

PROBLEMA 1

1.1 La razón de verosimilitudes es monótona en la media muestral \bar{x} (o en $\sum_i x_i$):

La función de verosimilitud es: $f_n = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{n}{2}}} \exp(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_i (x_i - \mu)^2)$.

Luego la razón de verosimilitudes $\frac{f_n(x|\mu_1)}{f_n(x|\mu_0)} = \exp\{-\frac{1}{\sigma^2}(2(\mu_0 - \mu_1)\sum_i x_i + n(\mu_1^2 - \mu_0^2))\}$

es monótona creciente. El lema de Neyman Pearson para $H_0: \mu = 10$ contra la hipótesis alternativa unilateral $H_1: \mu < 10$) nos da una región de rechazo de la forma:

$\bar{x} \leq c | \mu = 10$ con $P(\bar{x} \leq c | \mu = 10) = 0.05$. Como $\bar{x} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ con $\sigma^2 = 1$ y $n=100$, bajo

H_0 , $z = \sqrt{n}(\bar{x} - \mu)/\sigma = 10(\bar{x} - 10) \sim N(0,1) \Rightarrow c$ verifica $P(z \leq 10(c - \mu) | \mu = 10) = 0.05$ en donde $z \sim N(0,1)$.

$\Rightarrow 10(c - 10) = -1.65 \Rightarrow$ la región de rechazo es $\{\bar{x} \leq 9.835\}$.

1.2 El p-valor del test es:

$$P(\bar{x} \leq 9.8 | \mu = 10) = P(z \leq 10(9.8 - 10)) = P(z \leq -0.6667) = 0.0228.$$

Es un p-valor suficientemente pequeño para rechazar $H_0: \mu = 10$. De hecho 9.8 pertenece a la región de rechazo para $\alpha = 0.05$.

1.3 La potencia del test para $\mu = 9$ es:

$$P(\bar{x} \leq 9.835 | \mu = 9) = P(z \leq \frac{\sqrt{n}(9.835 - 9)}{\sigma}) = P(z \leq 8.35) = 1.$$

La potencia del test para $\mu = 9.8$ es:

$$P(\bar{x} \leq 9.835 | \mu = 9.8) = P(z \leq \frac{\sqrt{n}(9.835 - 9.8)}{\sigma}) = P(z \leq 0.35) = 0.6368.$$

1.4 Si $n=120$; $P(z \leq \frac{\sqrt{n}(9.835 - \mu)}{\sigma} | \mu = 10) = P(z \leq -1.8075) = 0.0353$.

PROBLEMA 2

2.1 Un estimador para σ^2 esta dado por: $S^2 = \frac{1}{n+m}(nS_1^2 + mS_2^2)$ con $S_1^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ y

$S_2^2 = \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2$. Este estimador es sesgado para σ^2 . El estimador insesgado asociado

es: $S_*^2 = \frac{1}{n+m-2}(nS_1^2 + mS_2^2)$. Se tiene $\frac{(n+m-2)S_*^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n+m-2}^2$.

2.2 La diferencia $d = \bar{x} - \bar{y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma^2}{n} + \frac{\sigma^2}{m})$.

El estadístico $T = \frac{(d - (\mu_1 - \mu_2))}{\sqrt{(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})S_*^2}} \sim t_{n+m-2}$.

Si $P(|t_{n+m-2}| \leq a) = 1 - \alpha$, entonces:

$$P(d - a\sqrt{(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})S_*^2} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq d + a\sqrt{(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})S_*^2}) = 1 - \alpha$$

2.3 $P(|t_{n+m-2}| \leq a) = 1 - \alpha \Rightarrow P(|t_{20}| \leq 2.086) = 0.95$.

$$[d - 2.086 * 0.7292, d + 2.086 * 0.7292] = [-0.921, 2.121]$$

2.4 El p-valor es: $P(|t_{n+m-2}| \geq \frac{d}{\sqrt{(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})S_*^2}}) = P(|t_{20}| \geq 0.8229) = 0.42$. No se rechaza la

igualdad de las medias.

PROBLEMA 3

3.1 Hay que calcular el estadístico $Q = \sum_i \frac{(M_i - np_i)^2}{np_i}$ bajo $H_o : p_i = \frac{1}{6} \forall i$.

Número del dado	1	2	3	4	5	6	Total
Frecuencia M_i observadas	80	60	78	70	70	62	420
Frecuencia Esperada np_i	70	70	70	70	70	70	420

Bajo H_o . $Q \sim \chi_5^2$, $P(\chi_5^2 \geq 11.07) = 0.05$

$Q = 4.6857$. Como $Q < 11.07$, no se rechaza la hipótesis nula H_o . Se puede decir que el dado es equilibrado.

3.2 El p-valor es $P(\chi_5^2 \geq 4.6857) > P(\chi_5^2 \geq 11.07) > 0.05$

De hecho vale $P(\chi_5^2 \geq 4.6857) = 0.4554$

3.3 Un estimador insesgado de p es $\hat{p} = (M_2 + M_4 + M_6)/n$ y la distribución de $n\hat{p}$ es una binomial $B(n, p)$. Aquí $\hat{p} = 0.4571$.

3.4 Le conviene (T_2) de manera a controlar el error de tipo I cuando rechaza $H_o' : p = 0.45$.