

Compito scritto dell'esame di Statistica e analisi dei dati 14 giugno 2022	Prof. Giuseppe Boccignone	Corso di Laurea
Cognome:	Nome:	Matricola:

Istruzioni

- Il tempo riservato alla prova scritta e' di 2 ore. Durante la prova e' possibile consultare il formulario ed utilizzare la calcolatrice. Non e' possibile consultare libri e appunti.
- Ogni foglio deve riportare il numero di matricola
- In ogni esercizio occorre indicare chiaramente, per ogni risposta, il numero della domanda corrispondente
- Riportare lo svolgimento degli esercizi per esteso (quando l'esercizio richiede piu' passaggi di calcolo, non sara' preso in considerazione se riporta solo le soluzioni). Se una serie di calcoli coinvolge una o piu' frazioni semplici (numeratore e denominatore interi), per chiarezza, si svolgano i calcoli mantenendo tali numeri in forma frazionaria fin dove possibile (non li si converta nelle loro approssimazioni con virgola e decimali: solo il risultato finale sara' eventualmente rappresentato in quest'ultima forma).

Problemi

ESERCIZIO 1. Di due eventi A e B si sa che $P(A \cup B) = \alpha$ e che $P(A | B) = P(B | A) = p > 0$.

(a) Calcolare $P(A), P(B), P(A \cap B)$

Soluzione: Si ha che

$$P(A \cap B) = P(B | A)P(A) = P(A | B)P(B) \implies pP(A) = pP(B) \implies P(A) = P(B)$$

Dunque

$$\alpha = P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 2P(A) - P(A \cap B) = 2P(A) - P(B | A)P(A) = (2 - p)P(A)$$

$$\implies P(A) = \frac{\alpha}{2 - p} = P(B)$$

Infine

$$P(A \cap B) = P(B | A)P(A) = \frac{\alpha p}{2 - p}$$

ESERCIZIO 2. Una variabile aleatoria discreta X può assumere solo i valori $x = 1, 2, 3$. Inoltre, si ha che $E[X] = 1.5$, $var(X) = 0.5$.

(a) Calcolare la distribuzione di probabilità di X .

Soluzione:

La distribuzione di probabilità discreta é

$$P(X = 1) = p_1, P(X = 2) = p_2, P(X = 3) = p_3$$

con condizione di normalizzazione

$$p_1 + p_2 + p_3 = 1 \quad (1)$$

Sappiamo che:

$$E[X] = \sum_{x=1}^3 xP(X = x) = 1p_1 + 2p_2 + 3p_3 = 1.5 \quad (2)$$

Inoltre $var(X) = E[X^2] - (E[X])^2 = E[X^2] - (1.5)^2 = 0.5$, con $E[X^2] = \sum_{x=1}^3 x^2P(X = x) = 1p_1 + 4p_2 + 9p_3$, dunque

$$1p_1 + 4p_2 + 9p_3 - (1.5)^2 = 0.5 \quad (3)$$

Risolvendo il sistema lineare di equazioni 1, 2, 3, si ottiene

$$p_1 = 0.625, p_2 = 0.250, p_3 = 0.125$$

ESERCIZIO 3.

Sparando a un bersaglio ho il 20% di probabilità di fare centro.

(a) Se sparo due volte, che probabilità ho di fare almeno un centro?

Soluzione: (Distribuzione binomiale) Il numero X_n di centri fatti con n colpi segue una legge binomiale, $X_n \sim \text{Bin}(X_n; n, 0.2)$.

Quindi

$$P(X_2 \geq 1) = 1 - P(X_2 = 0) = 1 - \text{Bin}(0; 2, 0.2) = 1 - (0.8)^2 = 0.36$$

(b) Che numero minimo di colpi devo sparare per aver più del 50% di probabilità di fare almeno un centro?

Soluzione: Si deve determinare

$$P(X_n \geq 1) > 0.5$$

Procedendo come prima

$$P(X_n \geq 1) = 1 - P(X_n = 0) = 1 - \text{Bin}(0; n, 0.2) = 1 - (0.8)^n$$

dunque

$$1 - (0.8)^n > 0.5 \implies (0.8)^n < 0.5 \implies n > \frac{\ln 0.5}{\ln 0.8} \approx 3.1$$

ESERCIZIO 4. Un transistor ha una vita media nominale di 1000 giorni.

(a) Se in un test di durata il transistor ha già funzionato ininterrottamente per 500 giorni, qual è la probabilità che si guasti nei successivi 200 giorni?

Soluzione: Assumendo che i guasti seguano un processo poissoniano, la durata T (in giorni) segue una legge esponenziale $\text{Exp}(T; \lambda)$ di parametro

$$\lambda = \frac{1}{10^3};$$

Per l'assenza di memoria che caratterizza tale distribuzione, la probabilità che un transistor vecchio di 500 giorni duri ancora al massimo 200 giorni è uguale alla probabilità che un transistor nuovo duri al massimo 200 giorni, Pertanto

$$P(T \leq 200) = 1 - e^{-\frac{200}{10^3}} \approx 18.13\%$$

(b) Se 5 transistor sono sottoposti al test di durata, qual è la probabilità che almeno uno di essi funzioni più di 2000 giorni? (Si assuma che i transistor si guastino indipendentemente.)

Soluzione: Sia p la probabilità che un transistor funzioni al massimo 2000 giorni

$$p = P(T \leq 2000) = 1 - e^{-\frac{2000}{10^3}} = 1 - e^{-2}$$

Per indipendenza, la probabilità che tutti i 5 transistor funzionino al massimo 2000 giorni è uguale a p^5 , e quindi la probabilità dell'evento contrario (almeno un transistor funziona più di 2000 giorni), vale

$$1 - p^5 \approx 51.67\%$$

ESERCIZIO 5. Un costruttore sta considerando l'acquisto di speciali barre metalliche da due diversi fornitori. Un campione di 12 barre di lunghezza dichiarata pari a $127mm$ viene acquistato da ciascuno dei due fornitori e poi misurato. La deviazione standard della lunghezza delle barre del primo fornitore risulta essere $s_1 = 0.13mm$, mentre quella delle barre del secondo fornitore è di $s_2 = 0.17mm$.

(a) Questi dati indicano che la lunghezza di una barra del primo fornitore è soggetta a maggior variabilità rispetto a quella del secondo fornitore? (Si assuma normalità e un livello di significatività 0.05)

Soluzione:

I dati del problema ci dicono che: $n_1 = 12$, $n_2 = 12$, $s_1^2 = (0.13)^2$, $s_2^2 = (0.17)^2$.

I gdl sono $\nu_1 = \nu_2 = 11$

Considerando la statistica $F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = 0.585$ (nell'ipotesi $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$, notiamo immediatamente che è largamente inferiore al valore critico $f_{0.025}(11, 11) = 3.53$ valore oltre il quale la probabilità che i campioni siano stati generati da distribuzioni con $\sigma_1 = \sigma_2$ (ipotesi nulla) sarebbe molto bassa.

Verifichiamo con il calcolo dell'intervallo di confidenza (IC)

L'IC per il rapporto delle due varianze, con $\alpha = 0.05$ è:

$$\frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{f_{0.025}(\nu_1, \nu_2)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{s_1^2}{s_2^2} f_{0.025}(\nu_2, \nu_1)$$

dove $f_{0.025}(\nu_2, \nu_1) = f_{0.025}(\nu_1, \nu_2) = f_{0.025}(11, 11) = 3.53$
Sostituendo:

$$0.16565 < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < 2.0642$$

L'intervallo ammette la possibilità che $\frac{\sigma_1}{\sigma_2} = 1$, dunque i dati indicano che statisticamente non si può rigettare l'ipotesi che le lunghezze delle barre dei due fornitori abbiano la stessa variabilità.

ESERCIZIO 6.

Vengono sottoposti a confronto i consumi delle autovetture A e B alla velocità costante di $120Km/h$. Si ritiene che i consumi dei due tipi di autovetture possa essere descritto da variabili aleatorie con distribuzione normale con la stessa varianza. L'auto di tipo A in 20 prove consuma mediamente $6.5litri/100Km$, quella di tipo B in 22 prove consuma mediamente $6.6litri/100Km$. Le relative varianze campionarie sono rispettivamente di 0.30 e 0.28.

(a) Possiamo ritenere che le due autovetture abbiano lo stesso consumo medio al livello di significatività del 5%?

Soluzione:

Abbiamo che:

- $\bar{x}_A = 6.5, s_A^2 = 0.30, n_A = 20$
- $\bar{x}_B = 6.6, s_B^2 = 0.28, n_B = 22$

Siamo nel caso di varianze ignote ma eguali, e la differenza fra medie é valutabile mediante una statistica t-Student, dove i gradi di libertà ν sono dati da $\nu = n_A + n_B - 2 = 40$, $\alpha = 0.05$, per cui, $t_{\nu, \frac{\alpha}{2}} = t_{40, 0.025} \approx 2.021$

La deviazione standard pooled vale:

$$S_{pool} = \sqrt{\frac{(n_A - 1)s_A^2 + (n_B - 1)s_B^2}{n_A + n_B - 2}} = 0.5381$$

L'intervallo di confidenza per la differenza fra le medie $\mu_A - \mu_B$ a livello $(100)(1 - \alpha) = (100)(1 - 0.05) = 95\%$ vale pertanto

$$\bar{x}_A - \bar{x}_B \pm t_{40, 0.025} S_{pool} \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}} = -0.1 \pm 0.33586$$

ovvero l'IC ha estremi $[-0.43596; 0.23596]$ per cui si può ragionevolmente ritenere che le due autovetture abbiano differenza in consumo medio trascurabile.

Equivalentemente, si osserva che la statistica della differenza fra medie normalizzata

$$\left| \frac{\bar{x}_A - \bar{x}_B}{S_{pool} \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}} \right| = 0.612 < t_{40, 0.025} = 2.021$$