ESERCIZIO 6.1

Il tempo di occupazione di ciascun paziente di un letto (durata di permanenza) è utilizzato dai manager di un ospedale per l'allocazione ottimale delle risorse. Si ritiene, da studi effettuati durante gli anni, che il tempo medio di permanenza sia pari a 5 giorni. Il dirigente della struttura, in seguito all'adozione di un nuovo sistema di gestione dei pazienti e del personale, ritiene che tale tempo sia minore di 5 giorni. Seleziona casualmente a tal fine un campione di 100 pazienti su cui osserva un tempo medio di permanenza pari a 4.5 con un deviazione standard pari a 3.2.

a) Si costruisca un test di ipotesi utilizzando un livello di significatività del 5%.
b) Si calcoli inoltre il livello di significatività osservato (valore p) del test.

SVOLGIMENTO

a)

1) Ipotesi nulla

Ho: μ=5

2) Ipotesi alternativa

Ha: μ<5

3) Statistica test

Statistica test → $\frac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$

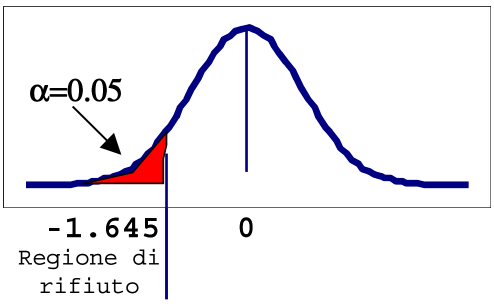
Il campione è però sufficientemente grande per cui è equivalente utilizzare la distribuzione normale, come mostrato di seguito.

4) Regola di decisione

α=0.05 → $t_{n-1,\alpha} = -1.660$

E' possibile approssimare tale valore utilizzando la distribuzione normale. Dalle tavole della Z si ha infatti:

α=0.05 → $Z_\alpha = -1.645$



⇒ Rifiuto Ho se la statistica test è minore di −1.645

5) Assunzioni (ipotesi mantenute)

Si ipotizza che, data la numerosità elevata del campione di riferimento, lo scarto quadratico medio campionario sia una stima attendibile per la varianza della popolazione. Non è necessaria alcuna ipotesi sulla distribuzione della variabile in quanto è possibile ricorrere al teorema del limite centrale.

6) Esperimento sul campione

$\bar{x} = 4.5$ $\quad s = 3.2 \quad$ n=100

Statistica test → $\frac{\bar{x}-\mu}{s/\sqrt{n}}=\frac{4.5-5}{3.2/\sqrt{100}}=-1.56$

7) Conclusione
La statistica test, per il campione considerato, produce un valore nella regione di accettazione: i dati empirici non permettono di accettare l'ipotesi che la lunghezza di permanenza sia minore di 5 giorni.

b)
Il livello di significatività osservato del test, noto anche come p-value o valore p, è la probabilità (sotto l'ipotesi che H_0 sia vera) di osservare un valore che sia almeno tanto contraddittorio rispetto all'ipotesi nulla e tale da avvalorare l'ipotesi alternativa quanto quello calcolato sui dati campionari a disposizione.
E' possibile cercare il valore di Z=-1.56 dalle tavole della normale standardizzata:

P(0 < Z < z)

	0.03	**0.04**	**0.05**	**0.06**
1.2	0.3907	0.3925	0.3944	0.3962
1.3	0.4082	0.4099	0.4115	0.4131
1.4	0.4236	0.4251	0.4265	0.4279
1.5	0.4370	0.4382	0.4394	0.4406

Area tra la media e il valore z

Da cui:

$$P(X<4.5)=P(Z<-1.56)=P(Z>1.56)=0.5-0.4406=0.06$$

Fissando α=0.05 (probabilità errore di prima specie) il livello di significatività osservato non è tale da rifiutare H_0 (come visto anche con la procedura standard seguita al passo a).

ESERCIZIO 6.2

Un produttore di cereali desidera testare il funzionamento del macchinario utilizzato per riempire le scatole. La macchina in questione è tarata per distribuire 500 grammi per scatola. Il produttore è interessato a scostamenti da tale valore in entrambe le direzioni, in quanto un peso minore potrebbe comportare problemi con le procedure di controllo di qualità e un peso maggiore una perdita nel lungo periodo. Si esaminano 70 scatole della produzione di un dato giorno su cui si rileva una media di 495 grammi con uno scarto di 15.

a) Si conduca un test ad un livello di significatività dell'1%.
b) Si determini il livello di significatività osservato (p-value) risultante dal test.

SVOLGIMENTO

a)

1) Ipotesi nulla

Ho: $\mu=500$

2) Ipotesi alternativa

Ha: $\mu\neq500$

3) Statistica test

Statistica test → $\dfrac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$

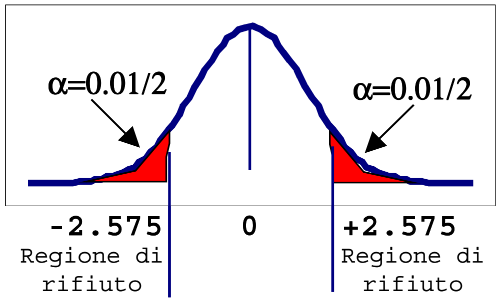
E' possibile approssimare la distribuzione t con la normale considerata l'elevata numerosità del campione, come mostrato di seguito.

4) Regola di decisione

$\alpha=0.01$ → $\left|t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\right| = 2.626$

E' possibile approssimare tale valore utilizzando la distribuzione normale. Dalle tavole della Z si ha infatti:

$\alpha=0.01$ → $\left|Z_{\frac{\alpha}{2}}\right| = 2.575$



⇒ Rifiuto Ho se la statistica test è minore di −2.575 o maggiore di +2.575

5) Assunzioni (ipotesi mantenute)

Si ipotizza che, data la numerosità elevata del campione di riferimento, lo scarto quadratico medio campionario sia una stima attendibile per la varianza della popolazione. Non è necessaria alcuna ipotesi sulla distribuzione della variabile in quanto è possibile ricorrere al teorema del limite centrale.

6) Esperimento sul campione

$\bar{x} = 495$ $s = 15$ n=70

Statistica test → $\dfrac{\bar{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} = \dfrac{495-500}{15/\sqrt{70}} = -2.79$

7) Conclusione
La statistica test, per il campione considerato, produce un valore nella regione di rifiuto: i dati empirici permettono di accettare l'ipotesi alternativa che la macchina riempie le scatole con un quantitativo di cereali medio differente da 500 grammi.

b)
Il livello di significatività osservato del test, noto anche come p-value o valore p, è la probabilità (sotto l'ipotesi che H_0 sia vera) di osservare un valore che sia almeno tanto contraddittorio rispetto all'ipotesi nulla e tale da avvalorare l'ipotesi alternativa quanto quello calcolato sui dati campionari a disposizione.
E' possibile cercare il valore di Z=-2.79 dalle tavole della normale standardizzata:

P(0 < Z < z)

	0.06	0.07	0.08	0.09
2.4	0.4931	0.4932	0.4934	0.4936
2.5	0.4948	0.4949	0.4951	0.4952
2.6	0.4961	0.4962	0.4963	0.4964
2.7	0.4971	0.4972	0.4973	0.4974

Area tra la media e il valore z

Da cui:

$$P(|X|>2.79) = P(|Z|>2.79) = P(Z<-2.79)+P(Z>2.79) = 2\times P(Z>2.79) = 2\times(0.5-0.4974) = 0.0052$$

Fissando α=0.01/2 (probabilità errore di prima specie) il test risulta significativo, in quanto il valore-p osservato è molto basso: solo su 52 casi su 10000 si osserva una statistica test uguale o più estrema di quella calcolata sul campione a disposizione.

ESERCIZIO 6.3

Un produttore di motori per motoscafi desidera verificare che il nuovo motore che sta per mettere in commercio soddisfi gli standard minimi di controllo per i gas di scarico. L'emissione media consentita per motori di questo tipo deve essere minore di 20 parti per milione di carburante. I primi dieci motori prodotti vengono controllati determinando il livello di emissione. I risultati sono riportati di seguito:

15.6	16.2	22.5	20.5	16.4	19.4	16.6	17.9	12.7	13.9

Verificare se tali valori forniscano un'evidenza sufficiente per concludere che il nuovo motore soddisfa i requisiti minimi di inquinamento.

a) Si utilizzi a tal fine un livello di significatività dell'1%.
b) Si calcoli inoltre il livello di significatività osservata (p-value) derivante dal test.

SVOLGIMENTO

a)

1) Ipotesi nulla

Ho: μ=20

2) Ipotesi alternativa

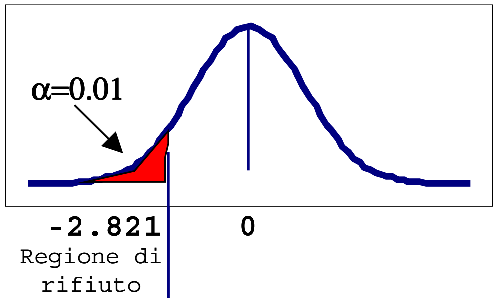
Ha: μ<20

3) Statistica test

Statistica test → $\frac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$

4) Regola di decisione

α=0.01 → $t_{9,\alpha} = -2.821$



⇒ Rifiuto Ho se la statistica test è minore di −2.821

5) Assunzioni (ipotesi mantenute)

La numerosità campionaria non consente di ricorrere al teorema del limite centrale. E' necessario ipotizzare che la variabile emissione del motore segua una distribuzione di tipo normale.

6) Esperimento sul campione

$\bar{x} = 17.7$ $s = 2.98$ n=10

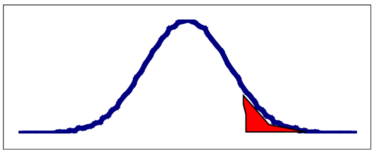
Statistica test → $\frac{\bar{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} = \frac{17.7-20}{2.98/\sqrt{10}} = -3.00$

7) Conclusione

La statistica test, per il campione considerato, produce un valore nella regione di rifiuto: i dati empirici permettono di accettare l'ipotesi alternativa che il motore soddisfi gli standard di emissione richiesti, vale a dire produce un'emissione media minore di 20 parti per milione di carburante.

b)

Il livello di significatività osservato del test, noto anche come p-value o valore p, è la probabilità (sotto l'ipotesi che H_0 sia vera) di osservare un valore che sia almeno tanto contraddittorio rispetto all'ipotesi nulla e tale da supportare l'ipotesi alternativa quanto quello calcolato sui dati campionari a disposizione.
Si può ottenere un valore approssimato per la t_9 usando le tavole:



	0.100	0.050	0.025	0.020	0.010	0.005	0.0025	0.001	0.0005
1	3.078	6.314	12.706	15.894	31.821	63.656	127.321	318.289	636.578
2	1.886	2.920	4.303	4.849	6.965	9.925	14.089	22.328	31.600
3	1.638	2.353	3.182	3.482	4.541	5.841	7.453	10.214	12.924
4	1.533	2.132	2.776	2.999	3.747	4.604	5.598	7.173	8.610
5	1.476	2.015	2.571	2.757	3.365	4.032	4.773	5.894	6.869
6	1.440	1.943	2.447	2.612	3.143	3.707	4.317	5.208	5.959
7	1.415	1.895	2.365	2.517	2.998	3.499	4.029	4.785	5.408
8	1.397	1.860	2.306	2.449	2.896	3.355	3.833	4.501	5.041
9	1.383	1.833	2.262	2.398	2.821	3.250	3.690	4.297	4.781

Da cui:
$0.005 < \text{p-value} < 0.010$
Utilizzando tale approssimazione si procede a rifiutare l'ipotesi nulla per il livello di α=0.01 (così come era stato fatto seguendo la procedura standard): il p-value è infatti inferiore alla soglia di rischio prefissata.

ESERCIZIO 6.4

Un nuovo concime viene utilizzato in 15 aree coltivate a orzo. Il rendimento di tali aree, misurato in quintali per ettaro, è riportato di seguito:

27	28	31	33	29	29	35	29	30	28	22	32	28	24	26

Il livello medio di tale tipo di coltivazione è pari a 27.

a) Si vuole verificare che l'utilizzo del concime non abbia apportato variazioni nel livello medio di rendimento con un livello di significatività del 5%.

b) Si calcoli il livello di significatività osservata (p-value) risultante dal test.

SVOLGIMENTO

a)

1) Ipotesi nulla

Ho: $\mu=27$

2) Ipotesi alternativa

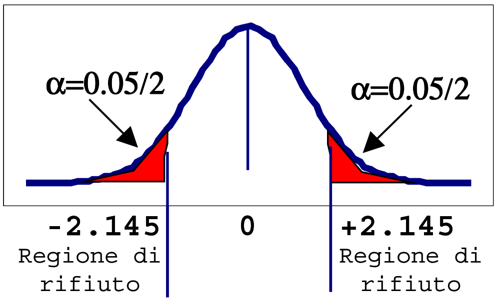
Ha: $\mu\neq27$

3) Statistica test

Statistica test → $\dfrac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$

4) Regola di decisione

$\alpha=0.05$ → $\left|t_{14,\frac{\alpha}{2}}\right| = 2.145$



⇒ Rifiuto Ho se la statistica test è minore di −2.145 o maggiore di +2.145

5) Assunzioni (ipotesi mantenute)

La numerosità campionaria non consente di ricorrere al teorema del limite centrale. E' necessario ipotizzare che la variabile rendimento dell'area coltivata segua una distribuzione di tipo normale.

6) Esperimento sul campione

$\bar{x} = 28.73$ $\qquad$ $s = 3.33$ $\qquad$ n=15

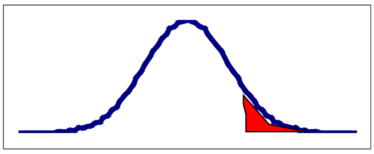
Statistica test → $\dfrac{\bar{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} = \dfrac{28.73-27}{3.33/\sqrt{15}} = 2.02$

7) Conclusione

La statistica test, per il campione considerato, produce un valore nella regione di accettazione: i dati empirici non permettono di accettare l'ipotesi che il rendimento medio delle aree coltivate sia differente in seguito all'uso del concime.

b)

Il livello di significatività osservato del test, noto anche come p-value o valore p, è la probabilità (sotto l'ipotesi che H_0 sia vera) di osservare un valore che sia almeno tanto contraddittorio rispetto all'ipotesi nulla e tale da avvalorare l'ipotesi alternativa quanto quello calcolato sui dati campionari a disposizione. Si può ottenere un valore approssimato per la t_{14} usando le tavole:



	0.100	0.050	0.025	0.020	0.010	0.005	0.0025	0.001	0.0005
1	3.078	6.314	12.706	15.894	31.821	63.656	127.321	318.289	636.578
2	1.886	2.920	4.303	4.849	6.965	9.925	14.089	22.328	31.600
3	1.638	2.353	3.182	3.482	4.541	5.841	7.453	10.214	12.924
4	1.533	2.132	2.776	2.999	3.747	4.604	5.598	7.173	8.610
5	1.476	2.015	2.571	2.757	3.365	4.032	4.773	5.894	6.869
6	1.440	1.943	2.447	2.612	3.143	3.707	4.317	5.208	5.959
7	1.415	1.895	2.365	2.517	2.998	3.499	4.029	4.785	5.408
8	1.397	1.860	2.306	2.449	2.896	3.355	3.833	4.501	5.041
9	1.383	1.833	2.262	2.398	2.821	3.250	3.690	4.297	4.781
10	1.372	1.812	2.228	2.359	2.764	3.169	3.581	4.144	4.587
11	1.363	1.796	2.201	2.328	2.718	3.106	3.497	4.025	4.437
12	1.356	1.782	2.179	2.303	2.681	3.055	3.428	3.930	4.318
13	1.350	1.771	2.160	2.282	2.650	3.012	3.372	3.852	4.221
14	1.345	1.761	2.145	2.264	2.624	2.977	3.326	3.787	4.140

Da cui si ottiene:
2 x 0.025 < p-value < 2 x 0.05
(è necessario moltiplicare per 2 in quanto il test è bilaterale)
Ovvero:
0.05 < p-value < 2 x 0.1
Utilizzando tale approssimazione il test non è significativo per il campione considerato, ovvero non è possibile rifiutare l'ipotesi nulla per il livello di α=0.05 (così come era stato fatto seguendo la procedura standard): il p-value è infatti inferiore alla soglia di rischio prefissata.

ESERCIZIO 6.5

(β, potenza del test, variaz. numerosità campionaria e livello signif.)

Utilizzando i dati dell'esercizio 6.1 si calcolino:

a) la probabilità dell'errore di I specie
b) la probabilità dell'errore di II specie sotto l'ipotesi che la media della popolazione sia pari rispettivamente a 3.5, 4 e 4.5 giorni
c) L'effetto sulla funzione potenza del test **(1-β)** della variazione di una diminuzione del livello di significatività a 0.01 e di un aumento dello stesso a 0.1, sotto l'ipotesi che la media della popolazione sia pari a 4.
d) L'effetto sulla funzione potenza del test **(1-β)** della variazione di una diminuzione della numerosità campionaria da 100 a 70 e di un aumento della numerosità campionaria da 100 a 130, sotto l'ipotesi che la media della popolazione sia pari a 4.

SVOLGIMENTO

Si riepiloga brevemente il test impostato all'esercizio 6.1

Ho: μ=5

Ha: μ<5

Statistica test → $\frac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1} \approx N(0,1)$

α=0.05 → $Z_\alpha = -1.645$

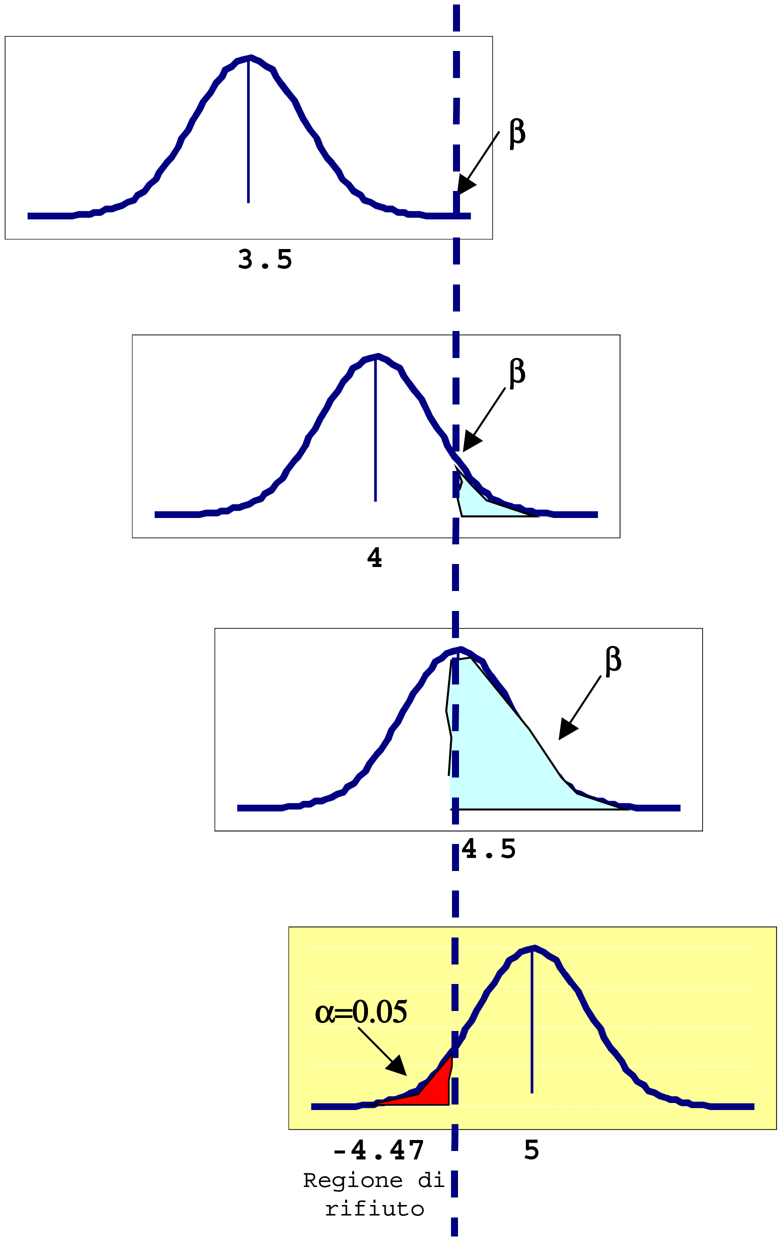
$$\frac{\bar{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} = \frac{4.5-5}{3.2/\sqrt{100}} = -1.56$$

a)

La probabilità di commettere un errore di I specie (rifiutare l'ipotesi nulla quando è vera) è pari al livello di significatività fissato per il test. Nel caso dell'esercizio in questione α=0.05.

b)

La probabilità di commettere un errore di II specie (accettare l'ipotesi nulla quando è falsa) è quantificabile solo fissando un valore per il parametro su cui si intende eseguire il test, vale a dire fissando una distribuzione alternativa differente da quella specificata nell'ipotesi nulla. Tale probabilità (accettare l'ipotesi nulla quando è falsa) dipende dal reale valore che il parametro può assumere. Poiché H_0 è falsa per qualsiasi valore minore di μ_0 (l'ipotesi alternativa è che il tempo di occupazione sia inferiore a 5 giorni), il seguente grafico mostra come varia la probabilità dell'errore di II specie sotto l'ipotesi che la media della popolazione sia pari a 3.5, 4 e 4.5. β corrisponde all'area che in ognuna delle distribuzioni alternative considerate si sovrappone alla regione di accettazione e diminuisce quando il valore di μ si allontana dal valore ipotizzato in H_0:μ=5.



Di seguito sono riportati i calcoli per β nei quattro casi considerati.
E' necessario innanzitutto calcolare il valore di $\overline{x}$ che corrisponde al bordo tra la regione di accettazione e di rifiuto (indicato con $\overline{x_0}$ per indicare che si tratta del valore di $\overline{x}$ estremo che avvalora l'ipotesi nulla). Nel caso in questione tale punto corrisponde ad una Z=-1.645. Da cui:

$$Z = \frac{\overline{x}_0 - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = -1.645 \Rightarrow \overline{x}_0 = \mu_0 + Z\frac{s}{\sqrt{n}} = 5 - 1.645\frac{3.20}{\sqrt{100}} = 4.47$$

A questo punto, per una particolare distribuzione alternativa a quella corrispondente all'ipotesi nulla, indicata con μ_A, si calcola il valore Z corrispondente ad $\overline{x_0}$. Tale valore corrisponde a β, probabilità dell'errore di II specie.

$$\mu_A = 3.5$$

$$Z=\frac{\overline{x_0}-\mu_A}{s/\sqrt{n}}=\frac{4.47-3.5}{3.2/\sqrt{100}}=3.04$$

$$\beta=P(Z>3.04)=0.5-P(0<Z<3.04)=0.5-0.4988=0.0012$$

$\mu_A=4$

$$Z=\frac{\overline{x_0}-\mu_A}{s/\sqrt{n}}=\frac{4.47-4}{3.2/\sqrt{100}}=1.48$$

$$\beta=P(Z>1.48)=0.5-P(0<Z<1.48)=0.5-0.4306=0.0694$$

$\mu_A=4.5$

$$Z=\frac{\overline{x_0}-\mu_A}{s/\sqrt{n}}=\frac{4.47-4.5}{3.2/\sqrt{100}}=-0.08$$

$$\beta=P(Z>-0.08)=P(-0.08<Z<0)+P(Z>0)=P(0<Z<0.08)+P(Z>0)=0.0319+0.5=0.5319$$

Il complemento ad 1 dell'errore di II specie (1-β) è noto come potenza del test ed indica la probabilità di rifiutare correttamente l'ipotesi nulla per un valore particolare del parametro μ nell'ipotesi alternativa.

c)
Si è calcolato al punto precedente il valore di β per una distribuzione alternativa con valore di μ=4, nel caso di un livello di significatività pari al 5%.

$$\beta=P(Z>1.48)=0.5-P(0<Z<1.48)=0.5-0.4306=0.0694$$

Da cui si ricava la potenza del test:

$$1-\beta=1-0.0694=0.9306$$

Se si utilizza un livello di significatività maggiore (e quindi aumenta la probabilità di commettere un errore di I specie) la probabilità associata all'errore di II specie diminuisce (e di conseguenza aumenta la potenza del test, che è il complemento ad 1 di quest'ultima).

α=0.1 → $Z_\alpha=-1.28$

$$Z=\frac{\overline{x}_0-\mu_0}{s/\sqrt{n}}=-1.28\Rightarrow\overline{x}_0=\mu_0+Z\frac{s}{\sqrt{n}}=5-1.28\frac{3.20}{\sqrt{100}}=4.59$$

$\mu_A=4$

$$Z=\frac{\overline{x_0}-\mu_A}{s/\sqrt{n}}=\frac{4.59-4}{3.2/\sqrt{100}}=1.845$$

$$\beta=P(Z>1.85)=0.5-P(0<Z<1.85)=0.5-0.4678=0.0322$$

$$1-\beta=1-0.0322=0.9678$$

La situazione si rovescia utilizzando un livello di significatività minore (diminuendo così la probabilità di commettere un errore di I specie). La probabilità associata all'errore di II specie aumenta (e di conseguenza diminuisce la potenza del test, che è il complemento ad 1 di quest'ultima).

α=0.01 → $Z_\alpha=-2.33$

$$Z = \frac{\overline{x}_0 - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = -2.33 \Rightarrow \overline{x}_0 = \mu_0 + Z\frac{s}{\sqrt{n}} = 5 - 2.33\frac{3.20}{\sqrt{100}} = 4.25$$

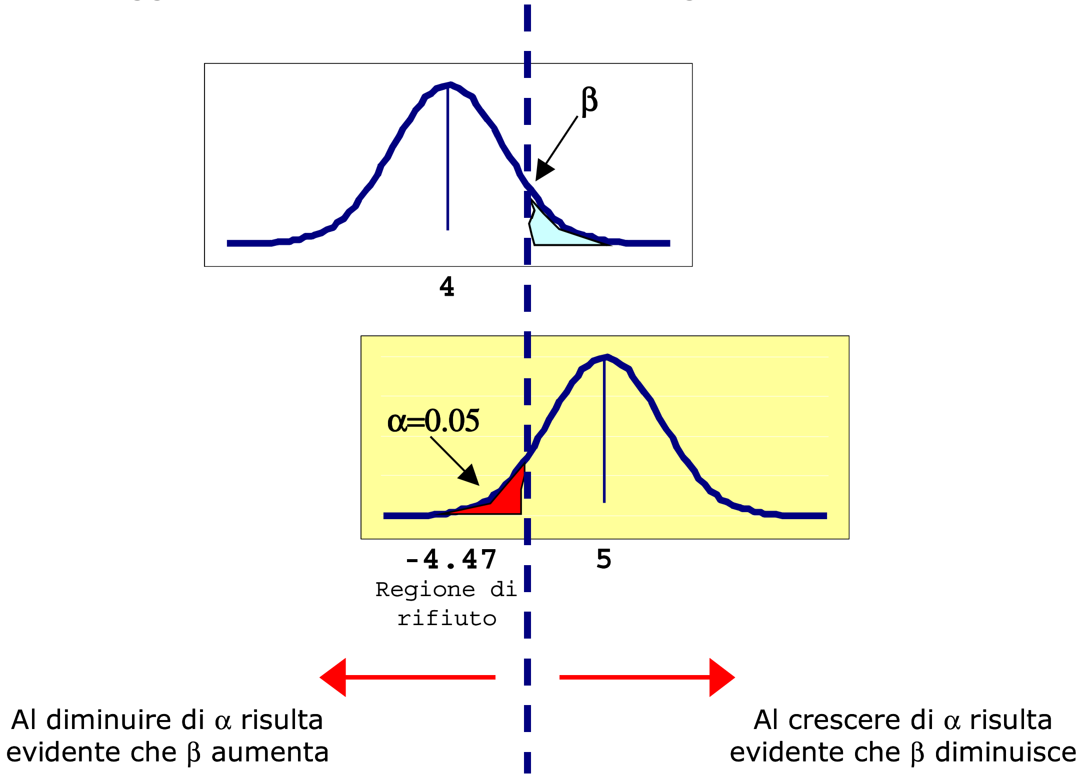
$\mu_A = 4$

$$Z = \frac{\overline{x}_0 - \mu_A}{s/\sqrt{n}} = \frac{4.25 - 4}{3.2/\sqrt{100}} = 0.795$$

$$\beta = P(Z > 0.08) = 0.5 - P(0 < Z < 0.08) = 0.5 - 0.0319 = 0.4681$$

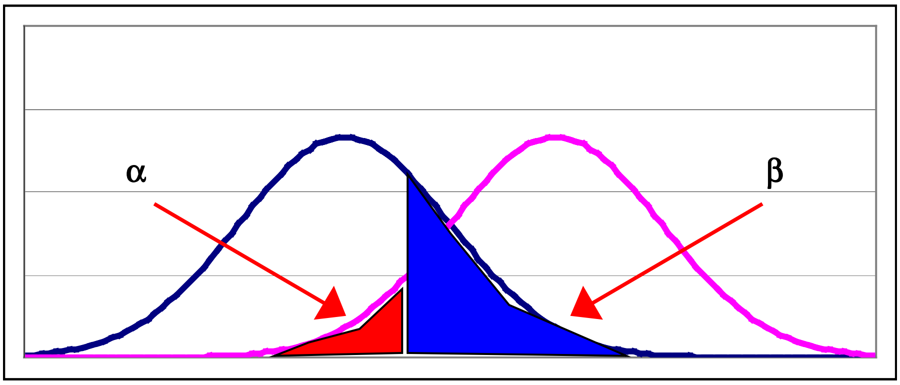
$$1 - \beta = 1 - 0.4681 = 0.5319$$

I risultati ottenuti sono intuitivi se si fa riferimento al seguente grafico, in cui la linea tratteggiata stabilisce il confine tra la regione di accettazione e di rifiuto:

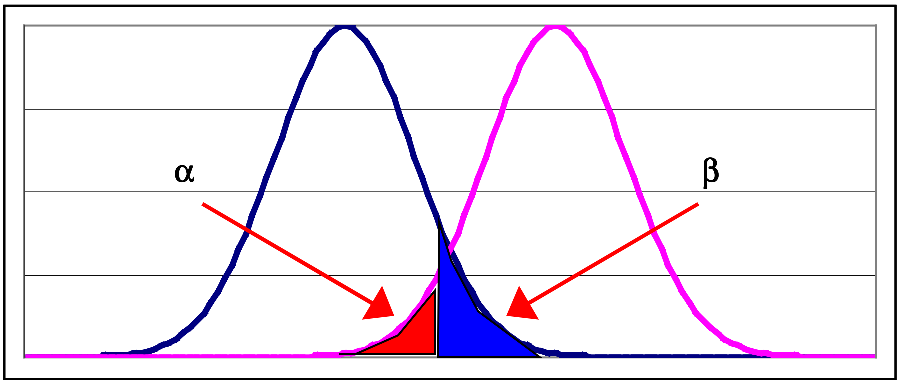


d)

La potenza del test è influenzata anche dalla dimensione del campione utilizzato. La deviazione standard della media campionaria è infatti inversamente proporzionale al valore di n ($\sigma_{\overline{x}} = \sigma/\sqrt{n}$) e quindi la distribuzione diventa meno variabile al crescere del campione. La figura seguente mostra come variano β al crescere della numerosità campionaria quando si tiene fisso il valore di α.



n piccolo → maggiore variabilità



n grande → a parità di α diminuisce β

E' possibile verificare sull'esempio in questione la relazione tra la potenza del test e la dimensione campionaria.
Si è calcolato al punto b) il valore di β per una distribuzione alternativa con valore di μ=4, nel caso di un livello di significatività pari al 5%.
α=0.05 → $Z_\alpha = -1.645$

$$Z = \frac{\overline{x_0} - \mu_A}{s/\sqrt{n}} = \frac{4.47 - 4}{3.2/\sqrt{100}} = 1.48$$

$$\beta = P(Z > 1.48) = 0.5 - P(0 < Z < 1.48) = 0.5 - 0.4306 = 0.0694$$

Da cui si ricava la potenza del test:
$1 - \beta = 1 - 0.0694 = 0.9306$

A questo punto vediamo cosa succede quando la dimensione del campione diminuisce da 100 a 70.
α=0.05 → $Z_\alpha = -1.645$

$$Z = \frac{\overline{x}_0 - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = -1.645 \Rightarrow \overline{x}_0 = \mu_0 + Z\frac{s}{\sqrt{n}} = 5 - 1.645\frac{3.20}{\sqrt{70}} = 4.37$$

$\mu_A = 4$

$$Z = \frac{\overline{x_0} - \mu_A}{s/\sqrt{n}} = \frac{4.37 - 4}{3.2/\sqrt{70}} = 0.97$$

$$\beta = P(Z > 0.97) = 0.5 - P(0 < Z < 0.97) = 0.5 - 0.3340 = 0.1660$$
$$1 - \beta = 1 - 0.1660 = 0.8340$$

Si vede come la diminuzione della dimensione campionaria, a parità delle altre condizioni, comporta una diminuzione nella potenza del test.
La situazione opposta si ha al crescere della dimensione campionaria, come si può vedere dai seguenti calcoli che mostrano il caso di un aumento della dimensione campionaria da 100 a 130.
α=0.05 → $Z_\alpha = -1.645$

$$Z = \frac{\overline{x}_0 - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = -1.645 \Rightarrow \overline{x}_0 = \mu_0 + Z\frac{s}{\sqrt{n}} = 5 - 1.645\frac{3.20}{\sqrt{130}} = 4.54$$

$\mu_A = 4$

$$Z = \frac{\overline{x_0} - \mu_A}{s/\sqrt{n}} = \frac{4.54 - 4}{3.2/\sqrt{70}} = 1.92$$
$$\beta = P(Z > 1.92) = 0.5 - P(0 < Z < 1.92) = 0.5 - 0.4726 = 0.0274$$
$$1 - \beta = 1 - 0.0274 = 0.9726$$