Esercitazioni di Statistica Matematica A
Esercitatori: Dott. Fabio Zucca - Dott. Maurizio U. Dini
Lezioni del 7/1/2003 e del 14/1/2003

1 Esercizi

1.1 Test su media (con varianza nota)

Esercizio n. 1

Il calore (in calorie per grammo) emesso da un composto di cemento è (approssimatamente) normalmente distribuito di deviazione standard nota $\sigma = 2$. Si vuole testare

$$H_0 : \mu = 100$$

contro

$$H_1 : \mu \neq 100$$

con un campione di dimensione $n = 9$.

1. Se la regione di accettazione fosse data da $98.5 \leq \bar{x} \leq 101.5$, quale sarebbe l'errore di prima specie α?

2. Determinare l'errore di seconda specie β e la potenza del test quando la vera media del calore è pari a 103.

3. Determinare l'errore di seconda specie β quando la vera media del calore è pari a 105. Tra il β appena trovato e quello trovato nel punto 2., quale dei due è più piccolo e perché?

Esercizio n. 2

Un'azienda produce anelli per i pistoni delle automobili. E' noto che il diametro di tali anelli è approssimatamente normalmente distribuito ed ha deviazione standard $\sigma = 0.001$ mm. Da un campione di $n = 15$ anelli, inoltre, si ricava una media campionaria $\bar{x} = 74.036$ mm.

Si vuole testare l'ipotesi che la media del diametro degli anelli sia uguale a 74.035 mm. ad un livello di significatività $\alpha = 5\%$.

1. Costruire la regione di accettazione dell'ipotesi enunciata sopra.
2. Quale conclusione possiamo trarre con i dati a noi disponibili?

Esercizio 3

Supponiamo che la vita (in ore) di una lampadina da 75 watt sia approssimatamente normalmente distribuita ed abbia una deviazione standard pari a $\sigma = 25$ ore. Un campione di 20 lampadine ha una media (campionaria) di vita $\bar{x} = 1014$ ore.

1. E' ragionevole supporre che la media di vita delle lampadine superi 1000 ore? Usare un livello di significatività $\alpha = 5\%$.
2. Calcolare il $P - value$ del test precedente.

Esercizio 4

Il tasso di un processo chimico è studiato. Di tale tasso sono note la deviazione standard $\sigma = 8$ e la media campionaria $\bar{x} = 88.48\%$, ottenute da un campione di dimensione $n = 100$.

1. Determinare il $P - value$ del test in cui ci si domanda se sia ragionevole che la media del tasso non sia 90%.
2. Quali conclusioni possiamo trarre ai livelli di significatività del 5% e del 6%?

1.2 Intervalli di confidenza per la media (con varianza nota)

Esercizio 5

Sappiamo che un intervallo bilaterale di confidenza al 95% per la media di una popolazione normalmente distribuita è dato da $(11.4104; 13.8896)$. Se la varianza è pari a 6:

1. quale era la media campionaria della popolazione ?

2. qual è la dimensione del campione dal quale abbiamo determinato l'intervallo di confidenza in questione?

Esercizio 6

La lunghezza (in cm.) delle mine per matita di una certa marca è distribuita come una variabile aleatoria gaussiana. Supponiamo che la precisione dello strumento che produce le mine sia nota e che pertanto la deviazione standard della lunghezza delle mine sia pari a $\sigma = 0.1$.

Misurando dieci mine, otteniamo i seguenti valori:

$$\begin{array}{ccccc} 12.21; & 12.33; & 12.84; & 12.97; & 13.22; \\ 12.93; & 13.07; & 13.52; & 13.23; & 13.01 \end{array}$$

1. Determinare un intervallo di confidenza al 95% per la lunghezza media delle mine.
2. Mantenendo lo stesso livello di confidenza, quante mine occorrerebbe misurare per avere un intervallo di ampiezza inferiore o al più uguale a 10^{-2} cm.?

1.3 Test su media (con varianza non nota)

Esercizio 7

L'etichetta delle bottiglie di champagne Veuve Coquelicot dichiara un contenuto di 730 ml. Un'associazione di consumatori decide di controllare questa affermazione e su 81 bottiglie esaminate riscontra una media campionaria $\bar{x} = 726$ ml. ed una varianza campionaria $s^2 = 625$.

Supponendo che la quantità di champagne contenuta in ogni bottiglia si possa modellizzare con una v.a. normale, si può concludere (al livello di significatività $\alpha = 5\%$) che in media le bottiglie contengono meno di quanto dichiarato?

Esercizio 8

L'altezza media delle reclute alla visita di leva nel 1970 era di 169 cm.

121 reclute vengono scelte a caso nel 1980 e da queste vengono trovate una media campionaria $\bar{x} = 171$ cm. e una varianza campionaria $s^2 = 85$. Si può affermare (al livello di significatività $\alpha = 5\%$) che l'altezza media delle reclute è rimasta invariata?

Esercizio 9

Nella produzione di semiconduttori non è possibile controllare esattamente la resistenza degli elementi prodotti. Supponiamo che vengano misurati i valori della resistenza per $n = 81$ semiconduttori, ottenendo una media campionaria $\bar{x} = 1.2$ ed una varianza campionaria $s^2 = 0.4$.

1. Determinare l'intervallo bilaterale di confidenza al 95% per la media della resistenza dei semiconduttori prodotti.

2. Al livello di significatività $\alpha = 5\%$, è possibile accettare l'ipotesi nulla

   $$H_0 : \mu = 1.3$$

   contro

   $$H_1 : \mu \neq 1.3 \ ?$$

Esercizio 10

Vengono effettuate 20 misurazioni della concentrazione di un certo enzima nel sangue di diversi individui e si osservano una media campionaria $\bar{x} = 1.23$ ed una varianza campionaria $s^2 = 0.4$.

1. Supponendo che i valori di questa concentrazione seguano una distribuzione normale (con entrambi i parametri ignoti!), qual è un intervallo di fiducia al livello 95% per la media della concentrazione?

2. Quale sarebbe l'intervallo di cui sopra se la concentrazione a cui si è interessati fosse distribuita come una normale di varianza nota $\sigma^2 = 0.4$?

3. Quale tra i due intervalli trovati in 1. ed in 2. è più ampio? Il risultato ottenuto sembra ragionevole?

1.4 Test su varianza

Esercizio 11

La quantità di zucchero contenuta in un succo di pesca è normalmente distribuita.

Si vuole testare l'ipotesi

$$H_0 : \sigma^2 = 18 \ mg.^2$$

contro l'ipotesi alternativa

$$H_1 : \sigma^2 \neq 18 \ mg.^2$$

1. Se da un campione di $n = 10$ succhi di pesca otteniamo una varianza campionaria $s^2 = (1/n-1)\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2 = 23.04 \ mg.^2$ (dove $\bar{x}$ è la media campionaria), possiamo accettare oppure no l'ipotesi nulla ad un livello $\alpha = 5\%$?

2. Determinare l'intervallo di confidenza bilaterale al 98% per σ.

3. Determinare l'intervallo di confidenza bilaterale al 98% per σ, nel caso in cui la media sia nota (oppure sia stata calcolata utilizzando un set di dati disgiunto e quindi indipendente) e sia $\sigma^2 = (1/n)\sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)^2 = 23.04$ mg^2.

4. Con l'aiuto del punto 2., che cosa possiamo concludere circa l'ipotesi nulla ad un livello $\alpha = 2\%$?

Esercizio 12

La margarina di una certa marca viene analizzata con lo scopo di determinare il livello di grassi insaturi (in percentuale) in essa contenuti.

Un campione di 6 confezioni fornisce i seguenti risultati:

$$16.6; \quad 17.1; \quad 17.4; \quad 16.8; \quad 16.4; \quad 17.1$$

1. Sulla base del campione precedente, testare $H_0 : \sigma^2 = 1.0$ usando un'ipotesi alternativa bilaterale e ad un livello $\alpha = 2\%$.

2. Che cosa possiamo concludere se la varianza campionaria fosse uguale a quella del punto 1., ma la dimensione del campione fosse $n = 25$?

1.5 Test su una proporzione

Esercizio 13

In 500 lanci di una moneta (truccata), è uscita testa 223 volte.

E' ragionevole "scommettere" che la probabilità p che esca testa sia superiore al 40%? E al 50% ad un livello di significatività pari al 5%? Testare l'ipotesi nulla $p = 50\%$ ad un livello di significatività del 5%. Qual è l'intervallo bilaterale di confidenza per p al 99%?

2 Svolgimenti

Esercizio 1

Indichiamo con X la variabile aleatoria che rappresenta il calore emesso dal cemento. Per ipotesi, sappiamo che X è distribuito come $N(\mu; 4)$.

1. L'errore di prima specie α è dato da:

$$\begin{aligned}
\alpha &= \mathbb{P}(\text{rigettare } H_0 \text{ dato che } H_0 \text{ è vera}) = \\
&= \mathbb{P}\left(\bar{X} < 98.5 \text{ oppure } \bar{X} > 101.5 \middle| \mu = 100\right) = \\
&= \mathbb{P}\left(\frac{\bar{X} - 100}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < \frac{98.5 - 100}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) + \mathbb{P}\left(\frac{\bar{X} - 100}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} > \frac{101.5 - 100}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) \\
&= \phi(-2.25) + 1 - \phi(2.25) = 2(1 - \phi(2.25)) = 0.02445,
\end{aligned}$$

dove ϕ indica la funzione di ripartizione della normale standard.

2. L'errore di seconda specie β è dato da:

$$\begin{aligned}
\beta &= \mathbb{P}\left(\text{accettare } H_0 \text{ dato che } H_0 \text{ è falsa}\right) = \\
&= \mathbb{P}\left(98.5 \leq \bar{X} \leq 101.5 \middle| \, \mu = 103\right) = \\
&= \mathbb{P}\left(\frac{98.5 - 103}{\frac{2}{3}} \leq \frac{\bar{X} - 103}{\frac{2}{3}} \leq \frac{101.5 - 103}{\frac{2}{3}}\right) = \\
&= \phi\left(-2.25\right) - \phi\left(-6.75\right) = \phi\left(6.75\right) - \phi\left(2.25\right) \simeq \\
&\simeq 1 - \phi\left(2.25\right) \simeq 0.012
\end{aligned}$$

   La potenza del test è definita come $(1 - \beta)$, pertanto vale all'incirca 0.988.

3. In questo caso, β è dato da:

$$\begin{aligned}
\beta &= \mathbb{P}\left(\text{accettare } H_0 \text{ dato che } H_0 \text{ è falsa}\right) = \\
&= \mathbb{P}\left(98.5 \leq \bar{X} \leq 101.5 \middle| \, \mu = 105\right) = \\
&= \mathbb{P}\left(\frac{98.5 - 105}{\frac{2}{3}} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq \frac{101.5 - 105}{\frac{2}{3}}\right) = \\
&= \phi\left(-5.25\right) - \phi\left(-9.75\right) \simeq 0
\end{aligned}$$

Esercizio 2

Indichiamo con X la v.a. che rappresenta il diametro degli anelli dei pistoni. Per ipotesi X è distribuita come $N\left(\mu; 10^{-6}\right)$.

La statistica test che si usa per questa verifica di ipotesi è $\bar{X}$ o, più precisamente, $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$. Per le ipotesi su X ed applicando il TLC, è noto che la regione di accettazione del test

$$\begin{aligned}
H_0 &: \mu = 74.035 \\
\text{contro} \quad H_1 &: \mu \neq 74.035
\end{aligned}$$

ad un livello di significatività α è data da

$$-q_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \leq q_{1-\frac{\alpha}{2}}.$$

1. Nel nostro caso, $q_{0.975} = 1.959964$ e la regione di accettazione al livello di significatività $\alpha = 5\%$ risulta essere:

$$\mu_0 - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \bar{X} \leq \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{1-\frac{\alpha}{2}},$$

   ovvero

$$74.03474 \leq \bar{X} \leq 74.03526$$

2. Siccome $\bar{x} = 74.036$ è al di fuori della regione di accettazione, allora non possiamo accettare l'ipotesi nulla (al livello $\alpha = 5\%$).

   Alternativamente si può calcolare il P-value del test

   $$\overline{\alpha} = 2\left(1 - \phi\left(\left|\frac{\overline{X}_n - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right|\right)\right)$$

   ed l'ipotesi nulla può essere rifiutata ed un livello di significatività α se e solo se $\alpha > \overline{\alpha}$. Nel nostro caso

   $$\overline{\alpha} = 2(1 - \phi(\sqrt{15})) \approx 1.7051 \cdot 10^{-4}$$

   pertanto l'ipotesi nulla viene ragionevolmente rifiutata.

Esercizio 3

Indichiamo con X la v.a. che rappresenta la vita della lampadina. Per ipotesi, sappiamo che X è distribuita come $N(\mu; 625)$, che $n = 20$ e che $\bar{X}_{20} = 1014$.

1. In questo caso siamo interessati a verificare l'ipotesi nulla del test

   $$\begin{array}{rrcl} & H_0 & : & \mu \geq 1000 := \mu_0 \\ \text{contro} & H_1 & : & \mu < 1000 \end{array}$$

   ad un livello di significatività $\alpha = 5\%$.

   E' noto che la regione di rifiuto (complementare dell'intervallo unilaterale di confidenza a livello $1 - \alpha$) per tale test è data da:

   $$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < q_\alpha,$$

   dove Z è approssimabile con una normale standard.

   Nel nostro caso l'intervallo di rifiuto risulta $(-\infty, 990.805) \ni \mu_0$ è quindi "ragionevole" supporre che la media di vita delle lampadine superi 1000 ore.

2. Ricordiamo che il P-value $\overline{\alpha}$ è il più piccolo livello di significatività α che porta a rifiutare l'ipotesi H_0.

   Nel caso di un'ipotesi alternativa $H_1 : \mu < \mu_0$,

   $$\overline{\alpha} = \phi\left(\frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right),$$

   ovvero nel nostro caso $\overline{\alpha} = \phi(2.5044) = 0.9939$il che conferma la ragionevolezza dell'ipotesi nulla.

Esercizio 4

Indichiamo con X la v.a. che rappresenta il tasso del processo. Per ipotesi, sappiamo che $\sigma^2 = 64$, che $n = 100$ e che $\bar{x} = 88.48\%$. Siccome la dimensione del campione è molto grande, è lecito utilizzare il TLC per calcolare la regione di accettazione del test anche se X non è detto che sia normalmente distribuita.

1. In questo caso siamo interessati a verificare l'ipotesi

$$\begin{array}{rrcl} & H_0 & : & \mu = 90\% \\ \text{contro} & H_1 & : & \mu \neq 90\% \end{array}$$

   Il P-value del test è dato da

$$\begin{aligned} P - value &= 2\left(1 - \phi\left(\left|\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right|\right)\right) = \\ &= 0.05744 \end{aligned}$$

2. Siccome $\alpha = 5\%$ è inferiore al P-value, allora possiamo accettare H_0 al livello $\alpha = 5\%$.

   Siccome $\alpha = 6\%$ è superiore al P-value, allora dobbiamo rifiutare H_0 al livello $\alpha = 6\%$. Pertanto, ad un livello di significatività del 6% è ragionevole supporre che la media del tasso studiato non sia 90%.

Esercizio 5

Sappiamo che l'intervallo (bilaterale) di confidenza al livello $\alpha = 95\%$ per la media di una popolazione normale di varianza σ^2 e con un campione di dimensione n è dato da:

$$\bar{X}_n - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}}.$$

Dai dati del problema, otteniamo che $\bar{X}_n$ e n devono risolvere il seguente sistema:

$$\begin{cases} \bar{X}_n - \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{n}} q_{0.9975} = 11.4104 \\ \bar{X}_n + \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{n}} q_{0.9975} = 13.8896 \end{cases}$$

ovvero

$$\begin{cases} \bar{X}_n = 12.65 \\ n = 15 \end{cases}$$

Esercizio 6

Dai 10 dati a disposizione sulla lunghezza delle mine, otteniamo una media campionaria pari a $\bar{x} = 12.933$.

1. L'intervallo bilaterale di confidenza al 95% per la media è dato quindi da
$$\bar{X}_n - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}},$$
ovvero da
$$\mu \in [12.871; 12.995]$$

2. Osserviamo innanzitutto che l'ampiezza dell'intervallo di confidenza per μ al livello α è pari a $\left[\left(\bar{X}_n + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}}\right) - \left(\bar{X}_n - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}}\right)\right] = 2\frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{1=\frac{\alpha}{2}}$. Per avere un intervallo non più ampio di 10^{-2}, è necessario e sufficiente che
$$\begin{aligned} 2\frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{\frac{\alpha}{2}} &\leq 10^{-2} \\ \sqrt{n} &\geq 200\sigma z_{0.025} \\ n &\geq 1536.584 \end{aligned}$$
quindi la dimensione minima del campione è pari a $n = 1537$.

Esercizio 7

Indichiamo con X la v.a. che rappresenta il contenuto delle bottiglie di champagne. Per ipotesi X è distribuita come $N\left(\mu; \sigma^2\right)$, dove entrambi i parametri non sono noti. Indichiamo con $\bar{X}$ la media campionaria e con S^2 la varianza campionaria.

La statistica test che si usa per questa verifica di ipotesi è $\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$ che, sotto ipotesi di normalità di X o di grandi dimensioni del campione, è distribuita come una $t\,(n-1)$, ovvero una $t - student$ con $(n-1)$ gradi di libertà. E' anche noto che la regione di rifiuto del test ("dalla parte del produttore")
$$\begin{aligned} & H_0 \; : \; \mu \geq 730 \\ \text{contro} \; & H_1 \; : \; \mu < 730 \end{aligned}$$
ad un livello di significatività α è data da
$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} < -t_{1-\alpha,n-1} \equiv t_{\alpha,n-1},$$
dove $t_{\alpha,n-1}$ è il quantile della legge di student defiinito da $\mathbb{P}\left(T \leq t_{\alpha,n-1}\right) = \alpha$.

Nel nostro caso, quindi, la regione di rifiuto al livello di significatività $\alpha = 5\%$ è data da:

$$\bar{X} < \mu_0 + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha,n-1} = 725.3774$$

Siccome la nedia campionaria a noi disponibile è $\bar{X} = 726$, non possiamo rifiutare l'ipotesi nulla, quindi non possiamo concludere che le bottiglie contengano meno di quanto dichiarato.

Alternativamente si può calcolare il P-value $\overline{\alpha}$ del test come

$$\overline{\alpha} = F_{t(n-1)} \left(\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \right) = 0.0769.$$

Si noti che il test commissionato dal consumatore sarebbe stato del tipo

$$\begin{array}{rrcl} & H_0 & : & \mu \leq 730 \\ \text{contro} & H_1 & : & \mu > 730 \end{array}$$

la cui regione di rifiuto ad un livello di significatività α è data da

$$T = \frac{\bar{X} + \mu_0}{S/\sqrt{n}} < t_{1-\alpha,n-1} \equiv -t_{\alpha,n-1};$$

il P-value di tale test è

$$\overline{\alpha} = 1 - F_{t(n-1)} \left(\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \right) = 0.9231.$$

Esiste un'ampia zona di livelli di significatività (precisamente l' intervallo $(0.0769, 0.9231)$ nella quale i due test sono concordi, mentre per livelli di significatività minori di 0.0769 entrambi accettano le proprie ipotesi nulle (tra loro incompatibili). Non c'è nessun assurdo, in quanto ci si deve aspettre che un test statistico, al diminuire del livello di significatività rifiuti sempre più difficilmente l'ipotesi nulla.

Esercizio 8

Indichiamo con X l'altezza delle reclute nel 1980. Vogliamo testare l'ipotesi

$$H_0 : \mu = 169$$

contro

$$H_1 : \mu \neq 169$$

La regione di accettazione dell'ipotesi nulla al livello di significatività $\alpha = 5\%$ è data da

$$-1.9799 = -q_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \leq q_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1.9799.$$

Siccome, nel nostro caso,

$$\frac{\bar{x}-\mu_0}{S/\sqrt{n}} \simeq 2.386$$

allora dobbiamo rifiutare l'ipotesi nulla, quindi non possiamo affermare che l'altezza delle reclute sia rimasta invariata.Alternativamente si può calcolare

il P-value del test

$$\overline{\alpha} = 2\left(1 - F_{t(n-1)}\left(\left|\frac{\bar{x}-\mu_0}{S/\sqrt{n}}\right|\right)\right) \approx 2(1-\phi(22/\sqrt{85})) = 0.0186$$

che comporta l'accettazione dell'ipotesi nulla ad un livello di significatività del 5%.

Esercizio 9

Indichiamo con X la v.a che rappresenta la resistenza degli elementi prodotti.

1. L'intervallo bilaterale di confidenza per la media al 95% $= 100\% - \alpha$ nel caso di media e varianza incognite è dato da

$$\bar{X} - t_{\frac{1+\alpha}{2}}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + t_{\frac{1+\alpha}{2}}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}}$$

   che nel nostro caso diventa

$$\mu \in [1.0602; 1.3398] .$$

2. Siccome $\mu_0 = 1.2$ appartiene all'intervallo bilaterale che abbiamo appena trovato, allora possiamo accettare l'ipotesi nulla al livello $\alpha = 5\%$.

Alternativamente si può calcolare il p-value del test

$$\overline{\alpha} = 2\frac{\overline{(}X) - \mu_0}{S/\sqrt{n}} - 1$$

e procedere come al solito accettando l'ipotesi nulla a livello α se e solo se $\alpha < \overline{\alpha}$ (provare!).

Esercizio 10

Indichiamo con X la v.a che rappresenta la concentrazione dell'enzima nel sangue.

1. Ragionando come nell'esercizio precedente, otteniamo che, nel caso di media e varianza incognite, l'intervallo bilaterale al 95% per la media è dato da:

$$\mu \in \left[\bar{x} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\frac{1+\alpha}{2}}(n-1), \bar{x} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\frac{1+\alpha}{2}}(n-1)\right] = [0.934; 1.526]$$

2. Nel caso di varianza nota pari a $\sigma^2 = 0.4$, si ottiene, invece, che l'intervallo di confidenza diventa

$$\mu \in \left[\bar{x} - \frac{S}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}}, \bar{x} + \frac{S}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}}\right] = [0.953; 1.507]$$

3. Ovviamente, è più ampio l'intervallo trovato in 1., dove la varianza è incognita e l'incertezza è maggiore.

Esercizio 11

Indichiamo con X la v.a. che rappresenta il contenuto di zucchero nei succhi. Per ipotesi X è distribuita come $N\left(\mu; \sigma^2\right)$, dove entrambi i parametri non sono noti. Indichiamo con S^2 la varianza campionaria.

La statistica test che si usa per una verifica di ipotesi sulla varianza (nel caso di media non nota) è $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ che, sotto ipotesi di normalità di X o di grandi dimensioni del campione, è distribuita come una $\chi^2(n-1)$, ovvero una $chi - quadro$ con $(n-1)$ gradi di libertà. E' anche noto che la regione di accettazione del test

$$\begin{aligned} H_0 &: \sigma^2 = 18 = \sigma_0^2 \\ \text{contro} \quad H_1 &: \sigma^2 \neq 18 \end{aligned}$$

ad un livello di significatività α è data da

$$\chi_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)^2,$$

dove $\chi_\alpha(n)^2$ è il quantile della legge $\chi^2(n)$, definito da $\mathbb{P}\left(\cdot \leq \chi_\alpha(n)^2\right) = \alpha$.

1. Nel nostro caso, quindi, la regione di accettazione al livello di significatività $\alpha = 5\%$ è data da:

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \in [2.7004; 19.023]$$

   Siccome $\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = 11.57 \notin$regione di accettazione, allora accettiamo l'ipotesi nulla al livello del 5%.

2. L'intervallo di confidenza al $98\% = \alpha$ per la varianza è dato da

$$\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{1+\alpha}{2}}(n-1)^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{1-\alpha}{2}}(n-1)^2}$$

   che, nel nostro caso, corrisponde a

$$\sigma^2 \in [9.57, 99.32]$$

3. La statistica test che si usa per una verifica di ipotesi sulla varianza (nel caso di media nota o derivante dal campionamento di un set di dati disgiunto da quello utilizzato per il calcolo della varianza) è $\frac{(n)T^2}{\sigma^2}$ che, sotto ipotesi di normalità di X o di grandi dimensioni del campione, è distribuita come una $\chi^2(n-1)$,

   L'intervallo di confidenza al $98\% = \alpha$ per la varianza è dato da

$$\frac{(n-1)\,\sigma^2}{\chi_{\frac{1+\alpha}{2}}(n)^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)\,S^2}{\chi_{\frac{1-\alpha}{2}}(n)^2}$$

   che, nel nostro caso, corrisponde a

$$\sigma^2 \in [9.9271, 90.0629]$$

4. Con l'aiuto dei punti precedenti, in entrambi i casi possiamo accettare l'ipotesi nulla al livello di significatività $\alpha = 2\%$, siccome $\sigma_0^2 = 18$ appartiene agli intervalli di confidenza trovati.

Esercizio 12

Indichiamo con X la v.a. che rappresenta il livello di grassi insaturi presenti nella margarina.

Vogliamo testare la seguente ipotesi nulla sulla varianza di X

$$H_0 : \sigma^2 = 1.0 = \sigma_0^2$$

contro l'ipotesi alternativa

$$H_1 : \sigma^2 \neq 1.0$$

Supponendo che X sia normalmente distribuita, la regione di accettazione (al livello di significatività α) per il test precedente è data da

$$\chi_{\frac{1+\alpha}{2}}(n-1)^2 \leq \frac{(n-1)\,S^2}{\sigma_0^2} \leq \chi_{\frac{1-\alpha}{2}}(n-1)^2$$

Dai dati a noi noti, inoltre, ricaviamo che

$$\begin{aligned}
\bar{x} &= \frac{1}{6}[16.6 + 17.1 + 17.4 + 16.8 + 16.4 + 17.1] = 16.9 \\
s^2 &= \frac{1}{5}\sum_{i=1}^{6}(x_i - \bar{x})^2 = \\
&= \frac{1}{5}\left[(-0.3)^2 + (0.2)^2 + (0.5)^2 + (-0.1)^2 + (-0.5)^2 + (0.2)^2\right] = 0.136
\end{aligned}$$

1. Osserviamo che la regione di accettazione dell'ipotesi nulla al livello di significatività $\alpha = 2\%$ è data da

$$\frac{(n-1)\,S^2}{\sigma_0^2} \in [0.5543, 15.0863]$$

che contiene $\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = 0.68$. Quindi possiamo accettare l'ipotesi nulla!

2. Se il livello di significatività α e la varianza campionaria rimanessero uguali a quelle del punto precedente, ma $n = 25$, la regione di accettazione di H_0 diventerebbe:

$$\frac{(n-1)\,S^2}{\sigma_0^2} \in [10.8564, 42.9798]\,.$$

In questo caso, $\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = 24 \cdot 0.136 = 3.264$ non appartiene ala regione di accettazione, quindi dobbiamo rifiutare l'ipotesi nulla!

Esercizio 13

Indichiamo con X la v.a. che conta il numero di volte che esce testa. E' chiaro quindi che X è distribuita come una binomiale con percentuale di successo data da p.

Indichiamo con $\hat{p} := \frac{X}{n}$ la proporzione di teste in n lanci della moneta. $\hat{p}$, quindi, è uno stimatore di p.

La statistica test che si usa per una verifica di ipotesi su una proporzione è $\frac{X-np}{\sqrt{np(1-p)}}$ che, nel caso in cui $np > 5$ e $n\,(1-p) > 5$, è approssimabile con una normale standard.

Sia

$$H_0 : p \geq p_0 = 0.4$$

contro l'ipotesi alternativa

$$H_1 : p < p_0 = 0.4$$

e calcoliamo il P-value del test come

$$\overline{\alpha} = \phi\left(\frac{\overline{x}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}}\right) = \phi\left(\frac{\overline{0}.466 - 0.4}{\sqrt{0.4 \cdot 0.6/500}}\right) = \phi(3.0125) = 0.9987.$$

Poichè il P-value è molto vicino a 1, si accetta l'ipotesi nulla. Se ora l'ipotesi nulla è

$$H_0 : p \geq p_0 = 0.5$$

contro l'ipotesi alternativa

$$H_1 : p < p_0 = 0.5$$

e calcoliamo il P-value del test come

$$\overline{\alpha} = \phi\left(\frac{\overline{x}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}}\right) = \phi\left(\frac{\overline{0}.466 - 0.5}{\sqrt{0.5 \cdot 0.5/500}}\right) = \phi(-1.5205) = 0.0642.$$

Ad un livello di significatività del 5% l'ipotesi nulla è accettata. Consideriamo infine il seguente test

$$H_0 : p = p_0 = 0.5$$

contro l'ipotesi alternativa

$$H_1 : p \neq p_0 = 0.5$$

il cui P-value è

$$\overline{\alpha} = 2-2\phi\left(\left|\frac{\overline{x}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}}\right|\right) = \phi\left(\left|\frac{\overline{0}.466 - 0.5}{\sqrt{0.5 \cdot 0.5/500}}\right|\right) = 2-2\phi(1.5205) = 0.1284.$$

Ad un livello di significatività del 5% accettiamo nuovamente l'ipotesi nulla.

Infine calcoliamo l'intervallo di confidenza a livello $\alpha = 98\%$ per p_0 come

$$\left[\hat{p} - \frac{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}}, \hat{p} + \frac{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{\sqrt{n}} q_{\frac{1+\alpha}{2}}\right] = [0.4141, 0.5179].$$