

Test de hipótesis.

¹Universidad de Buenos Aires and CONICET, Argentina

Familias de CVM

Una familia de distribuciones discretas o continuas con densidad (o función de probabilidad puntual) $f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ se dice de *cociente de verosimilitud monótono (CVM)* en $T = T(\mathbf{X})$, si para todo $\theta_1 < \theta_2$

- (i) Las distribuciones correspondientes a $f(\mathbf{x}, \theta_1)$ y $f(\mathbf{x}, \theta_2)$ son distintas
- (ii) $\frac{f(\mathbf{x}, \theta_2)}{f(\mathbf{x}, \theta_1)} = g_{\theta_1\theta_2}(T(\mathbf{x}))$, donde $g_{\theta_1\theta_2}(t)$ es una función no decreciente en el conjunto

$$\mathcal{S} = \{t : t = T(\mathbf{x}) \text{ con } f(\mathbf{x}, \theta_1) > 0 \text{ ó } f(\mathbf{x}, \theta_2) > 0\}$$

Familias de CVM: Teorema

Sea $\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$ con $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$, perteneciente a una familia de CVM en $T = T(\mathbf{X})$. Luego

(i) Existen k_α y γ_α tales que

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } T > k_\alpha \\ \gamma_\alpha & \text{si } T = k_\alpha \\ 0 & \text{si } T < k_\alpha \end{cases} \quad (1)$$

satisface

$$\mathbb{E}_{\theta_0}(\phi(\mathbf{X})) = \alpha. \quad (2)$$

(ii) Sea ϕ es un test de la forma (1) que satisface (2). Luego ϕ es el test **UMP** de nivel menor o igual que $\alpha > 0$ para

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{contra} \quad H_1 : \theta > \theta_0.$$

Familias de CVM: Teorema

- (iii) $\beta_\phi(\theta)$ es monótona no decreciente para todo θ y estrictamente creciente para todo θ tal que $0 < \beta_\phi(\theta) < 1$.
- (iv) Sea ϕ un test de la forma (1) que satisface (2). Luego, ϕ es el test **UMP** de nivel menor o igual que $\alpha > 0$ para

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \quad \text{contra} \quad H_1 : \theta > \theta_0 .$$

Familias de CVM: Teorema

Sea $\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$ con $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$, perteneciente a una familia de CVM en $T = T(\mathbf{X})$. Luego

(i) Existen k_α y γ_α tales que

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } T < k_\alpha \\ \gamma_\alpha & \text{si } T = k_\alpha \\ 0 & \text{si } T > k_\alpha \end{cases} \quad (3)$$

satisface

$$\mathbb{E}_{\theta_0}(\phi(\mathbf{X})) = \alpha. \quad (4)$$

(ii) Sea ϕ es un test de la forma (3) que satisface (4). Luego ϕ es el test **UMP** de nivel menor o igual que $\alpha > 0$ para

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{contra} \quad H_1 : \theta < \theta_0.$$

Familias de CVM: Teorema

- (iii) $\beta_\phi(\theta)$ es monótona no creciente para todo θ y estrictamente decreciente para todo θ tal que $0 < \beta_\phi(\theta) < 1$.
- (iv) Sea ϕ un test de la forma (3) que satisface (4). Luego, ϕ es el test **UMP** de nivel menor o igual que $\alpha > 0$ para

$$H_0 : \theta \geq \theta_0 \quad \text{contra} \quad H_1 : \theta < \theta_0 .$$

Caso Normal

- X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ σ_0^2 conocido.
- $H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu = \mu_1$ con $\mu_1 > \mu_0$

Caso Normal

- X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ σ_0^2 conocido.
- $H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu = \mu_1$ con $\mu_1 > \mu_0$

El test **UMP** de nivel α es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} \geq z_\alpha \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} < z_\alpha \end{cases}$$

Caso Normal

- X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ σ_0^2 conocido.
 - $H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu = \mu_1$ con $\mu_1 > \mu_0$
- El test **UMP** de nivel α es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} \geq z_\alpha \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} < z_\alpha \end{cases}$$

- ϕ_1 es **UMP** de nivel α para

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad H_1 : \mu > \mu_0$$

- $\beta_{\phi_1}(\mu) = 1 - \Phi\left(z_\alpha + \sqrt{n} \frac{(\mu_0 - \mu)}{\sigma_0}\right)$

Caso Normal

- X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ σ_0^2 conocido,
- $H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu = \mu_1$ con $\mu_1 < \mu_0$

Caso Normal

- X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ σ_0^2 conocido,
- $H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu = \mu_1$ con $\mu_1 < \mu_0$

El test **UMP** de nivel α es

$$\phi_2(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} \leq -z_\alpha \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} > -z_\alpha \end{cases}$$

Caso Normal

- X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ σ_0^2 conocido,
 - $H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu = \mu_1$ con $\mu_1 < \mu_0$
- El test **UMP** de nivel α es

$$\phi_2(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} \leq -z_\alpha \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma_0} > -z_\alpha \end{cases}$$

- ϕ_2 es **UMP** de nivel α para

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad H_1 : \mu < \mu_0$$

- $\beta_{\phi_2}(\mu) = \Phi \left(-z_\alpha + \sqrt{n} \frac{(\mu_0 - \mu)}{\sigma_0} \right)$

Existe siempre un test UMP?

X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ con σ_0^2 conocido

$H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu \neq \mu_0$

Existe siempre un test UMP?

X_1, \dots, X_n m.a. $N(\mu, \sigma_0^2)$ con σ_0^2 conocido

$H_0 : \mu = \mu_0$ contra $H_1 : \mu \neq \mu_0$

No existe un test UMP para este problema

TEST IUMP

- Un test ϕ de nivel α para $H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$, se dice **insesgado** si

$$\beta_{\phi}(\theta) \geq \alpha \quad \forall \theta \in \Theta_1$$

TEST IUMP

- Un test ϕ de nivel α para $H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$, se dice **insesgado** si

$$\beta_{\phi}(\theta) \geq \alpha \quad \forall \theta \in \Theta_1$$

- ϕ es un test **IUMP de nivel α** si

$$\text{i) } \sup_{\theta \in \Theta_0} \beta_{\phi}(\theta) = \alpha$$

TEST IUMP

- Un test ϕ de nivel α para $H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$, se dice **insesgado** si

$$\beta_{\phi}(\theta) \geq \alpha \quad \forall \theta \in \Theta_1$$

- ϕ es un test **IUMP de nivel α** si
 - $\sup_{\theta \in \Theta_0} \beta_{\phi}(\theta) = \alpha$
 - ϕ es **insesgado**

TEST IUMP

- Un test ϕ de nivel α para $H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$, se dice **insesgado** si

$$\beta_{\phi}(\theta) \geq \alpha \quad \forall \theta \in \Theta_1$$

- ϕ es un test **IUMP de nivel α** si

i) $\sup_{\theta \in \Theta_0} \beta_{\phi}(\theta) = \alpha$

ii) ϕ es **insesgado**

iii) para todo ϕ^* tal que $\left\{ \begin{array}{l} \text{a) } \sup_{\theta \in \Theta_0} \beta_{\phi^*}(\theta) = \alpha \\ \text{b) } \phi^* \text{ es insesgado} \end{array} \right.$

se verifica

$$\beta_{\phi}(\theta) \geq \beta_{\phi^*}(\theta) \quad \forall \theta \in \Theta_1$$

$$f(x, \theta) = A(\theta) \exp\{\theta x\} h(x)$$

$$f(x, \theta) = A(\theta) \exp\{\theta x\} h(x)$$

Diremos que ϕ es un **bilateral** si es de la forma

$$\phi(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x < x_1 \quad \text{o} \quad x > x_2 \\ \gamma_i & \text{si } x = x_i \\ 0 & \text{si } x_1 < x < x_2 \end{cases} \quad (5)$$

$$0 \leq \gamma_i \leq 1, \quad -\infty \leq x_1 \leq x_2 \leq +\infty$$

TEST IUMP: $H_0 : \theta_1 \leq \theta \leq \theta_2$ $H_1 : \theta > \theta_2$ o $\theta < \theta_1$

$$f(x, \theta) = A(\theta) \exp\{\theta x\} h(x)$$

Todo test bilateral

$$\phi(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x < x_1 \quad \text{o} \quad x > x_2 \\ \gamma_i & \text{si } x = x_i \\ 0 & \text{si } x_1 < x < x_2 \end{cases}$$

tal que (x_i, γ_i) se eligen de modo que

$$\beta_\phi(\theta_i) = \alpha$$

es **IUMP de nivel α** para H_0 versus H_1 .

TEST IUMP: $H_0 : \theta = \theta_0$ $H_1 : \theta \neq \theta_0$

$$f(x, \theta) = A(\theta) \exp\{\theta x\} h(x)$$

Todo test bilateral

$$\phi(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x < x_1 \quad \text{o} \quad x > x_2 \\ \gamma_i & \text{si } x = x_i \\ 0 & \text{si } x_1 < x < x_2 \end{cases}$$

tal que (x_i, γ_i) se eligen de modo que

$$\beta_\phi(\theta_0) = \alpha \quad \text{y} \quad \left. \frac{\partial}{\partial \theta} \beta_\phi(\theta) \right|_{\theta=\theta_0} = 0$$

es **IUMP de nivel α** para H_0 versus H_1 .

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \text{ versus } H_1 : \theta \in \Theta_1 \quad \Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \text{ versus } H_1 : \theta \in \Theta_1 \quad \Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$$

- $\hat{\theta}_0$: Estimador de máxima verosimilitud de θ , suponiendo $\theta \in \Theta_0$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \text{ versus } H_1 : \theta \in \Theta_1 \quad \Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$$

- $\hat{\theta}_0$: Estimador de máxima verosimilitud de θ , suponiendo $\theta \in \Theta_0$
- $\hat{\theta}_1$: Estimador de máxima verosimilitud de θ , suponiendo $\theta \in \Theta_1$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

- $\hat{\theta}_0$: Estimador de máxima verosimilitud de θ , suponiendo $\theta \in \Theta_0$
- $\hat{\theta}_1$: Estimador de máxima verosimilitud de θ , suponiendo $\theta \in \Theta_1$

$$f(\mathbf{X}, \hat{\theta}_0) = \max_{\theta \in \Theta_0} f(\mathbf{X}, \theta)$$

$$f(\mathbf{X}, \hat{\theta}_1) = \max_{\theta \in \Theta_1} f(\mathbf{X}, \theta)$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

$$L_{10} = \frac{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_1)}{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_0)} \geq k_\alpha$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

$$L_{10} = \frac{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_1)}{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_0)} \geq k_\alpha$$

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_1) > k_\alpha f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_0) \\ \gamma_\alpha & \text{si } f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_1) = k_\alpha f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_0) \\ 0 & \text{si } f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_1) < k_\alpha f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_0) \end{cases}$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

$$L(\mathbf{X}) = \frac{1}{L_{10}} = \frac{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_0)}{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_1)} \leq k_\alpha$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

$$L(\mathbf{X}) = \frac{1}{L_{10}} = \frac{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_0)}{f(\mathbf{x}, \hat{\theta}_1)} \leq k_\alpha$$

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } L(\mathbf{X}) < k_\alpha \\ \gamma_\alpha & \text{si } L(\mathbf{X}) = k_\alpha \\ 0 & \text{si } L(\mathbf{X}) > k_\alpha \end{cases}$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

$$L(\mathbf{X}) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_0} f(\mathbf{x}, \theta)}{\sup_{\theta \in \Theta_1} f(\mathbf{x}, \theta)}$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

$$L(\mathbf{X}) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_0} f(\mathbf{x}, \theta)}{\sup_{\theta \in \Theta_1} f(\mathbf{x}, \theta)}$$

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } L(\mathbf{X}) < k_\alpha \\ \gamma_\alpha & \text{si } L(\mathbf{X}) = k_\alpha \\ 0 & \text{si } L(\mathbf{X}) > k_\alpha \end{cases}$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

Si

$$\sup_{\theta \in \Theta_1} f(\mathbf{x}, \theta) = \sup_{\theta \in \Theta} f(\mathbf{x}, \theta)$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

Si

$$\sup_{\theta \in \Theta_1} f(\mathbf{x}, \theta) = \sup_{\theta \in \Theta} f(\mathbf{x}, \theta)$$

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } L^*(\mathbf{X}) < k_\alpha \\ \gamma_\alpha & \text{si } L^*(\mathbf{X}) = k_\alpha \\ 0 & \text{si } L^*(\mathbf{X}) > k_\alpha \end{cases}$$

Test de Cociente de Máxima verosimilitud

$\mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}, \theta)$, $\theta \in \Theta$ y se quiere testear

$H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_1$ $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$

Si

$$\sup_{\theta \in \Theta_1} f(\mathbf{x}, \theta) = \sup_{\theta \in \Theta} f(\mathbf{x}, \theta)$$

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } L^*(\mathbf{X}) < k_\alpha \\ \gamma_\alpha & \text{si } L^*(\mathbf{X}) = k_\alpha \\ 0 & \text{si } L^*(\mathbf{X}) > k_\alpha \end{cases}$$

$$L^*(\mathbf{X}) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_0} f(\mathbf{x}, \theta)}{\sup_{\theta \in \Theta} f(\mathbf{x}, \theta)}$$

Caso Normal: $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, σ_0^2 conocido.

Caso Normal: $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, σ_0^2 conocido.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{\sigma_0} \geq z_{\frac{\alpha}{2}} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(|\bar{X} - \mu_0|)}{\sigma_0} < z_{\frac{\alpha}{2}} \end{cases}$$

Caso Normal: $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, σ_0^2 conocido.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{\sigma_0} \geq z_{\frac{\alpha}{2}} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(|\bar{X} - \mu_0|)}{\sigma_0} < z_{\frac{\alpha}{2}} \end{cases}$$

cumple

$$\beta_\phi(\mu_0) = \alpha$$

Este test es IUMP

El test anterior es un caso particular del test IUMP para testear

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad H_1 : \theta \neq \theta_0$$

en familias exponenciales a un parámetro

$$f(x, \theta) = A(\theta) \exp\{\theta x\} h(x)$$

dado por

$$\phi(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x < x_1 \quad \text{o} \quad x > x_2 \\ \gamma_i & \text{si } x = x_i \\ 0 & \text{si } x_1 < x < x_2 \end{cases}$$

tal que (x_i, γ_i) se eligen de modo que

$$\beta_\phi(\theta_0) = \alpha \quad \text{y} \quad \left. \frac{\partial}{\partial \theta} \beta_\phi(\theta) \right|_{\theta=\theta_0} = 0$$

Caso Normal: $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocido.
- $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$.

Caso Normal: $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocido.
- $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} \geq t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} < t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \end{cases}$$

Caso Normal: $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocido.
- $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} \geq t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} < t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \end{cases}$$

cumple

$$\beta_\phi(\mu_0, \sigma) = \alpha \quad \forall \sigma$$

Este test también es IUMP

Distribución $\mathcal{T}_n(\Delta)$

- *Distribución de Student no central con n grados de libertad y parámetro de no centralidad Δ : $\mathcal{T}_n(\Delta)$ es la distribución de*

$$\frac{U + \Delta}{\sqrt{V/n}}$$

con $U \sim N(0, 1)$, $V \sim \chi_n^2$ y además U y V son independientes.

Distribución $\mathcal{T}_n(\Delta)$

a) Sea $X_\Delta \sim \mathcal{T}_n(\Delta)$,

$$c_{n,k}(\Delta) = P(X_\Delta \geq k),$$

$\implies c_{n,k}(\Delta)$ es una función monótona creciente de Δ .

b) Sea $X_\Delta \sim \mathcal{T}_n(\Delta)$,

$$\pi_{n,k}(\Delta) = P(|X_\Delta| \geq k),$$

$\implies \pi_{n,k}(\Delta)$ es una función monótona creciente de $|\Delta|$.

Caso Normal: $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$

La potencia de

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } |T| = \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} \geq t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \\ 0 & \text{si } |T| = \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} < t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \end{cases}$$

depende de (μ, σ^2) sólo a través de $|\Delta|$

$$\Delta = \sqrt{n} \frac{(\mu - \mu_0)}{\sigma}$$

Es una función monótona creciente de $|\Delta|$

$$\beta_\phi(\mu, \sigma^2) = \mathbf{P}_{\mu, \sigma^2}(|T| \geq t_{n-1, \frac{\alpha}{2}}) = \pi_{n-1, t_{n-1, \frac{\alpha}{2}}}(\Delta) \cdot$$

Test de CMV para $H_0 : \mu \leq \mu_0$ versus $H_1 : \mu > \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocidos.
- $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$.

Test de CMV para $H_0 : \mu \leq \mu_0$ versus $H_1 : \mu > \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocidos.
- $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{s} \geq t_{n-1, \alpha} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{s} < t_{n-1, \alpha} \end{cases}$$

Test de CMV para $H_0 : \mu \leq \mu_0$ versus $H_1 : \mu > \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocidos.
- $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{s} \geq t_{n-1, \alpha} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{s} < t_{n-1, \alpha} \end{cases}$$

cumple

$$\beta_\phi(\mu_0, \sigma) = \alpha \quad \forall \sigma$$

Test de CMV para $H_0 : \mu \leq \mu_0$ versus $H_1 : \mu > \mu_0$

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocidos.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{s} \geq t_{n-1, \alpha} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{s} < t_{n-1, \alpha} \end{cases}$$

Sea $\Delta = \sqrt{n}(\mu - \mu_0)/\sigma$,

$$\beta_\phi(\mu, \sigma^2) = P_{\mu, \sigma^2}(\mathbf{T} \geq t_{n-1, \alpha}) = c_{n-1, t_{n-1, \alpha}}(\Delta) \cdot$$

$$\sup_{\substack{\mu \leq \mu_0 \\ \sigma > 0}} \beta_\phi(\mu, \sigma^2) = \beta_\phi(\mu_0, 1)$$

Test con nivel asintótico

- X_1, \dots, X_n m.a. $X_j \sim F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}), \boldsymbol{\theta} \in \Theta$
- $H_0 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_0$ contra $H_1 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_1$.

Se dirá que una sucesión de test $\phi_n(X_1, \dots, X_n)$ tiene **nivel de significación asintótico** α si

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} \beta_{\phi_n}(\boldsymbol{\theta}) = \alpha$$

Distribución asintótica del test de CMV

- $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n) \sim f(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta})$ con $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_p) \in \Theta \subset \mathbb{R}^p$ que contiene una esfera.
- Θ_0 es un conjunto de dimensión $p - j$, $1 \leq j \leq p$.
- $H_0: \boldsymbol{\theta} \in \Theta_0$ versus $H_1: \boldsymbol{\theta} \in \Theta_1$, con $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$.

$$L^*(\mathbf{X}) = \frac{\sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})}{\sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta} f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})}.$$

Bajo condiciones de regularidad generales en $f(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta})$,

$-2 \ln L^*(\mathbf{X}) \xrightarrow{D} \chi_j^2$ cuando $\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0$.

Distribución asintótica del test de CMV

⇒ Un test de nivel de significación asintótico α está dado por

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } -2 \ln L^*(\mathbf{X}) \geq \chi_{j,\alpha}^2 \\ 0 & \text{si } -2 \ln L^*(\mathbf{X}) < \chi_{j,\alpha}^2 \end{cases}$$

Distribución asintótica del test de CMV

X_1, \dots, X_n i.i.d. $X_1 \sim f(x, \theta)$ con $\theta \in \Theta$ y Θ un abierto en \mathbb{R} . Sea $f(\mathbf{x}, \theta)$ la densidad conjunta de $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$.

Supongamos que se cumplen las siguientes condiciones

(A) El conjunto $S = \{x : f(x, \theta) > 0\}$ es independiente de θ .

(B) Para todo $x \in S$, $f(x, \theta)$ tiene derivada tercera respecto de θ continua y tal que

$$\left| \frac{\partial^3 \ln f(x, \theta)}{\partial \theta^3} \right| = \left| \frac{\partial^2 \psi(x, \theta)}{\partial \theta^2} \right| \leq K \quad \forall x \in S \quad \forall \theta \in \Theta$$
$$\psi(x, \theta) = \frac{\partial \ln f(x, \theta)}{\partial \theta}.$$

Distribución asintótica del test de CMV

(C) Si $h(\mathbf{X})$ es un estadístico tal que $E_{\theta}[|h(\mathbf{X})|] < \infty, \forall \theta \in \Theta$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \left[\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} h(\mathbf{x}) f(\mathbf{x}, \theta) d\mathbf{x} \right] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} h(\mathbf{x}) \frac{\partial f(\mathbf{x}, \theta)}{\partial \theta} d\mathbf{x}$$

(D) $0 < I_1(\theta) = E_{\theta} \left[\left(\frac{\partial \ln f(X_1, \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right] < \infty .$

Sea $\hat{\theta}_n$ un EMV de θ consistente,

$$L^*(\mathbf{X}) = \frac{f(\mathbf{X}, \theta_0)}{\sup_{\theta \in \Theta} f(\mathbf{X}, \theta)} = \frac{f(\mathbf{X}, \theta_0)}{f(\mathbf{X}, \hat{\theta}_n)} .$$

$$\Rightarrow U = -2 \ln(L^*(\mathbf{X})) \xrightarrow{D} \chi_1^2$$

Distribución asintótica del test de CMV

El test

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } U \geq \chi_{1,\alpha}^2 \\ 0 & \text{si } U < \chi_{1,\alpha}^2 \end{cases}$$

donde $U = -2 \ln(L^*(\mathbf{X}))$, tiene nivel de significación asintótico α .

Hay alguna relación entre tests de hipótesis e intervalos de confianza?

Hay alguna relación entre tests de hipótesis e intervalos de confianza?

Caso Normal

- X_1, \dots, X_n i.i.d $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconocido.

El test de cociente de máxima verosimilitud es

$$\phi_1(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} \geq t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \\ 0 & \text{si } \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} < t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \end{cases}$$

Hay alguna relación entre tests de hipótesis e intervalos de confianza?

La región de aceptación del test $\mathcal{A}(\mu_0)$ es

$$\mathcal{A}(\mu_0) = \left\{ \mathbf{X} : \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} < t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \right\}$$

Hay alguna relación entre tests de hipótesis e intervalos de confianza?

La región de aceptación del test $\mathcal{A}(\mu_0)$ es

$$\mathcal{A}(\mu_0) = \left\{ \mathbf{X} : \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{s} < t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \right\}$$

Por otra parte,

$$\mathcal{S}(\mathbf{X}) = \left\{ \mu : \sqrt{n} \frac{|\bar{X} - \mu|}{s} < t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \right\}$$

$$\mathcal{S}(\mathbf{X}) = \left[\bar{X} - t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

es un intervalo de confianza para μ

Regiones de confianza

Dado un vector \mathbf{X} con distribución perteneciente a la familia $F(\mathbf{x}, \theta)$ con $\theta \in \Theta$, *una región de confianza $\mathcal{S}(\mathbf{X})$ para θ con nivel de confianza $1 - \alpha$* será una función que a cada \mathbf{X} le hace corresponder un subconjunto $\mathcal{S}(\mathbf{X}) \subset \Theta$ de manera que

$$\mathbb{P}_{\theta}(\theta \in \mathcal{S}(\mathbf{X})) = 1 - \alpha, \quad \forall \theta \in \Theta$$

Es decir, $\mathcal{S}(\mathbf{X})$ cubre el valor verdadero del parámetro con probabilidad $1 - \alpha$.

Regiones de confianza

Dado un vector \mathbf{X} con distribución perteneciente a la familia $F(\mathbf{x}, \theta)$ con $\theta \in \Theta$, *una región de confianza $\mathcal{S}(\mathbf{X})$ para θ con nivel de confianza $1 - \alpha$* será una función que a cada \mathbf{X} le hace corresponder un subconjunto $\mathcal{S}(\mathbf{X}) \subset \Theta$ de manera que

$$\mathbb{P}_{\theta}(\theta \in \mathcal{S}(\mathbf{X})) = 1 - \alpha, \quad \forall \theta \in \Theta$$

Es decir, $\mathcal{S}(\mathbf{X})$ cubre el valor verdadero del parámetro con probabilidad $1 - \alpha$.

Caso particular: Si $\theta \in \mathbb{R}$ se dirá que $\mathcal{S}(\mathbf{X})$ es un intervalo de confianza

$$\mathcal{S}(\mathbf{X}) = [a(\mathbf{X}), b(\mathbf{X})]$$

La longitud de $\mathcal{S}(\mathbf{X})$ es

$$L = b(\mathbf{X}) - a(\mathbf{X})$$

Relación entre test y Regiones de confianza

$\mathbf{X} \sim F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}), \boldsymbol{\theta} \in \Theta.$

- Para cada $\boldsymbol{\theta}_0$ fijo sea $\phi_{\boldsymbol{\theta}_0}$, un test no aleatorizado de nivel α , para

$$H_0 : \boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{\theta}_0 \quad \text{versus} \quad H_1 : \boldsymbol{\theta} \neq \boldsymbol{\theta}_0.$$

Relación entre test y Regiones de confianza

$\mathbf{X} \sim F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}), \boldsymbol{\theta} \in \Theta.$

- Para cada $\boldsymbol{\theta}_0$ fijo sea $\phi_{\boldsymbol{\theta}_0}$, un test no aleatorizado de nivel α , para

$$H_0 : \boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{\theta}_0 \quad \text{versus} \quad H_1 : \boldsymbol{\theta} \neq \boldsymbol{\theta}_0.$$

- $\mathcal{A}(\boldsymbol{\theta}_0) = \{\mathbf{X} : \phi_{\boldsymbol{\theta}_0} = 0\}$ Región de aceptación de $\phi_{\boldsymbol{\theta}_0}$
- $\mathcal{S}(\mathbf{X}) = \{\boldsymbol{\theta} : \phi_{\boldsymbol{\theta}}(\mathbf{X}) = 0\} = \{\boldsymbol{\theta} : \mathbf{X} \in \mathcal{A}(\boldsymbol{\theta})\}$

$\implies \mathcal{S}(\mathbf{X})$ es una región de confianza de nivel $1 - \alpha$ para $\boldsymbol{\theta}$

Relación entre test y Regiones de confianza

- Recíprocamente, si $\mathcal{S}(\mathbf{X})$ es una región de confianza de nivel $1 - \alpha$ para θ , el test

$$\phi_{\theta_0}(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_0 \notin \mathcal{S}(\mathbf{X}) \\ 0 & \text{si } \theta_0 \in \mathcal{S}(\mathbf{X}). \end{cases}$$

es un test de nivel de α para testear

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{versus} \quad H_1 : \theta \neq \theta_0.$$

Relación entre test y Regiones de confianza

En general podemos decir que si $\mathbf{x}_i \sim f(\mathbf{x}, \theta)$ con $\theta \in \mathbb{R}$:

- Para obtener un intervalos de confianza $[L(\mathbf{X}), U(\mathbf{X})]$ para θ podemos invertir la región de aceptación de un test para la hipótesis

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{versus} \quad H_1 : \theta \neq \theta_0$$

- Para obtener una cota inferior de confianza $[L(\mathbf{X}), +\infty)$ para θ podemos invertir la región de aceptación de un test para la hipótesis

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{versus} \quad H_1 : \theta > \theta_0$$

- Para obtener una cota inferior de confianza $(-\infty, U(\mathbf{X})]$ para θ podemos invertir la región de aceptación de un test para la hipótesis

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{versus} \quad H_1 : \theta < \theta_0$$