

## Problema 1

(a)

$$IC = \bar{x} \pm 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{(n)}} = 1,40 \pm 1,96 \frac{0,3}{5} = [1,2824, 1,5176]$$

Se interpreta como que la si tuvieramos 100 muestras de 25 encuestados, la media muestral se encontraría en 95 de los casos en el intervalo  $[1,2824, 1,5176]$ .

(b) Se tiene que usar la t-Student:

$$IP(t_{24} < -2,064) = 0,025$$

$$IC = \bar{x} \pm 2,064 \frac{\sigma}{\sqrt{(n)}} = 1,40 \pm 2,064 \frac{0,3}{5} = [1,2762, 1,5238]$$

(c) El segundo intervalo es un poco más ancho. Es el costo de no conocer la desviación estándar de la población.

(d)

$$n = (1,96 * 0,3/0,08)^2 = 54,02$$

Se requiere una muestra mayor que 54.

(e)

$$\begin{cases} H_o : \sigma^2 \leq 0,2 \\ H_1 : \sigma^2 > 0,2 \end{cases}$$

Se quiere controlar el error de decir que **la varianza es menor que 0.2 cuando no lo es.**

(f) Bajo  $H_o \frac{(n-1)s^2}{0,2} \sim \chi_{n-1}^2$ . Rechazaremos el envío si  $\frac{(n-1)s^2}{0,2} > 42,98$ . Como  $\frac{(n-1)s^2}{0,2} = 32,4$ , concluemos que no hay suficiente evidencia para rechazar los envíos.

(g)

$$\begin{cases} H_o : \mu \leq 1,8 \% \\ H_1 : \mu > 1,8 \% \end{cases}$$

Se quiere controlar el error de decir que **el porcentaje de impureza no sobrepasa 1.8 % cuando no se cumple.**

$$\frac{\bar{x} - 1,8}{s/\sqrt{n}} \sim t_{24}$$

$$IP(t_{24} > 2,49) = 0,01$$

$$\bar{x} > 1,8 + 2,49 * s/\sqrt{n} = 1,8 + 2,49 * \sqrt{0,27/25} = 2,059$$

$\bar{x}$  observado en la muestra es 2,02. No se rechaza  $H_o$ . Se acepta el envío.

(h) La potencia asociada a la región crítica anterior para  $\mu = 2,22\%$  es:

$$IP(\bar{x} > 2,059 | \mu = 2,322\%) = IP\left(\frac{\bar{x} - 2,22}{s/\sqrt{n}} > \frac{2,059 - 2,22}{\sqrt{0,27/5}}\right) = IP(t_{24} > -1,55) = 0,93$$

## Problema 2

(a) Un intervalo de confianza para  $\lambda$  utilizando  $Y = \sum_{i=1}^{30} X_i$ , equivale a encontrar  $a$  y  $b$  tales que  $IP(a \leq \lambda \leq b) = 1 - \alpha = 0,95$ .

Si utilizamos el teorema central del límite a la variable  $Y$ ,  $Y \sim \mathcal{N}(E(Y), Var(Y))$  con  $E(Y) = E(\sum X_i) = nE(X) = \frac{n}{\lambda}$  y  $Var(Y) = \frac{n}{\lambda^2}$ .

$$Z = \frac{Y - n/\lambda}{\sqrt{n/\lambda^2}} \rightarrow \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow IP(a \leq \lambda \leq b) &= IP(1/b \leq 1/\lambda \leq 1/a) \\ &= IP\left(\frac{Y - n/b}{\sqrt{n/\lambda^2}} \leq \frac{Y - n/\lambda}{\sqrt{n/\lambda^2}} \leq \frac{Y - n/a}{\sqrt{n/\lambda^2}}\right) = IP(-z_1 \leq Z \leq z_2) = 0,95 \end{aligned}$$

$$z_1 = 1,96 \Rightarrow IP(-1,96 \leq \frac{Y - n/\lambda}{\sqrt{n/\lambda^2}} \leq 1,96)$$

Luego obtenemos  $-1,96 \leq \frac{Y - n/\lambda}{\sqrt{n/\lambda^2}} \leq 1,96 \Leftrightarrow (\frac{Y - n/\lambda}{\sqrt{n/\lambda^2}})^2 \leq 3,8416$ . O sea

$$Y^2 \lambda^2 - 2nY\lambda + n^2 - 3,8416n \leq 0$$

Para  $n = 30$  e  $Y = 150$  años, obtenemos:

$$\lambda = \frac{n}{Y} \pm \frac{1,96 * \sqrt{(n)}}{Y} \Rightarrow IP(0,1284 \leq \lambda \leq 0,2716) = 0,95$$

(b) Cuando se busca validar una hipótesis, esta se debe poner en la hipótesis alternativa y buscar rechazar la hipótesis nula, sobre todo porque se ha puesto un cota máxima para el error de tipo I, que es rechazar  $H_0$  cuando esta resulta ser verdadera. Luego la afirmación del municipio corresponde en la hipótesis alternativa.

(c) Dado que  $\bar{X}_A$  y  $\bar{X}_B$  son proporciones muestrales, entonces las variables subyacentes que las definen son del tipo Bernoulli, luego:

$$E(\hat{p}) = \frac{n_A E(\bar{X}_A) + n_B E(\bar{X}_B)}{n_A + n_B} = \frac{n_A p_A + n_B p_B}{n_A + n_B} = \frac{n_A p + n_B p}{n_A + n_B} = p$$

El estimador es insesgado y su valor es 0,51. Las varianzas correspondientes son:  $Var(\bar{X}_A) = p_A(1 - p_A)/n_A = p(1 - p)/n_A$  y  $Var(\bar{X}_B) = p_B(1 - p_B)/n_B = p(1 - p)/n_B$ .

- (d) ) Como la hipótesis alternativa es  $H_1 : p_B - p_A > 0$ , se rechaza la hipótesis nula cuando la diferencia entre  $\bar{X}_B$  y  $\bar{X}_A$  es grande. Para encontrar el valor  $C$  asociado a la región crítica  $W$ , se debe resolver:

$$P(\bar{X}_B - \bar{X}_A > C | p_B - p_A = 0) = 0,025$$

Usando el Teorema Central de Límite, se tiene:

$$P\left(\frac{\bar{X}_B - \bar{X}_A - E(\bar{X}_B - \bar{X}_A)}{\sqrt{Var(\bar{X}_B - \bar{X}_A)}} > \frac{C - E(\bar{X}_B - \bar{X}_A)}{\sqrt{Var(\bar{X}_B - \bar{X}_A)}} | p_B - p_A = 0\right) = 0,025$$

$$P\left(\frac{\bar{X}_B - \bar{X}_A - (p_B - p_A)}{\sqrt{\frac{p_B(1-p_B)}{n_B} + \frac{p_A(1-p_A)}{n_A}}} > \frac{C - (p_B - p_A)}{\sqrt{\frac{p_B(1-p_B)}{n_B} + \frac{p_A(1-p_A)}{n_A}}} | p_B - p_A = 0\right) = 0,025$$

$$P\left(\frac{\bar{X}_B - \bar{X}_A}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n_B} + \frac{p(1-p)}{n_A}}} > \frac{C}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n_B} + \frac{p(1-p)}{n_A}}} | p_B - p_A = 0\right) = 0,025$$

$$P(Z > K) = 0,025 \Rightarrow K = 1,96 \Rightarrow 1,96 = \frac{C}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n_B} + \frac{p(1-p)}{n_A}}}$$

$$\Rightarrow C = 1,96 \cdot \sqrt{\frac{p(1-p)}{n_B} + \frac{p(1-p)}{n_A}}$$

Reemplazando  $p$  por la estimación encontrada en la parte anterior se tiene que  $C = 0,082$ .

- (e) Para encontrar el P-Valor se debe encontrar la probabilidad de obtener un estadístico al menos tan extremo como el calculado con los datos de la muestra suponiendo cierta la hipótesis nula, esto es:

$$P\left(Z > \frac{\bar{X}_B - \bar{X}_A}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n_B} + \frac{p(1-p)}{n_A}}}\right) = P(Z > 2,9) = 0,0029 < \alpha = 0,025 \Rightarrow \text{Se rechaza } H_0$$