

P1. En una población, las estaturas (en cms.) de hombres ( $H$ ) y mujeres ( $M$ ) son tales que:

$$H \sim N(170; 16) \quad M \sim N(\mu, \sigma^2)$$

a) Si el 50% de las mujeres mide menos de 165 (cms.) y el 5% mide menos de 160 (cms.), determine  $\mu$  y  $\sigma^2$ .

P.T.: 1,0 pts

• 50% de mujeres mide menos de 165 cm  $\Rightarrow P(M < 165) = 0,5$  (A) } +0,1

• 5% de mujeres mide menos de 160 cm  $\Rightarrow P(M < 160) = 0,05$  (B) } +0,1

De (A):  $P\left(\frac{M-\mu}{\sigma} < \frac{165-\mu}{\sigma}\right) = 0,5$  ← estandarización } +0,2

$$P\left(Z < \frac{165-\mu}{\sigma}\right) = 0,5$$

distribución  $Z \sim N(0,1)$

Luego, al ver tabla de distribución normal  $\Rightarrow \frac{165-\mu}{\sigma} = 0$  } +0,1

$$\Rightarrow \boxed{\mu = 165}$$
 } +0,1

Ahora, de (B):  $P\left(\frac{M-165}{\sigma} < \frac{160-165}{\sigma}\right) = 0,05$  } +0,2

$$P(Z < -5/\sigma) = 0,05$$

Luego, al ver nuevamente tabla de distribución normal  $\Rightarrow -5/\sigma = -1,64$  } +0,1

$$\Rightarrow \sigma = 5/1,64 \approx 3,04$$

$$\Rightarrow \boxed{\sigma^2 = 9,24}$$
 } +0,1

b) Suponga  $\mu = 165$ ,  $\sigma^2 = 9$ . Se seleccionan dos hombres y tres mujeres (independientes). Calcule la probabilidad que la estatura promedio del grupo sea mayor a 170 (cms.).

P.T.: 2,0 pts

Con la suposición ahora tenemos  $H \sim N(170; 16)$  ;  $M \sim N(165; 9)$

Se toman dos hombres y tres mujeres (indep.) y debemos calcular que estatura prom. sea mayor a 170.

llamando  $H_1, H_2, M_1, M_2, M_3$ , básicamente debemos calcular  $P\left(\frac{H_1 + H_2 + M_1 + M_2 + M_3}{5} > 170\right)$  } +0,2

Como tenemos puros v.a.i. con distribuciones normales de parámetros conocidos, es posible calcular  $E(\Delta)$ ; D.S. ( $\Delta$ ), luego, estandarizar  $\Delta$  para ver el valor en la tabla de distribución normal.

Entonces, •  $E(\Delta) = E\left(\frac{H_1 + H_2 + M_1 + M_2 + M_3}{5}\right) \stackrel{\text{linealidad de E}}{=} \frac{1}{5} [E(H_1) + E(H_2) + E(M_1) + E(M_2) + E(M_3)]$  } +0,5

$$= \frac{1}{5} [170 + 170 + 165 + 165 + 165] = 167$$

Sabemos que  $D.S.(\Delta) = \sqrt{\text{Var}(\Delta)}$ . Calculemos  $\text{Var}(\Delta)$

Var( $\Delta$ ) = Var( $\frac{H_1 + H_2 + M_1 + M_2 + M_3}{5}$ ) =  $\frac{1}{25}$  Var( $H_1 + H_2 + M_1 + M_2 + M_3$ ) Var saca constantes al cuadrado

$\downarrow$  Son indep.

=  $\frac{1}{25} [Var(H_1) + Var(H_2) + Var(M_1) + Var(M_2) + Var(M_3)] = \frac{1}{25} [16 + 16 + 9 + 9 + 9] = \frac{59}{25} = 2,36$  } +0,5

$\Rightarrow D.S.(\Delta) = 1,53$  } +0,1

Luego, estandarizamos:

$P\left(\frac{\Delta - E(\Delta)}{D.S.(\Delta)} > \frac{170 - E(\Delta)}{D.S.(\Delta)}\right) = P\left(Z > \frac{170 - 167}{1,53}\right) = P(Z > 1,96)$  } +0,4

Ocupamos complemento por conveniencia para usar tabla de distribuye normal:

$P(Z > 1,96) = 1 - P(Z < 1,96) = 1 - 0,9750 = 0,025$

$\therefore P(\Delta > 170) = 2,5\%$  } +0,3

c) Suponga  $\sigma^2 = 9$  y  $\mu$  desconocido. Se toma una muestra  $M_1, \dots, M_n$ , determine  $n$  tal que:

$P(|\bar{M} - \mu| < 1) = 0,99$

P.T.: 1,0 pts

Podemos sacar por materia que  $E(\bar{M}) = \mu$  y  $Var(\bar{M}) = \frac{\sigma^2}{n}$  } +0,3

$\Downarrow$

$D.S.(\bar{M}) = \sigma/\sqrt{n}$

o si no se calculaba rápidamente:

Cálculos  $\left\{ \begin{array}{l} E(\bar{M}) = \frac{1}{n} E\left(\sum_{i=1}^n M_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(M_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu = \frac{\mu}{n} \sum_{i=1}^n 1 = \mu \\ \text{↑ linealidad E} \quad \text{↑ linealidad E} \\ Var(\bar{M}) = \frac{1}{n^2} Var\left(\sum_{i=1}^n M_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n Var(M_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n^2} \sum_{i=1}^n 1 = \frac{\sigma^2}{n} \Rightarrow D.S.(\bar{M}) = \sigma/\sqrt{n} \\ \text{↑ Var saca constantes al cuadrado} \quad \text{↑ indep. } M_1, \dots, M_n \end{array} \right.$

Luego, con lo anterior podemos darnos cuenta que  $P(|\bar{M} - \mu| < 1)$  está perfectamente estandarizada, pues ya se le estaba restando  $E(\bar{M})$ . Luego, dividimos por  $D.S.(\bar{M}) = \sigma/\sqrt{n}$ :

$\Rightarrow P\left(\frac{|\bar{M} - \mu|}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{1}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = 0,99$

$\Rightarrow P\left(\left|\frac{\bar{M} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| < \frac{1}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = 0,99$  / prop. 1.1

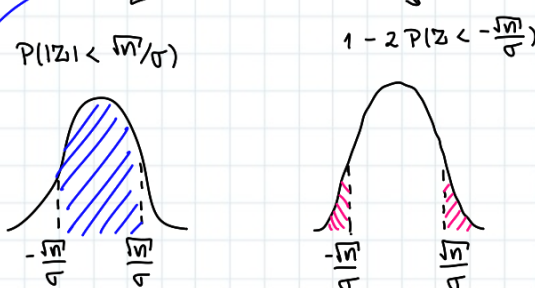
$\Rightarrow P(|Z| < \frac{\sqrt{n}}{\sigma}) = 0,99$  /  $Z \sim N(0,1)$

$\Rightarrow 1 - 2P(Z < -\frac{\sqrt{n}}{\sigma}) = 0,99$  / expresión

$\Rightarrow P(Z < -\frac{\sqrt{n}}{\sigma}) = 0,005$

} +0,4

VIERTO EN AUXILIAR EN TODO CASO



básicamente, calcular el área azul es lo mismo que calcular la totalidad de la campana (1) y restarle 2 veces cualquiera de los cochitos (cualquiera pq. simétrico)

Luego, viendo tabla de distribución normal:

$$\Rightarrow \frac{-\sqrt{n}}{\sigma} = -2,57 \quad \left. \vphantom{\frac{-\sqrt{n}}{\sigma}} \right\} +0,2$$

$$\Rightarrow n = (2,57 \cdot \sigma)^2$$

$$\Rightarrow n = (2,57 \cdot 3)^2$$

$$\Rightarrow n = 59,44$$

$$\Rightarrow \boxed{n = 60} \leftarrow \text{lo dejamos como entero para que tenga sentido (y es preferible aproximar por exceso)} \quad \left. \vphantom{\boxed{n = 60}} \right\} +0,1$$

d) Suponga  $\sigma^2 = 9$  y  $\mu$  desconocido. Se toma una muestra de  $n = 20$  mujeres obteniendo  $\bar{M} = 165,5$ .

I. Determine un IC del 95% para  $\mu$ .

P.T.: 1,0 pts

De formularlo tenemos que para  $\theta = \mu$ ;  $X \sim N(\mu; \sigma^2)$ ;  $\sigma^2$  conocido es

$$P\left(\underbrace{\bar{X} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{L_i(\bar{X})} < \mu < \underbrace{\bar{X} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{L_d(\bar{X})}\right) = 1 - \alpha = \gamma$$

Tenemos  $\sigma^2 = 9 \Rightarrow \sigma = 3$

•  $n = 20$

•  $\bar{M} = 165,5$

$$\left. \vphantom{\gamma = 0,95} \right\} +0,2 \quad \gamma = 0,95 \Rightarrow \left. \vphantom{\alpha = 0,05} \right\} +0,2 \quad \alpha = 0,05 \Rightarrow \left. \vphantom{1-\frac{\alpha}{2} = 0,975} \right\} +0,2 \quad 1 - \frac{\alpha}{2} = 0,975$$

Lo menos indirecto es la determinación de  $Z_{1-\alpha/2} = Z_{0,975}$ , pero es solo ver tabla de distribución normal:

$$\Rightarrow Z_{1-\alpha/2} = Z_{0,975} = 1,96 \quad \left. \vphantom{Z_{1-\alpha/2} = Z_{0,975} = 1,96}} \right\} +0,2$$

Ahora basta reemplazar:

$$\text{I.C.}_{95\%}(\mu) = \left[ 165,5 - 1,96 \cdot \frac{3}{\sqrt{20}} ; 165,5 + 1,96 \cdot \frac{3}{\sqrt{20}} \right]$$

$$\Rightarrow \boxed{\text{I.C.}_{95\%}(\mu) = [164,18 ; 166,81]} \quad \left. \vphantom{\boxed{\text{I.C.}_{95\%}(\mu) = [164,18 ; 166,81]}} \right\} +0,2$$

d) Suponga  $\sigma^2 = 9$  y  $\mu$  desconocido. Se toma una muestra de  $n = 20$  mujeres obteniendo  $\bar{M} = 165,5$ .

II. ¿Con qué confianza se construyó el intervalo para  $\mu$  dado por  $(164; 167)$ ?

P.T.: 1,0 pts

Si no fuese simétrico, no se podría haber hecho

Podemos notar que el intervalo  $(164; 167)$  es simétrico wrt a  $\bar{M}$ , y como sabemos que al final este intervalo de confianza es de la forma  $(\bar{M} - E; \bar{M} + E)$  podemos trabajar con el error  $(E)$ .

Directo es que  $E = 1,5$ , pues  $[165,5 - 1,5 ; 165,5 + 1,5] = [164; 167]$

$$\Rightarrow 1,5 = E = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{3}{\sqrt{20}} \Rightarrow Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 2,23 \quad \left. \vphantom{Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 2,23}} \right\} +0,2$$

$$\Rightarrow 1 - \frac{\alpha}{2} = 0,9871 \quad \left. \vphantom{1 - \frac{\alpha}{2} = 0,9871}} \right\} +0,2 \quad \text{al ver tabla de distribución normal}$$

$$\Rightarrow \alpha = 0,0258 \quad \left. \vphantom{\alpha = 0,0258}} \right\} +0,2$$

Pero la confianza es  $\gamma = 1 - \alpha = 0,9742$

$$\boxed{\therefore \text{El intervalo se construyó con una confianza de } 97,42\%} \quad \left. \vphantom{\boxed{\therefore \text{El intervalo se construyó con una confianza de } 97,42\%}} \right\} +0,2$$