

Inferencia Estadística para la Media (μ): Caso Multivariado

Pruebas de Hipótesis para $\underline{\mu}$ cuando Σ es Desconocida (Normal)

Ahora se considerará el problema de determinar si un vector dado $\underline{\mu}_0$ es un vector-viable para el vector de medias $\underline{\mu}$ de una población Normal-Multivariada (con Σ -desconocida).

Se procederá de manera análoga al caso univariado.

Ahora se tendrá la distancia al cuadrado dada por:

$$T^2 = (\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0)^t \left(\frac{1}{n} \mathbf{S} \right)^{-1} (\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0) = n(\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0)^t \mathbf{S}^{-1} (\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0)$$

$$\bar{\mathbf{x}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \quad , \quad \mathbf{S} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})^t \quad \text{y} \quad \underline{\mu}_0 = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \\ \vdots \\ \mu_{p0} \end{bmatrix}$$

La estadística T^2 -se llama **Estadística T^2 -de Hotelling**, en honor a Harold Hotelling, un pionero en Análisis Multivariado, quien fue el primero en obtener su distribución muestral.

Aquí, $\frac{\mathbf{S}}{n}$ -es la **matriz de varianzas-covarianzas estimada de $\bar{\mathbf{x}}$** , pues

$$\text{Var}[\bar{\mathbf{x}}] = \frac{\mathbf{\Sigma}}{n} \quad \text{ie.} \quad \widehat{\text{Var}}[\bar{\mathbf{x}}] = \frac{\hat{\mathbf{\Sigma}}}{n} = \frac{\mathbf{S}}{n}$$

Si la distancia estadística observada T^2 es mu grande, ie. $\bar{\mathbf{x}}$ -está demasiado lejos de $\underline{\mu}_0$, y la hipótesis $H_0 : \underline{\mu} = \underline{\mu}_0$ es rechazada.

Pero en este caso las tablas de puntos porcentuales de la distribución de la T^2 -de Hotelling, no son necesarias para las pruebas formales de hipótesis.

Se utilizará el siguiente resultado:

$$T^2 \sim \frac{(n-1)p}{(n-p)} F_{p,n-p} = kF, \quad \text{con: } k = \frac{(n-1)p}{(n-p)}$$

o equivalentemente: $\frac{(n-p)}{(n-1)p} T^2 = \frac{1}{k} T^2 \sim F_{p,n-p}$, donde, $F_{p,n-p}$ denota una v.a con distribución F con p y $n-p$ grados de libertad respectivamente.

En Resumen: Sea $\underline{x}_1, \underline{x}_2, \dots, \underline{x}_n$ una m.a de una distribución $N_p(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$, ($\underline{\Sigma}$ -desconocido), entonces:

$$\begin{aligned} P \left[T^2 > \frac{(n-1)p}{(n-p)} F_{\alpha;p,n-p} \right] &= P [T^2 > kF] \\ &= P \left[n(\bar{\underline{x}} - \underline{\mu})^t \mathbf{S}^{-1} (\bar{\underline{x}} - \underline{\mu}) > kF \right] = \alpha \end{aligned}$$

cualesquiera sean los valores de $\underline{\mu}$ y $\underline{\Sigma}$.

Al nivel de significancia del $\alpha\%$, rechazamos $H_0 : \underline{\mu} = \underline{\mu}_0$, en favor de: $H_a : \underline{\mu} \neq \underline{\mu}_0$, si el valor de:

$$T_0^2 = n(\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0)^t \mathbf{S}^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0) > kF = \frac{(n-1)p}{(n-p)} F_{\alpha; p, n-p},$$

o equivalentemente, rechazamos H_0 si:

$$F_0 = \frac{(n-p)}{(n-1)p} T^2 = \frac{1}{k} T_0^2 > F_{\alpha; p, n-p},$$

en caso contrario no-rechazamos H_0 .

Ejemplo-1 Considere la siguiente matriz de datos asociada a una ma de tamaño $n = 3$ de una población normal bi-variada con vector de medias $\underline{\mu}$ y matriz de Var-Cov $\underline{\Sigma}$ -desconocida, ie.
 $\underline{x}_i \sim N_2(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$, para $i = 1, 2, 3$:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 6 & 9 \\ 10 & 6 \\ 8 & 3 \end{bmatrix}$$

Realizar la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0 : \underline{\mu} = \underline{\mu}_0 \\ H_a : \underline{\mu} \neq \underline{\mu}_0 \end{cases} \iff \begin{cases} H_0 : \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} \\ H_a : \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} \neq \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} \end{cases} \iff \begin{cases} H_0 : \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 9 \\ 5 \end{bmatrix} \\ H_a : \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} \neq \begin{bmatrix} 9 \\ 5 \end{bmatrix} \end{cases}$$

De la matriz de datos se encuentra que:

$$\begin{aligned}\bar{\mathbf{x}} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i = \frac{1}{3} \left[\begin{pmatrix} 6 \\ 9 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 10 \\ 6 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 8 \\ 3 \end{pmatrix} \right] = \frac{1}{3} \begin{bmatrix} 6 + 10 + 8 \\ 9 + 6 + 3 \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{3} \begin{bmatrix} 24 \\ 18 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 8 \\ 6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \end{bmatrix}\end{aligned}$$

Similarmente se tiene que:

$$s_{11} = \frac{(6-8)^2 + (10-8)^2 + (8-8)^2}{2} = 4$$

$$s_{22} = \frac{(9-6)^2 + (6-6)^2 + (3-6)^2}{2} = 9$$

$$s_{12} = \frac{(6-8)(9-6) + (10-8)(6-6) + (8-8)(3-6)}{2} = -3$$

es decir que:

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} 4 & -3 \\ -3 & 9 \end{bmatrix}, \text{ luego: } \mathbf{S}^{-1} = \frac{1}{27} \begin{bmatrix} 9 & 3 \\ 3 & 4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{9} \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{27} \end{bmatrix}$$

Ahora la estadística de prueba calculada es:

$$\begin{aligned} T_0^2 &= n(\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0)^t \mathbf{S}^{-1} (\bar{\mathbf{x}} - \underline{\mu}_0) = 3 \left[\begin{pmatrix} 8 \\ 6 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 9 \\ 5 \end{pmatrix} \right]^t \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{9} \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{27} \end{bmatrix} \left[\begin{pmatrix} 8 \\ 6 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 9 \\ 5 \end{pmatrix} \right] \\ &= 3 \begin{bmatrix} -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{9} \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{27} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -1 \\ 1 \end{bmatrix} = \frac{7}{9} \end{aligned}$$