

DISTRIBUCIÓN T^2 HOTELLING

Definición

Si “ α ” puede ser escrito como $\mathbf{m}\mathbf{d}^t\mathbf{M}^{-1}\mathbf{d}$ donde “ \mathbf{d} ” y “ \mathbf{M} ” están independientemente distribuidos como $N_p(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ y $W_p(\mathbf{I}, m)$ respectivamente, entonces, diremos que “ α ” tiene una distribución T^2 Hotelling con parámetro “ p ” y “ m ”.

$$\alpha \sim T^2(p, m)$$

Teorema 3.5.1

Si \mathbf{X} y \mathbf{M} están independientemente distribuidos como $N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ y $W_p(\boldsymbol{\Sigma}, m)$ respectivamente, entonces,

$$m(\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu})' \mathbf{M}^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu}) \sim T^2(p, m)$$

\Rightarrow) **Hipótesis** $\mathbf{X}_{(n \times p)} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$
 $\mathbf{M} \sim W_p(\boldsymbol{\Sigma}, m)$
 \mathbf{X} y \mathbf{M} son independientes

Tesis $m(\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu})' \mathbf{M}^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu}) \sim T^2(p, m)$

Prueba.-

Haciendo $\mathbf{d} = n^{1/2} \Sigma^{-1/2} (\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu})$ ya que $\bar{\mathbf{x}} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, n^{-1} \Sigma)$

$$\Rightarrow (\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu}) \sim N_p(0, n^{-1} \Sigma)$$

$$\Rightarrow \mathbf{d} \sim N_p(0, \mathbf{I}) \quad (i)$$

Además, $n\mathbf{S} = \mathbf{X}'\mathbf{H}\mathbf{X} \sim W_p(\Sigma, n-1)$

Por teorema 3.4.1: $n\Sigma^{-1/2}\mathbf{S}\Sigma^{-1/2} \sim W_p(\mathbf{I}, n-1) \quad (ii)$

Posterior a probar la independencia entre (i) y (ii) determinamos α :

$$\Rightarrow \alpha = (n-1)\mathbf{d}'(n\Sigma^{-1/2}\mathbf{S}\Sigma^{-1/2})^{-1}\mathbf{d} \sim T^2(p, n-1)$$

$$\Rightarrow (n-1)(\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu})'\mathbf{S}^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \boldsymbol{\mu}) \sim T^2(p, n-1)$$

Corolario 3.5.5.1

Si \bar{x} y S son la media muestral y matriz de covarianzas de una muestra de tamaño “n” a partir de una $N_p(\mu, \Sigma)$ y $S_u = (n/n-1)S$, entonces,

$$(n-1)(\bar{x} - \mu)'S^{-1}(\bar{x} - \mu) = n(\bar{x} - \mu)'S_u^{-1}(\bar{x} - \mu) \sim T^2(p, n-1)$$

⇒) **Prueba.-**

Haciendo $\mathbf{d} = n^{1/2}\Sigma^{-1/2}(\bar{x} - \mu)$ ya que $\bar{x} \sim N_p(\mu, n^{-1}\Sigma)$

$$\Rightarrow (\bar{x} - \mu) \sim N_p(0, n^{-1}\Sigma)$$

$$\Rightarrow \mathbf{d} \sim N_p(0, \mathbf{I})$$

Además, $n\mathbf{S} = \mathbf{X}'\mathbf{H}\mathbf{X} \sim W_p(\Sigma, n-1)$

Por teorema 3.4.1: $n\Sigma^{-1/2}\mathbf{S}\Sigma^{-1/2} \sim W_p(\mathbf{I}, n-1) \Rightarrow \alpha = (n-1)\mathbf{d}'(n\Sigma^{-1/2}\mathbf{S}\Sigma^{-1/2})^{-1}\mathbf{d} \sim T^2(p, n-1)$

$$\Rightarrow (n-1)(\bar{x} - \mu)'S^{-1}(\bar{x} - \mu) \sim T^2(p, n-1)$$

Teorema 3.5.2

$$T^2(p, m) = \frac{mp}{(m - p + 1)} F_{(p, m-p+1)}$$

⇒) **Prueba.-**

Si $\alpha \sim T^2(p, m) \Rightarrow \alpha = m\mathbf{d}'\mathbf{M}^{-1}\mathbf{d}$ donde $\mathbf{d} \sim N_p(0, \mathbf{I})$ y $\mathbf{M} \sim W_p(\mathbf{I}, m)$

Luego,
$$\alpha = \frac{m\mathbf{d}'\mathbf{M}^{-1}\mathbf{d}}{\mathbf{d}'\mathbf{d}} \quad (1)$$

Pero sabemos por hipótesis que: $f(\mathbf{M}/\mathbf{d}) = f(\mathbf{M})$ ya que \mathbf{M} y \mathbf{d} son independientes.

$$\Rightarrow f(\mathbf{M}) = \frac{m\mathbf{d}'\mathbf{M}^{-1}\mathbf{d}}{\mathbf{d}'\mathbf{d}} \sim \chi^2_{(m-p+1)}, \text{ además, } \mathbf{d}'\mathbf{d} \sim \chi^2_{(p)} \quad \text{en (1)}$$

$$\Rightarrow \alpha = \frac{\mathbf{d}'\mathbf{d}}{\mathbf{d}'\mathbf{d} / m\mathbf{d}'\mathbf{M}^{-1}\mathbf{d}} = m \chi^2_{(m-p+1)} / \chi^2_{(m-p+1)} = \frac{mp}{m-p-1} \frac{\chi^2_{(p)} / p}{\chi^2_{(m-p+1)} / m-p+1}$$

Estadística T^2 Hotelling para dos Muestras

Distancia de
Mahalanobis

Teorema 3.6.1

Si X_1 y X_2 son matrices de datos independientes, y si la n_i filas de X_i son iid $N_p(\mu_i, \Sigma_i)$ $i=1,2$, entonces, cuando $\mu_1=\mu_2$ y $\Sigma_1=\Sigma_2$

$$\frac{n_1 n_2}{n} D^2 \sim T^2(p, n-2)$$

$$D^2 = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)' S_u^{-1} (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \quad S_u = \frac{n_1 S_1 + n_2 S_2}{n - 2}$$

Gracias!!!