

Corso di Laurea Triennale in Matematica
Calcolo delle Probabilità I (docenti G. Nappo, F. Spizzichino)

Seconda prova in itinere, venerdì 11 giugno 2004 (tempo a disposizione: 3 ore).
Scrivere su ogni foglio NOME e COGNOME. Fare il meglio possibile 3 esercizi (a scelta) e lasciare alla fine l'eventuale soluzione del quarto.
Le risposte devono essere giustificate sui fogli protocollo e riportate nel foglio RISPOSTE.

Esercizio 1. Indichiamo con X_1, X_2, \dots, X_{200} i punteggi ottenuti in 200 lanci di un dado perfetto a quattro facce.

a) Trovare la distribuzione di probabilità, il valore atteso e la varianza della variabile aleatoria

$$U_1 = \min(X_1, X_2).$$

Si ponga

$$U_i = \min(X_{2i-1}, X_{2i}), \quad i = 1, 2, \dots, 100 \quad \text{e} \quad Y_n = \frac{\sum_{i=1}^n U_i}{n}.$$

Si ha che le variabili aleatorie $\{U_i; i = 1, 2, \dots, 100\}$ sono completamente indipendenti.

b) Trovare il valore atteso e la varianza di Y_{100} .

c) Calcolare, in termini della disuguaglianza di Chebyshev, una limitazione inferiore per la probabilità dell'evento $\{\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2\}$.

d) Fornire l'approssimazione gaussiana per $P(\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2)$ in termini del teorema centrale del limite.

e) **FACOLTATIVO** Mostrare che U_1 ed U_2 sono indipendenti.

Esercizio 2. Una moneta perfetta viene lanciata 6 volte e indichiamo con X_i ($1 \leq i \leq 6$) la variabile aleatoria binaria, indicatrice dell'evento $E_i \equiv \{\text{risultato testa all}'i\text{-esimo lancio}\}$.

Consideriamo ora le variabili aleatorie

$$T = \sum_{i=1}^2 X_i, \quad U = \sum_{i=3}^4 X_i, \quad V = \sum_{i=5}^6 X_i$$

$$Z = T + U, \quad W = T + V.$$

a) Z e W sono stocasticamente indipendenti?

b) Trovare la distribuzione di probabilità, il valore atteso e la varianza di Z .

c) Calcolare la covarianza fra Z e W

d) Calcolare il valore atteso di $2ZW$

e) Calcolare la covarianza fra $(2Z + 1)$ e W

f) Trovare la distribuzione di probabilità congiunta di Z e W .

Esercizio 3. Sia X una variabile aleatoria con funzione di densità di probabilità

$$f_X(x) = \begin{cases} kx & \text{per } 0 \leq x \leq 1 \\ k(2-x) & \text{per } 1 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

- a) Trovare il valore della costante k .
- b) Trovare il valore atteso di X (**attenzione:** è possibile trovarlo senza fare calcoli?)
- c) Trovare la funzione di distribuzione di X .

Esercizio 4. Alla fine della sessione estiva viene fatta una statistica fra 20 studenti del primo anno. Per ogni studente si conta quanti esami (0, 1, 2, o 3) abbia superato fra quelli dei corsi del secondo semestre (ovvero AM1, ALG1, e CP1) e si pone

X_0 = numero degli studenti, nel campione intervistato, che non hanno superato nessuno di quegli esami

e analogamente, per $i = 1, 2, 3$

X_i = numero degli studenti, nel campione intervistato, che hanno superato esattamente i di quegli esami.

Si assuma per semplicità che per ciascuno studente la probabilità di superare tutti e tre gli esami sia $\frac{1}{2}$, di superarne due sia $\frac{1}{4}$ e di superarne uno solo sia $\frac{1}{8}$ (e quindi la probabilità di non superarne nessuno sia $\frac{1}{8}$), e che eventi relativi a studenti diversi siano tutti indipendenti.

- a) Calcolare (scrivere l'espressione per) la probabilità che *esattamente 13 studenti superino esattamente 2 esami*
- b) Calcolare (scrivere l'espressione per) la probabilità che *esattamente 18 studenti superino almeno un esame*.
- c) Calcolare (scrivere l'espressione per) la probabilità che *esattamente 4 studenti superino esattamente 1 esame, 7 studenti superino esattamente 2 esami e 6 studenti superino esattamente 3 esami*.
- d) **FACOLTATIVO** Sapendo che $X_0 = 2$, calcolare (scrivere l'espressione per) la probabilità che $X_2 = 13$.

Corso di Laurea Triennale in Matematica
Calcolo delle Probabilità I

Seconda prova in itinere, venerdì 11 giugno 2004 - FOGLIO RISPOSTE

NOME E COGNOME

docente G. Nappo , F. Spizzichino
Esercizio 1.

- a) Distribuzione di probabilità di U_1 svolto non svolto
valore atteso di $U_1 = \dots\dots\dots$ varianza di $U_1 = \dots\dots\dots$
- b) valore atteso di $Y_{100} = \dots\dots\dots$ varianza di $Y_{100} = \dots\dots\dots$
- c) dalla disuguaglianza di Chebyshiev, si ha $P(\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2) \dots\dots\dots$
- d) $P(\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2) \simeq \dots\dots\dots$
- e) **FACOLTATIVO** Mostrare che U_1 ed U_2 sono indipendenti. svolto non svolto

Esercizio 2.

- a) Z e W sono stocasticamente indipendenti? si no
- b) la distribuzione di probabilità svolto non svolto
valore atteso di $Z = \dots\dots\dots$ varianza di $Z = \dots\dots\dots$
- c) $Cov(Z, W) = \dots\dots\dots$
- d) valore atteso di $2ZW = \dots\dots\dots$
- e) $Cov(2Z + 1, W) = \dots\dots\dots$
- f) distribuzione di probabilità congiunta di Z e W svolto non svolto

Esercizio 3.

- a) $k = \dots\dots\dots$
- b) valore atteso di $X = \dots\dots\dots$
- c) funzione di distribuzione di X svolto non svolto

Esercizio 4.

- a) probabilità che esattamente 13 studenti superino esattamente 2 esami = $\dots\dots\dots$
- b) probabilità che 18 studenti superino almeno un esame = $\dots\dots\dots$
- c) probabilità che esattamente 4 studenti superino esattamente 1 esame 7 studenti superino esattamente 2 esami e 6 studenti superino esattamente 3 esami = $\dots\dots\dots$
- d) **FACOLTATIVO** Sapendo che $X_0 = 2$, la probabilità che $X_2 = 13$ vale $\dots\dots\dots$

Seconda prova in itinere, venerdì 11 giugno 2004- SOLUZIONE

Esercizio 1. Indichiamo con X_1, X_2, \dots, X_{200} i punteggi ottenuti in 200 lanci di un dado perfetto a quattro facce.

a) **Trovare la distribuzione di probabilità, il valore atteso e la varianza della variabile aleatoria**

$$U_1 = \min(X_1, X_2).$$

• **soluzione di a)** Si ha

$$P(U_1 = k) = \frac{9 - 2k}{16} \quad \text{per } k = 1, 2, 3, 4$$

ovvero

$$P(U_1 = 1) = \frac{7}{16} \quad P(U_1 = 2) = \frac{5}{16} \quad P(U_1 = 3) = \frac{3}{16} \quad P(U_1 = 4) = \frac{1}{16}$$
$$E(U_1) = \frac{15}{8} (= 1,875) \quad \text{Var}(U_1) = \frac{55}{64} (= 0.859375 \simeq 0.859)$$

Infatti U_1 può assumere solo i valori $k = 1, 2, 3, 4$ e inoltre

$$P(U_1 > k) = P(X_1 > k, X_2 > k) = P(X_1 > k)P(X_2 > k) = \frac{(4 - k)^2}{4^2}$$

da cui

$$P(U_1 = k) = P(U_1 > k - 1) - P(U_1 > k) = \frac{((4 - (k - 1))^2)}{4^2} - \frac{(4 - k)^2}{4^2}$$
$$= \frac{4^2 - 8(k - 1) + (k - 1)^2 - 4^2 + 8k - k^2}{4^2} = \frac{8 - 2k + 1}{4^2}$$

$$E(U_1) = 1 \cdot \frac{7}{16} + 2 \cdot \frac{5}{16} + 3 \cdot \frac{3}{16} + 4 \cdot \frac{1}{16} = \frac{7+10+9+4}{16} = \frac{30}{16} = \frac{15}{8} = 1,875$$
$$E(U_1^2) = 1^2 \cdot \frac{7}{16} + 2^2 \cdot \frac{5}{16} + 3^2 \cdot \frac{3}{16} + 4^2 \cdot \frac{1}{16} = \frac{7+20+27+16}{16} = \frac{70}{16} = \frac{35}{8}$$

da cui

$$\text{Var}(U_1) = \frac{35}{8} - \left(\frac{15}{8}\right)^2 = \frac{1}{64}(35 \cdot 8 - 15^2) = \frac{1}{64}(280 - 225) = \frac{55}{64} = 0.859375 \simeq 0.859$$

Si ponga

$$U_i = \min(X_{2i-1}, X_{2i}), \quad i = 1, 2, \dots, 100 \quad \text{e} \quad Y_n = \frac{\sum_{i=1}^n U_i}{n}.$$

Si ha che le variabili aleatorie $\{U_i; i = 1, 2, \dots, 100\}$ sono completamente indipendenti.

b) **Trovare il valore atteso e la varianza di Y_{100} .**

• **soluzione di b)**

$$E(Y_{100}) = \frac{100E(U_1)}{100} = E(U_1) = \frac{15}{8} \quad \text{Var}(Y_{100}) = \frac{1}{100^2} 100 \text{Var}(U_1) = \frac{1}{100} \frac{55}{64} \simeq 0.00859$$

Infatti per calcolare il valore atteso basta applicare la proprietà di linearità del valore atteso, e osservare che le variabili aleatorie U_i hanno tutte la stessa distribuzione, e quindi lo stesso valore atteso. Per calcolare la varianza basta ricordare che $\text{Var}(aX) = a^2 \text{Var}(X)$ e che la varianza della somma è la somma delle varianze quando le variabili aleatorie sono non correlate, e le variabili aleatorie U_i sono indipendenti, e quindi non correlate.

- c) Calcolare, in termini della disuguaglianza di Chebyshev, una limitazione inferiore per la probabilità dell'evento $\{\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2\}$.

• soluzione di c)

$$\begin{aligned} P(\{\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2\}) &= P(\{\frac{14}{8} \leq Y_{100} \leq \frac{16}{8}\}) = P(-\frac{1}{8} \leq Y_{100} - \frac{15}{8} \leq \frac{1}{8}) \\ &\geq 1 - \frac{55}{64} \frac{1}{(\frac{1}{8})^2 100} = 1 - \frac{55}{100} = \frac{45}{100} \end{aligned}$$

- d) Fornire l'approssimazione gaussiana per $P(\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2)$ in termini del teorema centrale del limite.

• soluzione di d)

$$\begin{aligned} P(\{\frac{7}{4} \leq Y_{100} \leq 2\}) &= P(-\frac{1}{8} \leq Y_{100} - \frac{15}{8} \leq \frac{1}{8}) = P(-\frac{1}{8} \leq \frac{S_{100} - 100 \frac{15}{8}}{100} \leq \frac{1}{8}) \\ &= P(-\sqrt{\frac{100}{\text{Var}(U_1)}} \cdot \frac{1}{8} \leq \sqrt{\frac{100}{\text{Var}(U_1)}} \cdot \frac{S_{100} - 100 \frac{15}{8}}{100} \leq \sqrt{\frac{100}{\text{Var}(U_1)}} \cdot \frac{1}{8}) \\ &= P(-\sqrt{\frac{100}{\frac{55}{64}}} \cdot \frac{1}{8} \leq \frac{S_{100} - 100 E(U_1)}{\sqrt{100 \text{Var}(U_1)}} \leq \sqrt{\frac{100}{\frac{55}{64}}} \cdot \frac{1}{8}) \\ &= P(-\sqrt{\frac{100}{55}} \leq \frac{S_{100} - 100 E(U_1)}{\sqrt{100 \text{Var}(U_1)}} \leq \sqrt{\frac{100}{55}}) \\ &\simeq \Phi(\sqrt{\frac{100}{55}}) - \Phi(-\sqrt{\frac{100}{55}}) = 2\Phi(\sqrt{\frac{100}{55}}) - 1 \\ &\simeq 2\Phi(1,34) - 1 = 2 \cdot 0.9099 - 1 = 1.8198 - 1 = 0.8198 \end{aligned}$$

- e) **FACOLTATIVO** Mostrare che U_1 ed U_2 sono indipendenti.
(SOLUZIONE IN APPENDICE)

Esercizio 2. Una moneta perfetta viene lanciata 6 volte e indichiamo con X_i ($1 \leq i \leq 6$) la variabile aleatoria binaria, indicatrice dell'evento $E_i \equiv \{\text{risultato testa all}'i\text{-esimo lancio}\}$.

Consideriamo ora le variabili aleatorie

$$\begin{aligned} T &= \sum_{i=1}^2 X_i, & U &= \sum_{i=3}^4 X_i, & V &= \sum_{i=5}^6 X_i \\ Z &= T + U, & W &= T + V. \end{aligned}$$

- a) Z e W sono stocasticamente indipendenti?

- **soluzione di a)** Le variabili aleatorie Z e W non sono stocasticamente indipendenti. Infatti ad esempio

$$P(Z = 0, W = 0) = \left(\frac{1}{2}\right)^6$$

mentre

$$P(Z = 0)P(W = 0) = \left(\frac{1}{2}\right)^4 \left(\frac{1}{2}\right)^4$$

Un altro modo per mostrare questo fatto potrebbe essere, ad esempio, svolgere prima il punto **c)** e dopo aver constatato che $Cov(Z, W) \neq 0$ dedurre che non possono essere indipendenti (se due variabili aleatorie sono indipendenti allora sono necessariamente scorrelate).

b) Trovare la distribuzione di probabilità, il valore atteso e la varianza di Z .

- **soluzione di b)**

$$Z \sim \text{bin}\left(4, \frac{1}{2}\right) \quad \text{e quindi} \quad E(Z) = 4 \cdot \frac{1}{2} = 2, \quad \text{Var}(Z) = 4 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = 1.$$

Infatti, $Z = T + U = \sum_{i=1}^4 X_i$, con X_i variabili aleatorie binarie, indipendenti e con la stessa distribuzione: $P(X_i = 1) = P(X_i = 0) = \frac{1}{2}$

c) Calcolare la covarianza fra Z e W

- **soluzione di c)**

$$Cov(Z, W) = 1$$

Infatti, per la proprietà di bilinearità della covarianza si ha

$$\begin{aligned} Cov(Z, W) &= Cov(T + U, T + Z) = Cov(T, T) + Cov(T, Z) + Cov(U, T) + Cov(U, V) \\ &= Var(T), = 2 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

in quanto in generale $Cov(X, X) = Var(X)$ e $Cov(X, Y) = 0$ se X ed Y sono indipendenti, e le variabili aleatorie T, U, V sono indipendenti (sia globalmente che a due a due)

d) Calcolare il valore atteso di $2ZW$

- **soluzione di d)**

$$E(2ZW) = 9$$

Infatti

$$E(2ZW) = 2E(ZW) = 2(Cov(ZW) + E(Z)E(W)) = 2\left(\frac{1}{2} + 2 \cdot 2\right) = 9$$

in quanto W ha la stessa legge di Z .

Alternativamente si può calcolare direttamente (tenendo conto del fatto che $E(T^2) = Var(T) + (E(T))^2 = \frac{1}{2} + 1^2 = \frac{3}{2}$)

$$\begin{aligned} E(2ZW) &= 2E(ZW) = 2E((T + U)(T + V)) = 2(E(T^2) + E(TV) + E(UT) + E(UV)) \\ &= 2(E(T^2) + E(T)E(V) + E(U)E(T) + E(U)E(V)) = 2\left(\frac{3}{2} + 1 + 1 + 1\right) = 9 \end{aligned}$$

e) Calcolare la covarianza fra $(2Z + 1)$ e W

- **soluzione di e)**

$$\text{Cov}(2Z + 1, W) = 1$$

Infatti, per la proprietà di bilinearità della covarianza

$$\text{Cov}(2Z + 1, W) = 2\text{Cov}(Z, W) + \text{Cov}(1, W) = 2 \cdot \frac{1}{2} + 0 = 1$$

($\text{Cov}(c, X) = 0$ in quanto $E(cX) = cE(X) = E(c)E(X)$ e $\text{Cov}(c, X) = E(cX) - E(c)E(X)$)

f) **Trovare la distribuzione di probabilità congiunta di Z e W .**

- **soluzione di f)** La distribuzione congiunta di Z e W è individuata da

$$P(Z = i, W = j) = \sum_{h=0}^2 P(T = h)P(U = i - h)P(V = j - h), \quad i, j \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$$

o meglio

$$P(Z = i, W = j) = \sum_{h=0: i-h, j-h \in \{0, 1, 2\}}^2 P(T = h)P(U = i-h)P(V = j-h), \quad i, j \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$$

Infatti

$$P(Z = i, W = j) = \sum_{h=0}^2 P(T = h)P(Z = i, W = j | \{T = h\})$$

e inoltre

$$P(Z = i, W = j | \{T = h\}) = \frac{P(Z = i, W = j, T = h)}{P(T = h)} = \frac{P(T + U = i, T + V = j, T = h)}{P(T = h)}$$

L'evento

$$\{T + U = i, T + V = j, T = h\} = \{h + U = i, h + V = j, T = h\} = \{U = i - h, V = j - h, T = h\}$$

e quindi

$$\begin{aligned} \frac{P(T + U = i, T + V = j, T = h)}{P(T = h)} &= \frac{P(U = i - h)P(V = j - h)P(T = h)}{P(T = h)} \\ &= P(U = i - h)P(V = j - h) \end{aligned}$$

Inoltre ovviamente bisogna tenere conto del fatto che

$$P(U = i - h)P(V = j - h) \neq 0 \quad \text{se e solo se } i - h, j - h \in \{0, 1, 2\}$$

e quindi alcuni valori di $P(Z = i, W = j)$ sono nulli.

Ad esempio $P(Z = 0, W = 3) = P(Z = 0, W = 4) = P(Z = 3, W = 0) = P(Z = 4, W = 0) = 0$, ma anche $P(Z = 1, W = 4) = P(Z = 4, W = 1) = 0$

Più precisamente si ha

$$\begin{aligned} P(Z = i, W = j) &= \sum_{h=0: i-h, j-h \in \{0, 1, 2\}}^2 \binom{2}{h} \left(\frac{1}{2}\right)^2 P(U = i - h)P(V = j - h) \\ &= \sum_{h=0: i-h, j-h \in \{0, 1, 2\}}^2 \binom{2}{h} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \binom{2}{i-h} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \binom{2}{j-h} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \\ &= \sum_{h=0: i-h, j-h \in \{0, 1, 2\}}^2 \binom{2}{h} \binom{2}{i-h} \binom{2}{j-h} \left(\frac{1}{2}\right)^6 \end{aligned}$$

$W \setminus Z$	0	1	2	3	4
0	$\frac{1}{64}$	$\frac{2}{64}$	$\frac{1}{64}$	0	0
1	$\frac{2}{64}$	$\frac{6}{64}$	$\frac{6}{64}$	$\frac{2}{64}$	0
2	$\frac{1}{64}$	$\frac{6}{64}$	$\frac{10}{64}$	$\frac{6}{64}$	$\frac{1}{64}$
3	0	$\frac{2}{64}$	$\frac{6}{64}$	$\frac{6}{64}$	$\frac{2}{64}$
4	0	0	$\frac{1}{64}$	$\frac{2}{64}$	$\frac{1}{64}$

A titolo d'esempio calcoliamo

$$P(Z = 1, W = 1) = \binom{2}{0} \binom{2}{1} \binom{2}{1} \left(\frac{1}{2}\right)^6 + \binom{2}{1} \binom{2}{0} \binom{2}{0} \left(\frac{1}{2}\right)^6 = (4 + 2) \frac{1}{64}$$

Esercizio 3. Sia X una variabile aleatoria con funzione di densità di probabilità

$$f_X(x) = \begin{cases} kx & \text{per } 0 \leq x \leq 1 \\ k(2-x) & \text{per } 1 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

a) Trovare il valore della costante k .

- **soluzione di a)** La costante $k = 1$.

Infatti si tratta di trovare k in modo che $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$. Per cui,

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx &= k \left(\int_0^1 x dx + \int_1^2 (2-x) dx \right) = k \left(\frac{x^2}{2} \Big|_0^1 + 2x - \frac{x^2}{2} \Big|_1^2 \right) \\ &= k \cdot 1 = 1 \quad \text{se e solo se } k = 1 \end{aligned}$$

b) Trovare il valore atteso di X (attenzione: è possibile trovarlo senza fare calcoli?)

- **soluzione di b)** Il valore atteso di X vale 1

Infatti si tratta di calcolare

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx &= \int_0^1 x^2 dx + \int_1^2 x(2-x) dx = \frac{x^3}{3} \Big|_0^1 + x^2 \Big|_1^2 - \frac{x^3}{3} \Big|_1^2 \\ &= \frac{1}{3} + 4 - 1 - \frac{8}{3} + \frac{1}{3} = 1 \end{aligned}$$

Tuttavia per motivi di simmetria si ha che tale integrale deve venire 1 infatti il grafico della densità è simmetrico rispetto all'asse $x = 1$ e quindi, tenendo presente l'analogia con il baricentro, si ha immediatamente che il valore atteso deve essere 1.

c) Trovare la funzione di distribuzione di X .

- **soluzione di c)** La funzione di distribuzione F_X è data da

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{per } -\infty < x < 0 \\ \frac{x^2}{2} & \text{per } 0 \leq x < 1 \\ 2x - \frac{x^2}{2} - 1 & \text{per } 1 \leq x < 2 \\ 1 & \text{per } 2 \leq x \end{cases}$$

Infatti chiaramente per ogni $x \leq 0$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(y) dy = 0,$$

per $0 \leq x \leq 1$

$$F_X(x) = F_X(0) + \int_0^x y \, dy = 0 + \frac{x^2}{2},$$

per $1 \leq x < 2$

$$\begin{aligned} F_X(x) &= F_X(1) + \int_1^x (2-y) \, dy = \frac{1}{2} + \int_1^x (2-y) \, dy = \frac{1}{2} + 2y \Big|_1^x - \frac{y^2}{2} \Big|_1^x \\ &= \frac{1}{2} + 2x - 2 - \frac{x^2}{2} + \frac{1}{2} = 2x - \frac{x^2}{2} - 1, \end{aligned}$$

ed infine per $x \geq 2$

$$F_X(x) = F_X(2) + \int_2^x f_X(y) \, dy = 1 + 0 = 1.$$

Esercizio 4. Alla fine della sessione estiva viene fatta una statistica fra 20 studenti del primo anno. Per ogni studente si conta quanti esami (0, 1, 2, o 3) abbia superato fra quelli dei corsi del secondo semestre (ovvero AM1, ALG1, e CP1) e si pone

X_0 = numero degli studenti, nel campione intervistato, che non hanno superato nessuno di quegli esami

e analogamente, per $i = 1, 2, 3$

X_i = numero degli studenti, nel campione intervistato, che hanno superato esattamente i di quegli esami.

Si assuma per semplicità che per ciascuno studente la probabilità di superare tutti e tre gli esami sia $\frac{1}{2}$, di superarne due sia $\frac{1}{4}$ e di superarne uno solo sia $\frac{1}{8}$ (e quindi la probabilità di non superarne nessuno sia $\frac{1}{8}$), e che eventi relativi a studenti diversi siano tutti indipendenti.

a) Calcolare (scrivere l'espressione per) la probabilità che esattamente 13 studenti superino esattamente 2 esami

- **soluzione di a)** La probabilità cercata vale

$$\binom{20}{13} \left(\frac{1}{4}\right)^{13} \left(\frac{3}{4}\right)^7.$$

Infatti, per $i = 0, 1, 2, 3$ e variabili aleatorie X_i contano il numero di successi in 20 prove (prova k -sima \equiv studente k -simo) indipendenti in cui successo significa che lo studente supera i esami, e quindi

$$X_i \sim \text{bin}(20, p_i), \quad \text{dove } p_0 = \frac{1}{8}, \quad p_1 = \frac{1}{8}, \quad p_2 = \frac{1}{4}, \quad p_3 = \frac{1}{2}.$$

In particolare $X_2 \sim \text{bin}(20, \frac{1}{4})$ e l'evento

$$\{\text{esattamente 13 studenti superino esattamente 2 esami}\} = \{X_2 = 13\}$$

da cui

$$P(X_2 = 13) = \binom{20}{13} \left(\frac{1}{4}\right)^{13} \left(\frac{3}{4}\right)^7.$$

b) **Calcolare (scrivere l'espressione per) la probabilità che esattamente 18 studenti superino almeno un esame.**

• **soluzione di b)** La probabilità cercata vale

$$\binom{20}{2} \left(\frac{1}{8}\right)^2 \left(\frac{7}{8}\right)^{18} = \binom{20}{18} \left(\frac{7}{8}\right)^{18} \left(\frac{1}{8}\right)^2$$

L'evento

$$\{\text{esattamente 18 studenti superino almeno un esame}\} = \{X_0 = 2\}$$

e quindi la probabilità cercata vale

$$P(X_0 = 2) = \binom{20}{2} \left(\frac{1}{8}\right)^2 \left(\frac{7}{8}\right)^{18}.$$

Alternativamente si può osservare che la variabile aleatoria $Y = X_1 + X_2 + X_3$ conta il numero di successi su 20 prove (prova k -sima \equiv studente k -simo) indipendenti in cui successo significa che lo studente supera almeno un esame, e quindi

$$Y \sim \text{bin}(20, p_1 + p_2 + p_3) = \text{bin}(20, \frac{1}{8} + \frac{1}{4} + \frac{1}{2}) = \text{bin}(20, \frac{7}{8})$$

da cui l'evento

$$\{\text{esattamente 18 studenti superino almeno un esame}\} = \{Y = 18\}$$

e quindi la probabilità cercata vale

$$P(Y = 18) = \binom{20}{18} \left(\frac{7}{8}\right)^{18} \left(\frac{1}{8}\right)^2.$$

c) **Calcolare (scrivere l'espressione per) la probabilità che esattamente 4 studenti superino esattamente 1 esame, 7 studenti superino esattamente 2 esami e 6 studenti superino esattamente 3 esami.**

• **soluzione di c)** La probabilità cercata vale

$$\frac{20!}{3! 4! 7! 6!} \left(\frac{1}{8}\right)^3 \left(\frac{1}{8}\right)^4 \left(\frac{1}{4}\right)^7 \left(\frac{1}{2}\right)^6$$

Infatti l'evento $\{\text{esattamente 4 studenti superino esattamente 1 esame, 7 studenti superino esattamente 2 esami e 6 studenti superino esattamente 3 esami}\}$ coincide con l'evento

$$\{X_1 = 4, X_2 = 7, X_3 = 6\} = \{X_0 = 3, X_1 = 4, X_2 = 7, X_3 = 6\}$$

e quindi la probabilità cercata vale

$$P(\{X_0 = 3, X_1 = 4, X_2 = 7, X_3 = 6\}) = \frac{20!}{3! 4! 7! 6!} \left(\frac{1}{8}\right)^3 \left(\frac{1}{8}\right)^4 \left(\frac{1}{4}\right)^7 \left(\frac{1}{2}\right)^6.$$

d) **FACOLTATIVO** Sapendo che $X_0 = 2$, calcolare la probabilità che $X_2 = 13$.

• **soluzione di d)**

$$\begin{aligned} P(X_2 = 13 | X_0 = 2) &= \binom{18}{13} \left(\frac{p_2}{1 - p_0} \right)^{13} \left(1 - \frac{p_2}{1 - p_0} \right)^5 \\ &= \binom{18}{13} \left(\frac{\frac{1}{4}}{1 - \frac{1}{8}} \right)^{13} \left(1 - \frac{\frac{1}{4}}{1 - \frac{1}{8}} \right)^5 \\ &= \binom{18}{13} \left(\frac{2}{7} \right)^{13} \left(\frac{5}{7} \right)^5 \end{aligned}$$

Infatti se sappiamo che 2 studenti non hanno superato nessun esame, allora i diciotto studenti rimasti potranno aver superato 1 esame oppure 2 oppure 3, con probabilità

$$\alpha_i = \frac{p_i}{p_1 + p_2 + p_3} = \frac{p_i}{1 - p_0}.$$

Quindi le variabili aleatorie X_i , **condizionatamente a sapere che** $\{X_0 = 2\}$, hanno distribuzione $bin(18, \alpha_i)$.

APPENDICE- soluzione del punto e) dell'ESERCIZIO 1

[e) **FACOLTATIVO**] Mostrare che U_1 ed U_2 sono indipendenti.

• **soluzione di e)**

Il motivo per cui sono indipendenti è il seguente: per cominciare basta determinare se le partizioni di eventi

$$\{\{U_1 = h\}; h = 1, 2, 3, 4\} \quad \text{e} \quad \{\{U_2 = k\}; k = 1, 2, 3, 4\}$$

sono indipendenti, ovvero se

$$P(U_1 = h, U_2 = k) = P(U_1 = h)P(U_2 = k) \quad \text{per ogni } h, k = 1, 2, 3, 4.$$

Infatti

$$\{U_1 = h\} = \{\min(X_1, X_2) = h\} \quad \{U_2 = k\} = \{\min(X_3, X_4) = k\}$$

quindi

$$\{U_1 = h\} \in \mathcal{G}(\mathcal{H}_{1,2}), \quad \text{dove } \mathcal{H}_{1,2} \text{ è la partizione } \{\{X_1 = i, X_2 = j\}, i, j = 1, 2, 3, 4\}$$

e

$\mathcal{G}(\mathcal{H}_{1,2})$ è l'algebra generata dalla partizione $\mathcal{H}_{1,2}$

e

$$\{U_2 = k\} \in \mathcal{G}(\mathcal{H}_{3,4}), \quad \text{dove } \mathcal{H}_{3,4} \text{ è la partizione } \{\{X_3 = i, X_4 = j\}, i, j = 1, 2, 3, 4\}$$

e

$\mathcal{G}(\mathcal{H}_{3,4})$ è l'algebra generata dalla partizione $\mathcal{H}_{3,4}$

Le partizioni $\mathcal{H}_{1,2}$ e $\mathcal{H}_{3,4}$ sono indipendenti: infatti

$$\begin{aligned} P(\{X_1 = i, X_2 = j\} \cap \{X_3 = i', X_4 = j'\}) &= P(X_1 = i)P(X_2 = j)P(X_3 = i')P(X_4 = j') \\ &= P(\{X_1 = i, X_2 = j\})P(\{X_3 = i', X_4 = j'\}) \end{aligned}$$

La precedente dimostrazione è un caso particolare del seguente: se $Z = \phi(\mathbf{X})$ e $W = \psi(\mathbf{Y})$, con \mathbf{X} e \mathbf{Y} variabili aleatorie (anche multidimensionali) indipendenti, allora Z e W sono indipendenti (si veda il libro di Baldi per una dimostrazione generale)

Una dimostrazione più diretta potrebbe anche procedere nel seguente modo: prima si calcola la distribuzione congiunta di U_1 e U_2 e poi si controlla che la densità congiunta è il prodotto delle densità marginali:

$$\begin{aligned}
 P(U_1 = i, U_2 = j) &= P\left(\left(\{X_1 = i, X_2 > i\} \cup \{X_1 > i, X_2 = i\} \cup \{X_1 = i, X_2 = i\}\right) \right. \\
 &\quad \left. \cap \left(\{X_3 = j, X_4 > j\} \cup \{X_3 > j, X_4 = j\} \cup \{X_3 = j, X_4 = j\}\right)\right) \\
 &= P\left(\left(\{X_1 = i, X_2 > i\} \cap \{X_3 = j, X_4 > j\}\right) \right. \\
 &\quad \cup \left(\{X_1 = i, X_2 > i\} \cap \{X_3 > j, X_4 = j\}\right) \\
 &\quad \cup \left(\{X_1 = i, X_2 > i\} \cap \{X_3 = j, X_4 = j\}\right) \\
 &\quad \cup \left(\{X_1 > i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 > j\}\right) \\
 &\quad \cup \left(\{X_1 > i, X_2 = i\} \cap \{X_3 > j, X_4 = j\}\right) \\
 &\quad \cup \left(\{X_1 > i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 = j\}\right) \\
 &\quad \cup \left(\{X_1 = i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 > j\}\right) \\
 &\quad \cup \left(\{X_1 = i, X_2 = i\} \cap \{X_3 > j, X_4 = j\}\right) \\
 &\quad \left. \cup \left(\{X_1 = i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 = j\}\right)\right)
 \end{aligned}$$

e quindi, poiché gli eventi di cui si fa l'unione sono disgiunti a due a due, si ha

$$\begin{aligned}
 &= P(\{X_1 = i, X_2 > i\} \cap \{X_3 = j, X_4 > j\}) \\
 &+ P(\{X_1 = i, X_2 > i\} \cap \{X_3 > j, X_4 = j\}) \\
 &+ P(\{X_1 = i, X_2 > i\} \cap \{X_3 = j, X_4 = j\}) \\
 &+ P(\{X_1 > i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 > j\}) \\
 &+ P(\{X_1 > i, X_2 = i\} \cap \{X_3 > j, X_4 = j\}) \\
 &+ P(\{X_1 > i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 = j\}) \\
 &+ P(\{X_1 = i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 > j\}) \\
 &+ P(\{X_1 = i, X_2 = i\} \cap \{X_3 > j, X_4 = j\}) \\
 &+ P(\{X_1 = i, X_2 = i\} \cap \{X_3 = j, X_4 = j\})
 \end{aligned}$$

e quindi, tenendo conto dell'indipendenza delle variabili X_k , si ha

$$\begin{aligned}
&= P(\{X_1 = i, X_2 > i\}) P(\{X_3 = j, X_4 > j\}) \\
&+ P(\{X_1 = i, X_2 > i\}) P(\{X_3 > j, X_4 = j\}) \\
&+ P(\{X_1 = i, X_2 > i\}) P(\{X_3 = j, X_4 = j\}) \\
&+ P(\{X_1 > i, X_2 = i\}) P(\{X_3 = j, X_4 > j\}) \\
&+ P(\{X_1 > i, X_2 = i\}) P(\{X_3 > j, X_4 = j\}) \\
&+ P(\{X_1 > i, X_2 = i\}) P(\{X_3 = j, X_4 = j\}) \\
&+ P(\{X_1 = i, X_2 = i\}) P(\{X_3 = j, X_4 > j\}) \\
&+ P(\{X_1 = i, X_2 = i\}) P(\{X_3 > j, X_4 = j\}) \\
&+ P(\{X_1 = i, X_2 = i\}) P(\{X_3 = j, X_4 = j\}) \\
&= P(\{X_1 = i, X_2 > i\}) P(\{U_2 = j\}) \\
&+ P(\{X_1 > i, X_2 = i\}) P(\{U_2 = j\}) \\
&+ P(\{X_1 = i, X_2 = i\}) P(\{U_2 = j\}) \\
&= P(\{U_1 = i\}) P(\{U_2 = j\})
\end{aligned}$$