def}} \sum_x x \Pr\{X=x\}$$

$$\begin{cases} X(T) = +3 \\ X(C) = -2 \end{cases}$$

Es. LANCIO DI 2 MONETE.

- SI VINCONO 3 EURO PER OGNI T
- SI PERDONO 2 EURO PER OGNI C

$$\begin{aligned} E[X] &= 6 \cdot \Pr\{2T\} + 1 \cdot \Pr\{1T, 1C\} - 4 \Pr\{2C\} \\ &= 6 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{1}{2} - 4 \cdot \frac{1}{4} \\ &= 1 \end{aligned}$$

## LINEARITA' DEL VALORE ATTESO

$$- E[X+Y] = E[X] + E[Y]$$

- SIANO  $X$  VARIABILE ALEATORIA,  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$

SI CONSIDERI LA VAR. ALEATORIA  $g(X)$ .

ALLORA:

$$E[g(X)] = \sum_x g(x) \Pr\{X=x\}$$

$$g(x) = ax \Rightarrow E[aX] = a E[X]$$

$$E[aX + bY] = a E[X] + b E[Y]$$

- SE  $X, Y$  SONO INDIPENDENTI, ALLORA

$$\begin{aligned} E[XY] &= \sum_x \sum_y xy \Pr\{X=x, Y=y\} \\ &= \sum_x \sum_y xy \Pr\{X=x\} \Pr\{Y=y\} \\ &= \left( \sum_x x \Pr\{X=x\} \right) \cdot \left( \sum_y y \Pr\{Y=y\} \right) \\ &= E[X] \cdot E[Y] \end{aligned}$$

- PIÙ IN GENERALE, SE  $X_1, X_2, \dots, X_n$  SONO MUTUAMENTE INDIPENDENTI, SI HA:

$$E[X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_m] = E[X_1] \cdot E[X_2] \cdot \dots \cdot E[X_m]$$

- SE  $X: S \rightarrow \mathbb{N}$ , SI HA:

$$E[X] = \sum_{i=0}^{\infty} i \Pr\{X=i\}$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} i (\Pr\{X \geq i\} - \Pr\{X \geq i+1\})$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} \Pr\{X \geq i\}$$

## VARIABILI CASUALI INDICATRICI

- $S$ : SPAZIO DEI CAMPIONI
- $A \subseteq S$ : EVENTO

VARIABILE CASUALE INDICATRICE  $I\{A\}$  ASSOCIATA ALL'EVENTO  $A$ :

$$I\{A\}(s) = \begin{cases} 1 & \text{SE } s \in A \\ 0 & \text{SE } s \notin A \end{cases}$$

ES.  $S = \{T, C\}$ ,  $\Pr\{T\} = \Pr\{C\} = \frac{1}{2}$

$X_T \stackrel{\text{def}}{=} \text{VARIABILE CASUALE INDICATRICE ASSOCIATA ALL'EVENTO } T$

$$\begin{aligned} E[X_T] &= E[I\{T\}] = 1 \cdot \Pr\{T\} + 0 \cdot \Pr\{C\} \\ &= 1 \cdot \frac{1}{2} + 0 \cdot \frac{1}{2} \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

LEMMA SE  $S$  È LO SPAZIO DEI CAMPIONI E  $A$  È UN  
EVENTO IN  $S$ , PONENDO  $X_A \equiv I\{A\}$ , SI HA:

$$E[X_A] = \Pr\{A\}.$$

DM. SI HA:

$$E[X_A] = E[I\{A\}]$$

$$= 1 \cdot \Pr\{A\} + 0 \cdot \Pr\{\bar{A}\} \quad (\bar{A} \equiv S \setminus A)$$

$$= \Pr\{A\}.$$



- PROVE RIPETUTE DI BERNOULLI

ESPERIMENTI (MUTUAMENTE INDIPENDENTI) CON DUE SOLI POSSIBILI RISULTATI:

SUCCESSO, CON PROBABILITA'  $p$

INSUCCESSO, CON PROBABILITA'  $q = 1 - p$

- DALLE PROVE RIPETUTE DI BERNOULLI DERIVANO DUE IMPORTANTI DISTRIBUZIONI DI PROBABILITA':

- DISTRIBUZIONE GEOMETRICA
- DISTRIBUZIONE BINOMIALE

# DISTRIBUZIONE GEOMETRICA

DATA UNA SEQUENZA DI PROVE RIPETUTE DI BERNOULLI (CON PROB. SUCCESSO  $p$ ), QUANTE PROVE RIPETUTE DEVONO ESSERE EFFETTUATE PRIMA DI OTTENERE UN SUCCESSO?

- SIA  $X$  IL NUMERO DI PROVE RIPETUTE RICHIESTE PER OTTENERE UN SUCCESSO

- PER  $k \geq 1$ , SI HA

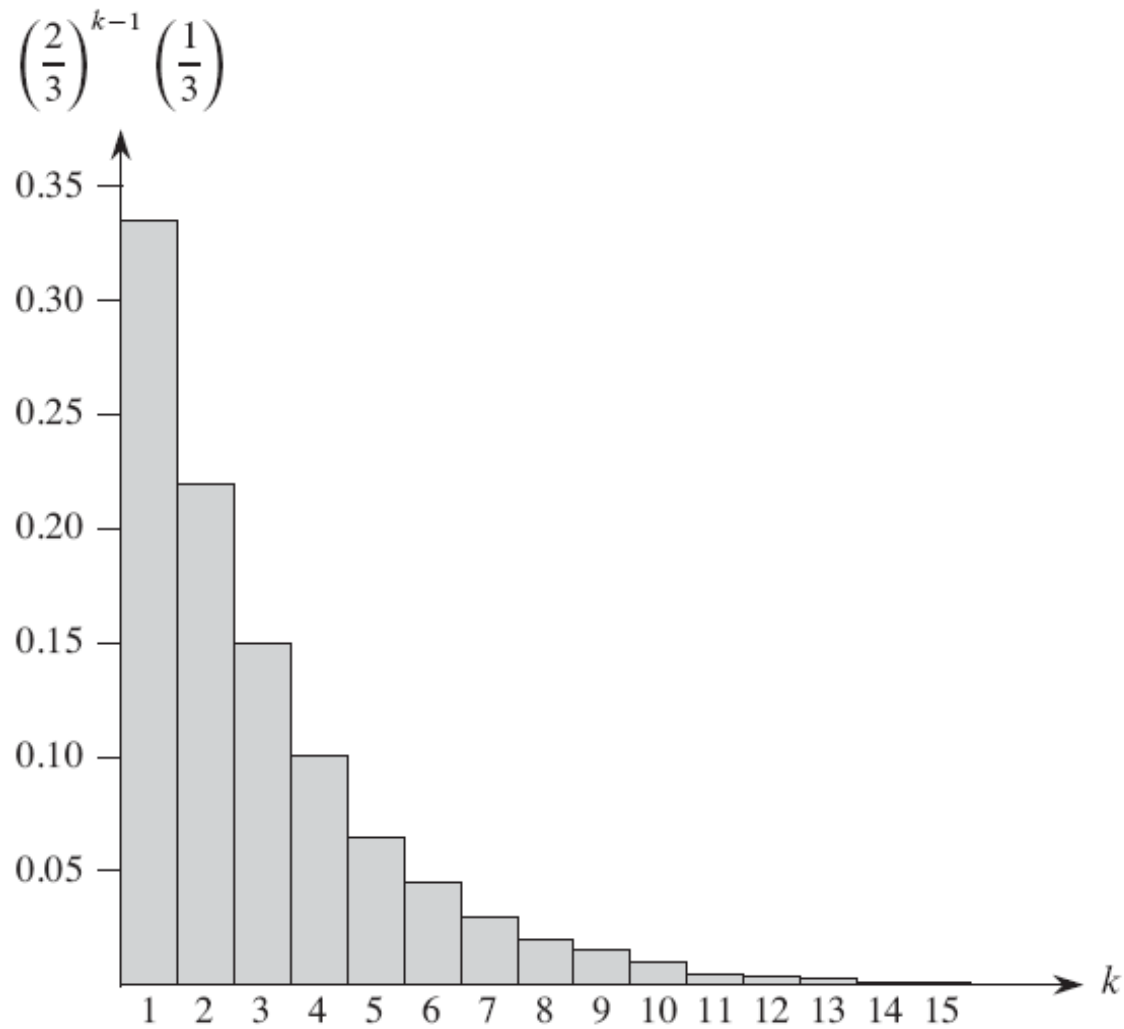
$$Pr \{X = k\} = q^{k-1} \cdot p$$

(DISTRIBUZIONE GEOMETRICA)  
(CON  $q = 1 - p$ )

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot q^{k-1} \cdot p = \frac{p}{q} \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot q^k = \frac{p}{q} \cdot \frac{q}{(1-q)^2} = \frac{1}{p}$$

- DUNQUE IN MEDIA OCCORRONO  $\frac{1}{p}$  PROVE RIPETUTE PER OTTENERE UN SUCCESSO,





**Figure C.1** A geometric distribution with probability  $p = 1/3$  of success and a probability  $q = 1 - p$  of failure. The expectation of the distribution is  $1/p = 3$ .

## DISTRIBUZIONE BINOMIALE

QUANTI SUCCESSI SI VERIFICANO DURANTE  $n$  PROVE  
RIPETUTE DI BERNOULLI CON PROBABILITA' DI SUCCESSO  $p$   
(E DI INSUCCESSO  $q=1-p$ ) ?

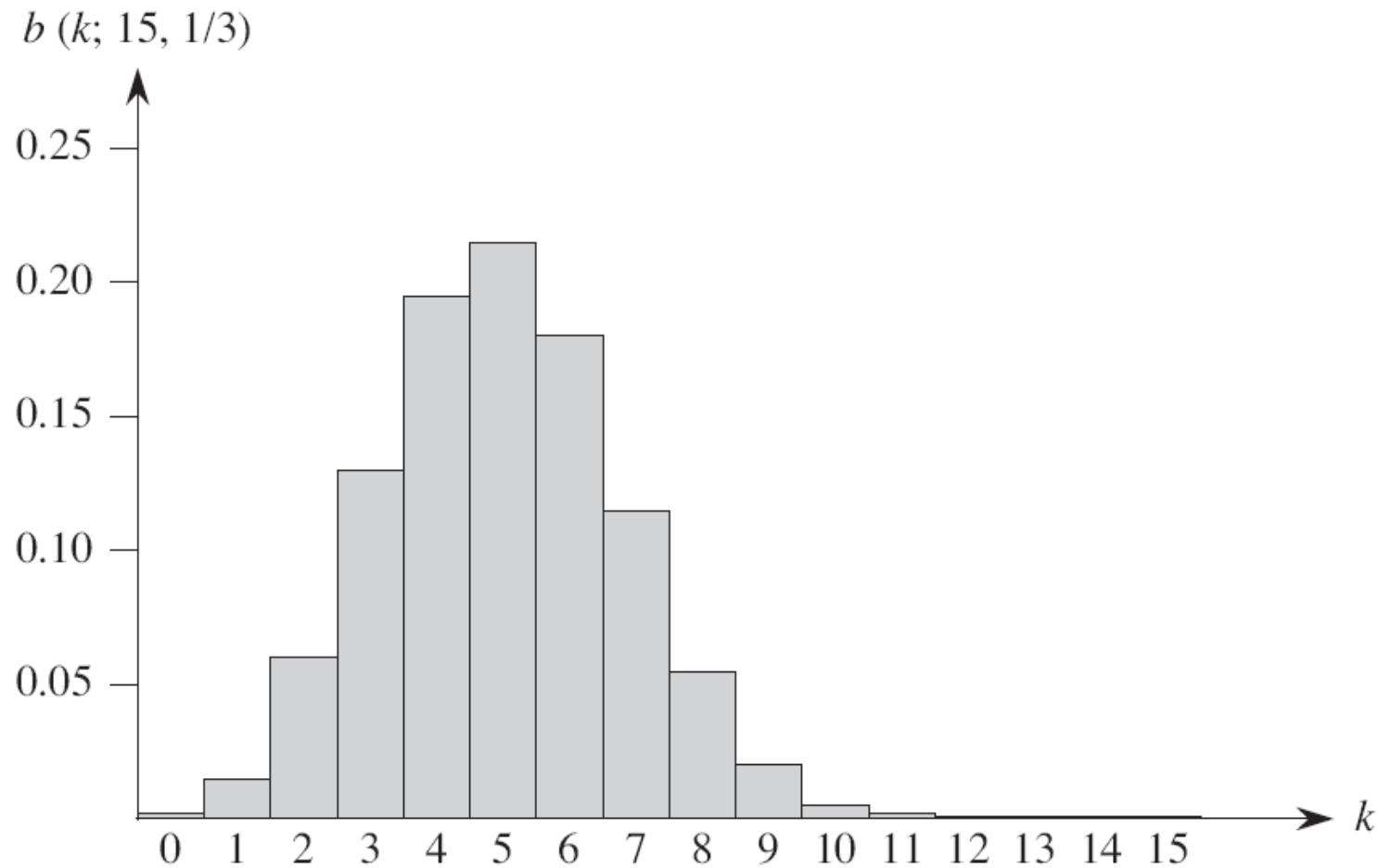
- SIA  $X$  IL NUMERO DI SUCCESSI IN  $n$  PROVE RIPETUTE,

- PER  $k=0, 1, 2, \dots, n$ , SI HA :

$$Pr \{ X=k \} = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \quad (\text{DISTRIBUZIONE BINOMIALE})$$

- PONIAMO:  $b(k; n, p) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$

$$\begin{aligned} \text{- SI HA: } \sum_{k=0}^n b(k; n, p) &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= (p + (1-p))^n = 1 \end{aligned}$$



**Figure C.2** The binomial distribution  $b(k; 15, 1/3)$  resulting from  $n = 15$  Bernoulli trials, each with probability  $p = 1/3$  of success. The expectation of the distribution is  $np = 5$ .

$$E[X] = \sum_{k=0}^n k \Pr\{X=k\}$$

$$= \sum_{k=1}^n k \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^n k \cdot \frac{n}{k} \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= np \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-k}$$

$$= np \sum_{k=0}^{n-1} \binom{n-1}{k} p^k (1-p)^{(n-1)-k}$$

$$= np \sum_{k=0}^{n-1} b(k; n-1, p)$$

$$= np$$

# CALCOLO DI $E[X]$ MEDIANTE LE VARIABILI CASUALI INDICATRICI

- SIA  $X_i = I \{ \text{nell' } i\text{-esima prova ha successo} \}$

- DUNQUE,  $X = \sum_{i=1}^n X_i$

- SI HA:  $E[X] = E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n E[X_i]$

$$= \sum_{i=1}^n \Pr \{ \text{successo} \} = \sum_{i=1}^n p = n \cdot p .$$

## ESERCIZIO

SI ABBIA UNA MONETA "TRUCCATA" TALE CHE

$$\Pr\{T\} = p, \quad \Pr\{C\} = 1-p, \quad \text{CON } p \neq \frac{1}{2}.$$

COME FARE A SIMULARE UNA MONETA NON TRUCCATA?

## ESERCIZIO

SI ABBIA UNA MONETA "TRUCCATA" TALE CHE

$$\Pr\{T\} = p, \quad \Pr\{C\} = 1-p, \quad \text{CON } p \neq \frac{1}{2}.$$

COME FARE A SIMULARE UNA MONETA NON TRUCCATA?

## SOLUZIONE

Moneta\_Onesta()

while true

do  $x = \text{Lancio\_Moneta\_Truccata}()$

$y = \text{Lancio\_Moneta\_Truccata}()$

if  $x \neq y$

then return  $x$

end while;

$$Pr\{TC\} = Pr\{CT\} = p(1-p)$$

$$Pr\{CC\} = (1-p)^2$$

$$Pr\{TC \vee CT\} = 2p(1-p)$$

$$Pr\{TC | TC \vee CT\} = \frac{Pr\{TC\}}{Pr\{TC \vee CT\}} = \frac{p(1-p)}{2p(1-p)} = \frac{1}{2}$$

$$Pr\{CT | TC \vee CT\} = \frac{Pr\{CT\}}{Pr\{TC \vee CT\}} = \frac{p(1-p)}{2p(1-p)} = \frac{1}{2}$$

---

IN MEDIA IL CICLO WHILE SARA' RIPETUTO

$$\frac{1}{2p(1-p)}$$

VOLTE,





## ESERCIZIO

- SIA DATA UNA FUNZIONE "RANDOM"  $\text{RANDOM}(0,1)$  TALE CHE

$$Pr \{ \text{RANDOM}(0,1) = 0 \} = Pr \{ \text{RANDOM}(0,1) = 1 \} = \frac{1}{2}$$

- SI DESCRIVA COME IMPLEMENTARE LA FUNZIONE PIÙ GENERALE  $\text{RANDOM}(a,b)$ , CON  $0 \leq a < b$ ,  $a, b \in \mathbb{N}$ , TALE CHE

$$Pr \{ \text{RANDOM}(a,b) = i \} = \frac{1}{b-a+1}, \text{ PER } a \leq i \leq b$$

UTILIZZANDO LA FUNZIONE  $\text{RANDOM}(0,1)$ .

## SOLUZIONE

- E' SUFFICIENTE GENERARE NUMERI DA 0 A  $m = b - a$   
CON PROBABILITA' UNIFORME

- SERVONO  $k = \lfloor \log m \rfloor + 1$  BIT PER SCRIVERE  $m$

IN BINARIO

- CHIAMANDO  $k$  VOLTE  $\text{RANDOM}(0, 1)$ , SI GENERERA' UN  
NUMERO  $x$  (IN BINARIO) TALE CHE

$$0 \leq x \leq 2^k - 1$$

CON PROBABILITA'  $\Pr \{x\} = \frac{1}{2^k}$

- SE  $a + x \leq b$ ,  $a + x$  E' L'OUTPUT DELLA  
NOSTRA PROCEDURA, ALTRIMENTI  $x$  VIENE SCARTATO  
E SI RIPETE IL PASSO PRECEDENTE.

- LA PROBABILITA' DI SUCCESSO E'

$$\frac{b-a+1}{2^k} = \frac{b-a+1}{2^{\lfloor \lg(b-a) \rfloor + 1}}$$

- QUINDI, IN MEDIA SARANNO SCARTATI

$$\frac{2^{\lfloor \lg(b-a) \rfloor + 1}}{b-a+1} - 1$$

NUMERI PRIMA DI GENERARE UN OUTPUT VALIDO. ■

# IL PROBLEMA DELLE ASSUNZIONI

- LISTA DI  $n$  CANDIDATI AVENTI RANGO DIVERSO  
A DUE A DUE

HIRE-ASSISTANT( $n$ )

```
1  best = 0           // candidate 0 is a least-qualified dummy candidate
2  for i = 1 to n
3      interview candidate i
4      if candidate i is better than candidate best
5          best = i
6          hire candidate i
```

- COSTO COLLOQUIO =  $c_{COL}$

- COSTO ASSUNZIONE =  $c_{ASS}$

- SUPPONIAMO CHE  $c_{COL} \ll c_{ASS}$

- SE VENGONO EFFETTUATE  $m$  ASSUNZIONI SI  
INCORRE NEL COSTO  $n \cdot c_{COL} + m \cdot c_{ASS}$

- NEL CASO PESSIMO  $m = n$

$\Rightarrow$  COSTO TOTALE =  $\mathcal{O}(n \cdot c_{COL} + n \cdot c_{ASS})$

- IN MEDIA, QUANTE ASSUNZIONI SI EFFETTUERANNO?

- IPOTESI: I CANDIDATI ARRIVANO IN ORDINE CASUALE

- SE NON E' POSSIBILE FARE IPOTESI SULLA  
DISTRIBUZIONE DELL'INPUT, E' POSSIBILE FORZARE  
UNA DISTRIBUZIONE UNIFORME MEDIANTE LA  
TECNICA DELLA **RANDOMIZZAZIONE**

- IN GENERALE, UN ALGORITMO E' RANDOMIZZATO SE IL SUO COMPORTAMENTO E' DETERMINATO NON SOLTANTO DAL SUO INPUT, MA ANCHE DAI VALORI PRODOTTI DA UN GENERATORE DI NUMERI CASUALI (ES.  $\text{RANDOM}(a,b)$ )

### RANDOMIZED-HIRE-ASSISTANT( $n$ )

```
1  randomly permute the list of candidates
2   $best = 0$  // candidate 0 is a least-qualified dummy candidate
3  for  $i = 1$  to  $n$ 
4      interview candidate  $i$ 
5      if candidate  $i$  is better than candidate  $best$ 
6           $best = i$ 
7          hire candidate  $i$ 
```

ES. DATA LA LISTA  $A_3 = [5, 2, 1, 8, 4, 7, 10, 9, 3, 6]$ ,  
HIRE-ASSISTANT EFFETTUERA' ESATTAMENTE 3 ASSUNZIONI,  
CIO' NON VALE PER RANDOMIZED-HIRE-ASSISTANT.

# ANALISI PROBABILISTICA DEL PROBLEMA DELLE ASSUNZIONI

$X = \#$  DI ASSUNZIONI

$$E[X] = \sum_{x=1}^m x \Pr\{X=x\}$$

- UTILIZZIAMO LA TECNICA DELLE VARIABILI CASUALI INDICATRICI PER CALCOLARE  $E[X]$

- PONIAMO  $X_i = I\{\text{IL CANDIDATO } i \text{ È ASSUNTO}\}$ ,  
CIOÈ  $X_i = \begin{cases} 1 & \text{SE IL CANDIDATO } i \text{ È ASSUNTO} \\ 0 & \text{SE IL CANDIDATO } i \text{ NON È ASSUNTO} \end{cases}$

- SI HA:

$$X = X_1 + X_2 + \dots + X_m = \sum_{i=1}^m X_i$$

- QUINDI:

$$E[X] = E\left[\sum_{i=1}^3 X_i\right] = \sum_{i=1}^3 E[X_i]$$

- PER UN LEMMA PRECEDENTE, SAPPIAMO CHE

$$E[X_i] = \Pr\{\text{IL CANDIDATO } i \text{ E' ASSUNTO}\}$$

- QUANTO VALE  $\Pr\{\text{IL CANDIDATO } i \text{ E' ASSUNTO}\}$  ?

- PER  $1 \leq j_1, j_2 \leq i$ , LA PROBABILITA' CHE IL MIGLIORE CANDIDATO TRA I PRIMI  $i$  SIA IL  $j_1$ -ESIMO E' UGUALE A QUELLA CHE SIA IL  $j_2$ -ESIMO

- DUNQUE,  $\Pr\{\text{IL CANDIDATO } i \text{ E' ASSUNTO}\} = \frac{1}{i}$



- PERTANTO :

$$E[X] = \sum_{i=1}^3 E[X_i]$$

$$= \sum_{i=1}^3 \Pr \{ \text{IL CANDIDATO } i \text{ E' ASSUNTO} \}$$

$$= \sum_{i=1}^3 \frac{1}{2} = \ln n + O(1)$$

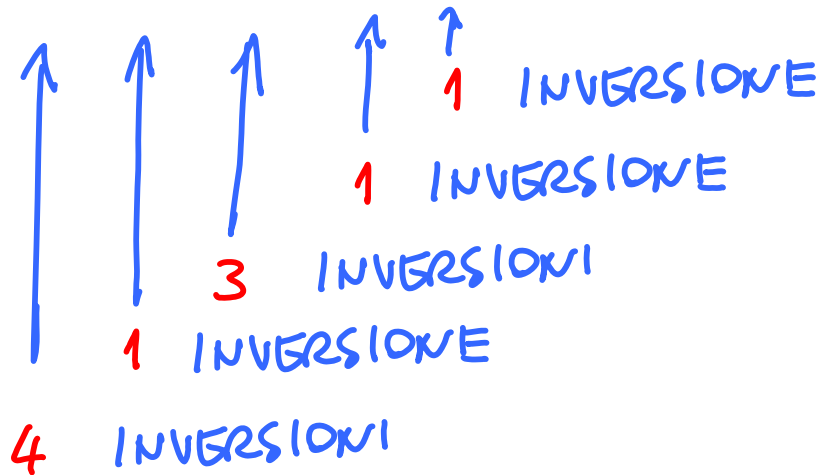
- IN CONCLUSIONE, IL COSTO MEDIO DI

RANDOMIZED-HIRE-ASSISTANT E'  $O(n \cdot c_{\text{coll}} + c_{\text{ass}} \cdot \ln n)$

## ESERCIZIO

QUAL È IL NUMERO ATTESO DI INVERSIONI IN UN ARRAY  
DI  $n$  NUMERI DISTINTI ?

ES.  $A = [5, 2, 6, 3, 4, 1, 8]$



TOTALE: 10 INVERSIONI

- SIA  $X = \#$  DI INVERSIONI IN A

- PER VALUTARE  $E[X]$ , UTILizzerEMO LE SEGUENTI

VARIABILI INDICATRICI:

$$X_{ij} = I \{A[i] > A[j]\}, \text{ PER } i < j$$

- SI HA: 
$$X = \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=i+1}^m X_{ij}$$

$$E[X] = E \left[ \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=i+1}^m X_{ij} \right] = \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=i+1}^m E[X_{ij}]$$

$$= \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=i+1}^m \Pr \{A[i] > A[j]\}$$

$$= \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=i+1}^m \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{(n-1) \cdot n}{2} = \frac{1}{4} (n-1)n$$

# RANDOMIZZAZIONE DEGLI ARRAY

## PERMUTE-BY-SORTING(A)

- 1  $n = A.length$
- 2 let  $P[1..n]$  be a new array
- 3 **for**  $i = 1$  to  $n$
- 4      $P[i] = \text{RANDOM}(1, n^3)$
- 5 sort  $A$ , using  $P$  as sort keys

COMPLESSITA':  $O(n \lg n)$

NOTA: 1) LA PROBABILITA' CHE LE PRIORITA'  $P[i]$ ,  
PER  $i = 1, \dots, n$ , SIANO A DUE A DUE  
DISTINTE E' ALMENO  $1 - \frac{1}{n}$

2) **PERMUTE-BY-SORTING** USA MEMORIA ESTERNA

## UNA SOLUZIONE PIÙ EFFICIENTE

RANDOMIZE-IN-PLACE(A)

1  $n = A.length$

2 **for**  $i = 1$  **to**  $n$

3     swap  $A[i]$  with  $A[\text{RANDOM}(i, n)]$

COMPLESSITA':  $\Theta(n)$

NOTA: 1) SIA **PERMUTE-BY-SORTING** CHE **RANDOMIZE-IN-PLACE**  
GENERANO UNA PERMUTAZIONE CASUALE UNIFORME

2) **RANDOMIZE-IN-PLACE** PERMUTA L'ARRAY SUL POSTO