Matricola:

⓪	⓪	⓪	⓪	⓪	⓪
①	①	①	①	①	①
②	②	②	②	②	②
③	③	③	③	③	③
④	④	④	④	④	④
⑤	⑤	⑤	⑤	⑤	⑤
⑥	⑥	⑥	⑥	⑥	⑥
⑦	⑦	⑦	⑦	⑦	⑦
⑧	⑧	⑧	⑧	⑧	⑧
⑨	⑨	⑨	⑨	⑨	⑨

Istruzioni: riempire ***completamente*** *le bolle con le cifre del numero di matricola (una cifra per colonna); nella parte sotto del foglio, riempire* ***completamente*** *le bolle con le risposte alle domande a scelta multipla. Per riempire, usare penna o matita nera, colorando tutto l'interno e cercando di non uscire dal bordo. Non sono ammesse correzioni, dato che il foglio verrà analizzato da un computer.*

Cognome:.....**Nome:**.....**Firma:**.....

Segnare le risposte delle domande a scelta multipla

(1) Ⓐ Ⓑ Ⓒ Ⓓ Ⓔ

(2) Ⓐ Ⓑ Ⓒ Ⓓ Ⓔ

(3) Ⓐ Ⓑ Ⓒ Ⓓ Ⓔ

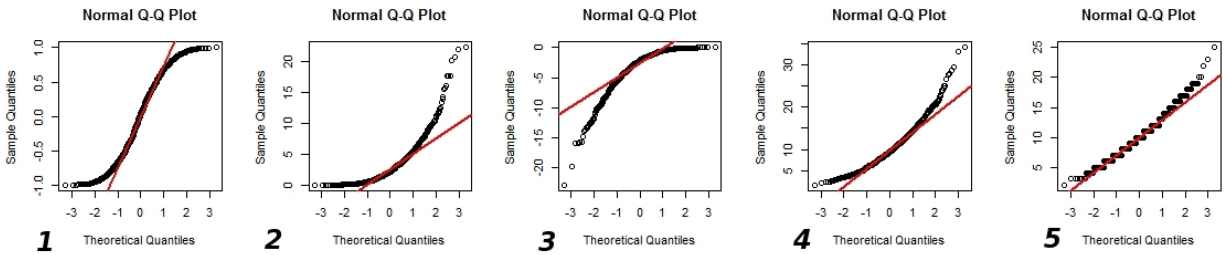
(4) Ⓐ Ⓑ Ⓒ Ⓓ Ⓔ

(5) Ⓐ Ⓑ Ⓒ Ⓓ Ⓔ

(6) Ⓐ Ⓑ Ⓒ Ⓓ Ⓔ

Domande a scelta multipla

(1) Quali dei seguenti grafici q-q si riferisce ad un campione di dati proveniente da una distribuzione simmetrica?



- ☐ *(a)* La figura 5.
- ☐ *(b)* La figura 2.
- ☐ *(c)* La figura 4.
- ☐ *(d)* La figura 3.
- ☐ *(e)* [=] La figura 1.

(2) Se A e B sono due eventi tali che $A \cap B = \emptyset$, allora necessariamente:

- ☐ *(a)* A e B sono indipendenti.
- ☐ *(b)* A e B sono eventi impossibili.
- ☐ *(c)* $A \cup B = \Omega$.
- ☐ *(d)* [=] Se A e B sono indipendenti allora $\mathbb{P}(A) = 0$ oppure $\mathbb{P}(B) = 0$. *(*) Più in generale, dati due eventi A e B allora sono indipendenti e vale $\mathbb{P}(A \cap B) = 0$ se e solo se $\mathbb{P}(A) = 0$ oppure $\mathbb{P}(B) = 0$. Notiamo che $\mathbb{P}(A) = 0$ o $\mathbb{P}(B) = 0$ se e solo se $\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = 0$. Se $\mathbb{P}(A) = 0$ (se vale $\mathbb{P}(B) = 0$ è analogo) allora, essendo $A \cap B \subseteq A$, si ha $\mathbb{P}(A \cap B) = 0 = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$. Viceversa se sono indipendenti e vale $\mathbb{P}(A \cap B) = 0$ allora $\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A \cap B) = 0$.*
- ☐ *(e)* $A \setminus B^c = B^c$. *(*) Vale invece $\mathbb{P}(A \setminus B^c) = A$.*

(3) Una variabile assolutamente continua ha come funzione di ripartizione

$$F(x) = \begin{cases} 1 - 1/(x+1) & x \geq 0 \\ 0 & x < 0. \end{cases}$$

Quanto vale $\mathbb{P}(X > t+s | X > t)$ per $t, s \geq 0$?

- ☐ *(a)* 1.
- ☐ *(b)* $\frac{1-1/(1+t+s)}{1-1/(1+t)}$.
- ☐ *(c)* $\mathbb{P}(X > s)$ cioè $1/(1+s)$.
- ☐ *(d)* $1/(1+t+s)$.
- ☐ *(e)* [=] $(1+t)/(1+s+t)$. *(*) Poiché* $\{X > t+s\} \subseteq \{X > t\}$ *si ha* $\mathbb{P}(X > t+s | X > t) = \mathbb{P}(X > t+s, X > t)/\mathbb{P}(X > t) = \mathbb{P}(X > t+s)/\mathbb{P}(X > t) = \frac{1/(1+t+s)}{1/(1+t)}$

(4) Supponiamo di calcolare un intervallo di confidenza I_1 per la media di una popolazione normale, al livello α_1. Cosa accade se calcoliamo poi l'intervallo di confidenza I_2 al livello α_2, con $\alpha_2 > \alpha_1$?

- ☐ *(a)* È più facile rifiutare H_0.
- ☐ *(b)* [=] I_2 è più ampio di I_1.
- ☐ *(c)* I_2 è più stretto di I_1.
- ☐ *(d)* La numerosità del campione aumenta.
- ☐ *(e)* Non ci sono regole.

(5) Si consideri un campione casuale di ampiezza n di legge normale con media incognita μ e supponiamo che, ***a posteriori***, dal calcolo dell'intervallo di confidenza dal campione per μ al livello 0.95 si sia ottenuto l'intervallo $(1.5, 2.5)$. Allora è necessariamente vero che:

- ☐ *(a)* $\mu = 2$.
- ☐ *(b)* $\bar{x}_n = 1.5$. *(*) Non può essere vera, infatti* $\bar{x}_n = 2$.
- ☐ *(c)* $\mu \in (1.5, 2.5)$ con probabilità 0.95.
- ☐ *(d)* [=] nessuna delle altre risposte è sempre vera. *(*) A posteriori non c'è più nulla di casuale, quindi nessuna delle altre affermazioni è sempre corretta.*
- ☐ *(e)* $\mu \in (1.5, 2.5)$ con probabilità 0.05.

(6) Si consideri una variabile X di Poisson di parametro λ. Allora $2X$:

- ☐ *(a)* [=] è una variabile aleatoria discreta che assume solo i valori interi pari e lo 0.
- ☐ *(b)* è una variabile di Poisson di parametro 2λ.
- ☐ *(c)* è una variabile aleatoria continua.
- ☐ *(d)* è una variabile aleatoria discreta che assume solo i valori interi dispari.
- ☐ *(e)* è una variabile di Poisson di parametro $\lambda/2$.