

Elementi di Probabilità e Statistica, anno 2018

Gli esercizi che seguono sono stati proposti (da me o da Franco Flandoli) durante le lezioni e le prove d'esame del corso "Elementi di Probabilità e Statistica" negli anni accademici a partire dal 2010.

1 Parte 1

Esercizio 1.1. Alle origini del Calcolo delle Probabilità si colloca il *Cavaliere De Méré* che, da matematico amatoriale ed incallito giocatore, ha posto diversi problemi (la maggior parte dei quali risolti da Pascal).

Un giorno egli evidenziò un apparente paradosso: aveva osservato empiricamente che, lanciando 3 dadi, era più facile ottenere come somma dei numeri usciti il numero 11 piuttosto che il 12, e questo nonostante il numero 11 si possa ottenere con 6 combinazioni possibili (6-4-1, 6-3-2, 5-5-1, 5-4-2, 5-3-3 e 4-4-3), tante quante quelle con cui si può ottenere il 12 (quali?).

Tuttavia Pascal mostrò che c'era un errore nel suo ragionamento: sapresti ricostruire quale?

Esercizio 1.2. Si lancia tre volte una moneta equilibrata, e si considerino gli eventi A "le facce uscite non sono tutte eguali" e B "al più una faccia è testa".

Gli eventi A e B sono indipendenti?

Qual è la risposta se la moneta non è equilibrata?

Esercizio 1.3. Un dado equilibrato, con le facce numerate da 1 a 6, viene lanciato n volte: qual è la probabilità che il numero 6 esca esattamente 2 volte?

Per quale valore di n questa probabilità è massima?

Esercizio 1.4. Quante volte almeno si deve lanciare un dado affinché ci sia una probabilità superiore al 99% che esca almeno un 6?

Esercizio 1.5. In una città, il 17% della popolazione si è vaccinato contro l'influenza: all'apice dell'epidemia di influenza, le persone non vaccinate si ammalano con probabilità 0,12 e quelle vaccinate invece con probabilità 0,02.

Qual è la probabilità di ammalarsi? Qual è la probabilità che una persona ammalata si sia vaccinata?

Esercizio 1.6. Una fabbrica produce dei componenti elettronici che vende in scatole di 10 pezzi. Prima di essere messa in vendita, ogni scatola viene controllata nel modo seguente: si scelgono a caso 5 pezzi e se almeno 4 risultano funzionanti la scatola passa alla vendita.

- a) Qual è la probabilità che una scatola con esattamente 8 pezzi funzionanti passi alla vendita?
- b) Stessa domanda per una scatola con 4 pezzi funzionanti.

2 Parte 2

Esercizio 2.1. Si lanciano due dadi equilibrati, e consideriamo i due eventi A “la somma dei due numeri usciti è 7”, e B “il numero comparso nel primo dado è 4”.

- 1) Provare che gli eventi A e B sono indipendenti.
- 2) Più in generale, indicando rispettivamente con le v.a. X ed Y il numero uscito nel primo e nel secondo dado, si considerino gli eventi $\{X + Y = n\}$ e $\{X = k\}$: esaminare per quali valori di n e di k questi due eventi risultano indipendenti.

Esercizio 2.2. In un concorso la prova scritta consiste in un test composto di 5 domande: per ciascuna di esse il test richiede di scegliere una tra 4 possibili risposte, delle quali una sola è corretta. Il test viene valutato attribuendo punteggio 1 ad ogni risposta esatta e $(-\frac{1}{4})$ ad ogni risposta errata.

Si consideri un concorrente che risponda a caso ad ogni domanda:

- a) Qual è la probabilità che ottenga in totale 2,5 punti ?
- b) Quale punteggio ottiene in media?

Esercizio 2.3. Sia X una variabile aleatoria a valori interi (relativi): trovare delle condizioni necessarie e sufficienti affinché X e X^2 siano indipendenti tra loro.

Esercizio 2.4. Si consideri una v.a. discreta X che prende i valori 2^i , per $i = 0, 1, \dots$ ed è tale che $\mathbf{P}(X = 1) = \mathbf{P}(X = 2^0) = \frac{3}{4}$; e, per $i \geq 1$, $\mathbf{P}(X = 2^i) = 5^{-i}$.

- a) Dire se la v.a ammette valore atteso ed in tal caso calcolarlo.
- b) Dire se ammette momento secondo, terzo, e più in generale per quali valori $p \geq 1$ ammette momento di ordine p .

Esercizio 2.5. Sia X una variabile aleatoria con distribuzione geometrica di parametro p : qual è la probabilità che X assuma un valore pari, e quella che assuma un valore dispari?

Sia ora Y una variabile con distribuzione di *Poisson* di parametro λ : rispondere alle stesse domande.

Attenzione: il numero 0 non è considerato né pari né dispari. Per rispondere alla seconda domanda si suggerisce di scrivere il numero $(e^\lambda + e^{-\lambda})$ come somma di una serie.

Esercizio 2.6. Vi sono due monete, indistinguibili al tatto, delle quali una è perfettamente equilibrata e l'altra è truccata: per quest'ultima è $\frac{2}{3}$ la probabilità che esca testa. Se ne sceglie una a caso e la si lancia 2 volte di seguito, e siano X_1 e X_2 i risultati dei due lanci (X_i vale 1 oppure 0 a seconda che all'i-mo lancio sia uscita testa oppure croce).

- 1) Le variabili X_1 e X_2 sono indipendenti?
- 2) Se è uscita testa in entrambi i lanci, qual è la probabilità che sia stata scelta la moneta truccata?

Esercizio 2.7. Consideriamo la misura \mathbf{m} definita sull'insieme dei naturali strettamente positivi tale che $\mathbf{m}(k) = k^{-1}$ e consideriamo, per ogni n , la funzione f_n definita da:

$$f_n(k) = \begin{cases} k^{-\frac{1}{n}} & \text{se } k \geq n \\ 0 & \text{se } k < n \end{cases}$$

- 1) Le funzioni f_n sono integrabili rispetto a \mathbf{m} ?
- 2) Convergono ad un limite f , e questo limite è integrabile?
- 3) Si può *passare al limite* sotto il segno d'integrale?

Esercizio 2.8. Da una moneta truccata se ne può ottenere una equilibrata nel modo seguente. Si lancia due volte, se esce TC si decide che è uscita "testa", se esce CT si decide per "croce" e se i due risultati sono eguali si riprova altre due volte e di seguito fino ad ottenere due risultati diversi.

a) Provare che la "moneta" ottenuta in questo modo è effettivamente equilibrata.

b) Quanti lanci in media è necessario effettuare per arrivare al risultato?

Esercizio 2.9. Provare che, se X_n è una variabile Binomiale di parametri n e $\frac{\lambda}{n}$ ed X una variabile di Poisson di parametro λ , per ogni intero positivo k si ha

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{X_n = k\} = \mathbf{P}\{X = k\}$$

Esercizio 2.10. Siano X e Y due variabili aleatorie *geometriche* di parametro p , indipendenti: calcolare $\mathbf{P}(X = Y)$ e $\mathbf{P}(X < Y)$.

Esercizio 2.11. Siano X e Y due variabili di *Poisson* di parametri rispettivamente λ e μ , indipendenti.

- a) Determinare la distribuzione di probabilità di $S = X + Y$.
- b) Determinare la distribuzione condizionata di X sapendo che $S = n$.

Esercizio 2.12. Siano X ed Y due variabili indipendenti, equidistribuite, che prendono i valori 1 e -1 con probabilità p e $1 - p$ ($0 < p < 1$), sia poi $U = XY$.

Provare che X e U sono indipendenti se e solo se $p = \frac{1}{2}$.

Esercizio 2.13. Il numero di clienti che si presentano in un giorno in un grande magazzino è rappresentato da una v.a. X con distribuzione di *Poisson* di parametro λ ; inoltre ogni cliente, indipendentemente dagli altri, ha probabilità p di essere derubato. Indichiamo con Y la v.a. che indica il numero di clienti che sono stati derubati.

1) Calcolare la distribuzione di probabilità della v.a. Y (Suggerimento: osservare che $\{Y = n\} = \cup_{k=n}^{+\infty} \{Y = n, X = k\}$)

2) Calcolare la distribuzione di probabilità della v.a. $Z = X - Y$ (numero di clienti non derubati).

3) Le v.a. X e Y sono indipendenti? Le v.a. Y e Z sono indipendenti?

Esercizio 2.14. Tra tutte le variabili aleatorie discrete che prendono solo i valori 1, 2 e 3 e che hanno valore atteso $\mathbf{E}[X] = 2$, trovare quelle che hanno varianza rispettivamente massima e minima.

Esercizio 2.15 (La variabile multinomiale). Consideriamo un esperimento che ha k possibili esiti, ciascuno con probabilità p_i ($p_i > 0$, $p_1 + \dots + p_k = 1$): di esso si fanno n prove in condizioni di indipendenza ed indichiamo, per ogni i , con X^i la variabile che indica quante volte si è realizzato l'esito i .

Si chiama *variabile multinomiale* (di parametri $(n; p_1, \dots, p_k)$) la variabile vettoriale $\mathbf{X} = (X^1, \dots, X^k)$.

Determinare la distribuzione di probabilità della variabile \mathbf{X} e specificare se le componenti X^i sono indipendenti.

Notiamo che, se X è *binomiale* di parametri (n, p) , la coppia $(X, n-X)$ è multinomiale di parametri $(n; p, 1 - p)$.

3 Parte 3

Esercizio 3.1. Sia X una v.a. con densità a valori positivi: provare che vale la formula

$$\mathbf{E}[X] = \int_0^{+\infty} \mathbf{P}\{X > x\} dx$$

Esercizio 3.2. Dire se le seguenti funzioni possono essere funzioni di ripartizione, ed in tal caso se la probabilità associata è definita da una densità.

Specificare inoltre se una v.a. che abbia quella legge di probabilità ammette valore atteso.

$$F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} x$$

$$G(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - \frac{1}{2(1+x)} & x \geq 0 \end{cases}$$

$$H(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 2 - 2e^{-2x} & x \geq 0 \end{cases}$$

$$K(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - (x-1)^2 & 0 \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$$

Esercizio 3.3. Supponiamo che la densità congiunta di una variabile doppia (X, Y) si possa scrivere nella forma $f(x, y) = h(x) \cdot k(y)$, dove h e k sono due funzioni boreliane positive: provare che X e Y sono indipendenti. Chi sono rispettivamente le densità di X e di Y ?

Esercizio 3.4. Siano X e Y due variabili indipendenti con densità esponenziale di parametro 1, e siano $U = X + Y$ e $V = \frac{X}{X+Y}$.

- Calcolare la densità congiunta di U, V .
- U e V sono indipendenti?
- Verificare che vale l'eguaglianza

$$\mathbf{E} \left[\frac{X}{X+Y} \right] = \frac{\mathbf{E}[X]}{\mathbf{E}[X] + \mathbf{E}[Y]}$$

Esercizio 3.5. Sia (X, Y) una variabile doppia avente densità

$$f(x, y) = \begin{cases} e^{-x} & \text{per } x > y > 0 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

e sia $Z = X - Y$.

- Qual è la densità di Z ? Si tratta di una densità nota ?
- Le variabili Y e Z sono indipendenti ?

Esercizio 3.6. Sia (X, Y) una variabile doppia uniformemente distribuita sul cerchio unitario $\{(x, y) \mid x^2 + y^2 \leq 1\}$.

- Calcolare le densità marginali di X e di Y . Le componenti sono indipendenti?
- Calcolare le densità del *modulo* e dell'*argomento*; più precisamente le densità delle variabili aleatorie $R = \sqrt{X^2 + Y^2}$ e $T = \operatorname{arctg} \left(\frac{Y}{X} \right)$.

Esercizio 3.7. Sia (X, Y) una variabile aleatoria doppia con densità congiunta

$$f(x, y) = \begin{cases} x e^{-(x+y)} & \text{se } x > 0 \text{ e } y > 0 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

- X e Y sono indipendenti ?
- Calcolare (se esiste) il valore atteso di $\frac{Y}{X}$.
- Calcolare la densità della variabile $X + Y$.
- Calcolare la densità della variabile $U = \min(X, Y)$.

Esercizio 3.8. Consideriamo una variabile aleatoria doppia (X, Y) avente come densità la funzione

$$f(x, y) = \begin{cases} 10 x^2 y & \text{se } 0 < y < x < 1 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

- Le componenti X e Y sono indipendenti?
- Poniamo $U = X$ e $V = \frac{X}{Y}$: calcolare la densità del vettore (U, V) .
- Le variabili U e V sono indipendenti?
- Calcolare $\mathbf{P}\{X > 2Y \mid Y < \frac{1}{2}\}$.

4 Parte 4

Esercizio 4.1. Sia $(X_n)_{n \geq 1}$ una successione di variabili aleatorie indipendenti uniformemente distribuite sull'intervallo $[0, 1]$ e siano rispettivamente $M_n = \max(X_1, \dots, X_n)$ e $V_n = \min(X_1, \dots, X_n)$.

- Calcolare le densità di M_n e V_n .
- Indagare sulla convergenza in probabilità delle due successioni $(M_n)_{n \geq 1}$ e $(V_n)_{n \geq 1}$.

Esercizio 4.2. Sia, per $n \geq 1$, f_n la funzione definita da

$$f_n(x) = \begin{cases} c_n \cdot x^{2n} & -1 < x < 1 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

Dopo aver identificato la costante c_n che rende la funzione sopra scritta una densità, si consideri per ogni n una v.a. X_n avente densità f_n : esaminare se la successione $(X_n)_{n \geq 1}$ converge in legge ed eventualmente a quale limite.

Esercizio 4.3. Sia data una successione $(X_n)_{n \geq 1}$ di v.a. indipendenti equidistribuite, con densità

$$f(x) = \begin{cases} 2x & \text{se } 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

Indagare sulla convergenza in legge della successione di variabili aleatorie $(Y_n)_{n \geq 1}$ definite da

$$Y_n = 2\sqrt{n} \min(X_1, \dots, X_n).$$

Esercizio 4.4. Una compagnia aerea dispone di un aeromobile con 160 posti e, sapendo per esperienza che in media 4 passeggeri su 100 che hanno prenotato il volo poi non si presentano, accetta fino a 164 prenotazioni per ogni volo. Supponiamo che per un dato volo siano state effettuate esattamente 164 prenotazioni.

- a) Qual è il numero medio di passeggeri che si presentano all'imbarco?
- b) Qual è (approssimativamente) la probabilità che la compagnia sia costretta a rifiutare l'imbarco a qualche passeggero per esaurimento dei posti sull'aereo?

5 Parte 5

Esercizio 5.1. Consideriamo un campione X_1, \dots, X_n di variabili di *Poisson* di parametro $\theta, \theta > 0$: che cosa si può dire circa un intervallo di fiducia per θ ed un test dell'ipotesi $\mathcal{H}_0) \theta \leq \theta_0$ contro l'alternativa $\mathcal{H}_1) \theta > \theta_0$?

Esercizio 5.2. Si vuole verificare con quale frequenza si presenta tra i neonati una certa malformazione, più precisamente si vuole verificare l'ipotesi $\mathcal{H}_0) \theta \leq 0,02$, essendo θ la probabilità (sconosciuta) con la quale si presenta questa malformazione: per fare questo si controllano delle cartelle cliniche di neonati fino a quando se ne trova una nella quale compare questa malformazione. Pianificare un test per decidere al livello 0,1 , sulla base del numero di cartelle che è stato necessario verificare, se l'ipotesi può essere accettata.

Un procedimento più preciso si otterrebbe continuando a verificare cartelle fino a quando non se ne trovano 10 contenenti questa malformazione: esaminare se i calcoli sono agevoli in questo caso.

Esercizio 5.3. Sia X_1, \dots, X_n un campione di taglia n e legge *geometrica* di parametro θ ($0 < \theta < 1$) . Determinare un riassunto esaustivo. Esiste una stima di massima verosimiglianza, una stima consistente?

Esercizio 5.4. Consideriamo come insieme dei parametri gli interi strettamente positivi $k \geq 1$ e sia \mathbf{m}^k la distribuzione di probabilità uniforme su $\{1, \dots, k\} \subseteq \mathbb{N}$.

Sia dato un campione di taglia n e legge \mathbf{m}^k : considerare le stesse domande dell'esercizio precedente.

Esercizio 5.5. Si consideri, per $\theta > 1$, la distribuzione di probabilità \mathbf{m}^θ sugli interi strettamente positivi $\mathbb{N}^* = \{1, 2, \dots\}$ tale che $\mathbf{m}^\theta(k) = \zeta(\theta)^{-1} k^{-\theta}$, essendo

$$\zeta(s) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^s}$$

Dato un campione di taglia n e legge \mathbf{m}^θ , considerare le stesse domande degli esercizi precedenti.

Osservazione: la funzione ζ sopra definita è la celebre *funzione zeta di Riemann*, molto importante in teoria dei numeri. Questa funzione è stata studiata approfonditamente, ma di essa non si può dare un'espressione esplicita in termini di funzioni elementari.

Esercizio 5.6. Consideriamo un campione di taglia n di v.a. con densità

$$f(\theta, x) = \begin{cases} e^{-(x-\theta)} & x \geq \theta \\ 0 & x < \theta \end{cases}$$

dove $0 < \theta < +\infty$.

a) Indagare se esiste una statistica esaustiva T e la stima di massima verosimiglianza di θ .

b) Esaminare se tale stima è corretta.

Si vuole esaminare ora il test dell'ipotesi

$$\mathcal{H}_0) \quad \theta \leq 1 \quad \text{contro l'alternativa} \quad \mathcal{H}_1) \quad \theta > 1$$

utilizzando come regione critica $D = \{T > c\}$: determinare la costante c in modo tale che il test sopra indicato abbia livello α .

Esercizio 5.7. Siano X_1, \dots, X_n variabili aleatorie indipendenti equidistribuite, dotate di momento primo e secondo. Tra tutte le stime *lineari* del valore atteso (cioè della forma $U = \sum_{i \leq n} a_i X_i$), trovare quella corretta di varianza minima.

Esercizio 5.8. Viene condotto un sondaggio telefonico per determinare la percentuale di famiglie che vedono un certo programma televisivo: se si desidera che, nella determinazione di tale percentuale, l'errore non sia superiore a 0,02 con un grado di fiducia del 90%, quante famiglie almeno devono essere intervistate?

Esercizio 5.9. Sia X_1, \dots, X_n un campione di taglia n con densità uniforme sull'intervallo $[0, \theta]$, $0 < \theta < +\infty$.

a) Indagare se esiste una *statistica esaustiva* e trovare una stima *corretta* di θ .

b) Trovare un intervallo di fiducia al livello $1 - \alpha$ per il parametro θ (si suggerisce di cercare un intervallo di fiducia della forma $[T, T(1 + d)]$ con d da calcolare opportunamente).

c) Trovare la regione critica di un test dell'ipotesi

$$\mathcal{H}_0) \quad \theta \geq 1 \quad \text{contro l'alternativa} \quad \mathcal{H}_1) \quad \theta < 1$$

ad un livello α prefissato.

6 Parte 6

Esercizio 6.1. Vengono prodotti artigianalmente dei manufatti che dovrebbero essere lunghi 120 cm, e si considera che la produzione e' buona se almeno il 90 % hanno una lunghezza compresa tra i 118 ed i 122 cm : assumendo che la variabile aleatoria che rappresenta la lunghezza dei manufatti sia gaussiana, imporre delle limitazioni sulla varianza affinchè tale condizione sia soddisfatta.

Se vengono misurati 27 pezzi e si trova $\sum_{i \leq 27} (x_i - 120)^2 = 54,86$, si può accettare al livello 0,05 l'ipotesi che la produzione sia di buona qualità ?

Esercizio 6.2. Una ditta farmaceutica, che propaganda un nuovo farmaco, sostiene che abbrevia di almeno 4 giorni la durata di una malattia infettiva rispetto ai farmaci tradizionali: a sostegno di questa tesi riporta i dati di un esperimento condotto, come si usa dire, *in doppio cieco*, somministrando a un gruppo di 11 pazienti il nuovo farmaco e ad un gruppo di controllo di 7 pazienti i farmaci tradizionali.

I dati delle durate delle malattie, espresse in giornate, sono i seguenti:
 $\sum_{i \leq 11} x_i = 91, \quad \sum_{i \leq 11} x_i^2 = 827, \quad \sum_{j \leq 7} y_j = 80, \quad \sum_{j \leq 7} y_j^2 = 976.$

Pianificare un test per verificare, al livello 0,05, se l'affermazione della ditta può essere ritenuta corretta.

Esercizio 6.3. Siano X_1, \dots, X_n, X_{n+1} indipendenti con densità gaussiana $N(\mu, \sigma^2)$ (μ e σ^2 sconosciuti): siamo interessati ad utilizzare i valori osservati di X_1, \dots, X_n per determinare un intervallo di fiducia (detto *intervallo di previsione*) per X_{n+1} al livello $1 - \alpha$. A tale scopo, denotiamo $\bar{X}_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$ e $S_n^2 = \frac{\sum_{i < n} (X_i - \bar{X}_n)^2}{n-1}$.

a) Determinare la distribuzione di probabilità di $\frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S_n}$;

b) ottenere un intervallo di fiducia per la variabile sopra scritta e dedurre un *intervallo di previsione* per X_{n+1} dati X_1, \dots, X_n .

Esercizio 6.4. Siano X_1, \dots, X_n e Y_1, \dots, Y_m due campioni indipendenti con densità gaussiana $N(m, \sigma^2)$ (identica per entrambi), e definiamo $\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$ e $S^2(X) = \frac{\sum_{i \leq n} (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$ ed in modo analogo \bar{Y} e $S^2(Y)$.

a) Provare che, scelto comunque $0 < t < 1$, la v.a. $tS^2(X) + (1-t)S^2(Y)$ è una stima corretta della varianza σ^2 .

b) Tra le stime sopra indicate, individuare quella di *rischio quadratico* minimo.

Esercizio 6.5. Consideriamo un campione X_1, \dots, X_{17} di variabili gaussiane con media m sconosciuta e varianza 2: supponiamo che la somma dei valori osservati ($x_1 + \dots + x_{17}$) sia eguale a 11,82. Qual è la soglia di accettazione per il test dell'ipotesi

$\mathcal{H}_0) m = 0$ contro l'alternativa $\mathcal{H}_1) m \neq 0$?