

# Test de Hipótesis

¿Cómo construir el test?

Vemos → Método cociente de verosimilitud  $\rightarrow$  p/ test unilaterales  
 → Método para familias CVM  $\rightarrow$  II

El método + gral es el cociente de max verosimilitud

Este nos dice "pore encontrar" el test "o sea  $S(\underline{X})$  dado el

Estadístico de Prueba. ¿Qué es?

①  $\text{Ni } \underline{X} \sim N(\mu, \sigma^2)$ , test para  $\mu$  unilateral

$$\Rightarrow \frac{\sum (X_i - \mu_0)}{\sigma \sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n} \sim N(0, 1)$$

estadístico de Prueba

distinción  
Conocida

↓  
'Dado  $H_0'$   
o sea  $\mu = \mu_0$

②  $\text{Ni } \underline{X} \sim N(\mu_c, \sigma^2)$ , II II  $\sigma^2$  unilateral

$$\Rightarrow \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_n^2$$

$\downarrow$   
 $\text{ni } \sigma^2 = \sigma_0^2$

③

- Si  $X_i \sim U(0, \theta)$ ,  $\text{si } \parallel \theta \text{ simétrico}$

$$\Rightarrow \frac{\text{máx} \{X_i\}}{\theta_0} \xrightarrow[\theta=\theta_0]{} (F_U)^n$$

¿Qué hace en caso ① si los valores son simétricos?

$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \quad H_0: \mu = \mu_0 \quad H_1: \mu \neq \mu_0$$

Nota por cociente de  $\Rightarrow$  "De modo intuitivo"  
máx ver! (número menor)

Unimos la estadística de punte para formar el test

Reduzco  $H_0$  :



10.7 En 1761 James Short midió 53 veces la paralaje solar. El promedio de las mediciones resultó ser 8.616 segundos de grado. Suponiendo que la distribución de las mediciones es una normal de media  $\mu$  y desvío  $\sigma = 0.75$ , decidir a un nivel de significación  $\alpha = 0.05$  si hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis  $\mu = 8.789$ . Hallar el p-valor.

$X$ : medición paralaje  $\sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2 = 0.75^2)$  Test ① para lindero

$$H_0: \mu = 8.789$$

$$H_1: \mu \neq 8.789$$

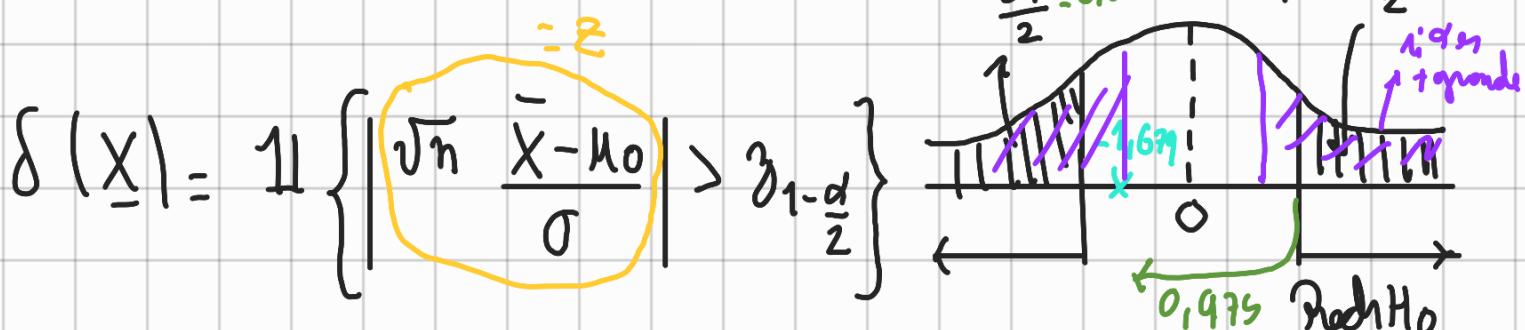
$$\alpha = 0.05, n = 53$$

Atención! en los hipótesis con parámetros (no dividir)

$$\text{Datos: } \bar{x} = 8.616$$

$$\sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0,1) \leftarrow \text{Estadístico de prueba}$$

si  $\mu = \mu_0$



$$\delta(\bar{x}) = 1I \left\{ \left| \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} \right| > z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right\}$$

$$= 1I \left\{ \left| \sqrt{53} \frac{\bar{x} - 8.789}{0.75} \right| > 1.96 \right\}$$

$z_{1-0.025} = z_{0.975}$   
= 1.96

Para decidir:  $\delta(\bar{x}) = 1I \left\{ \left| \sqrt{53} \frac{8.616 - 8.789}{0.75} \right| > 1.96 \right\} = 0$

$\underbrace{-1.679}_{\text{green}}$

$\Rightarrow$  No hay evidencia suficiente para rechazar  $H_0$

Para encontrar  $\alpha$ , mira como en el criterio  $\alpha = -1,679$

P-Valor:

$$P(z < -1,679 \text{ ó } z > 1,679) =$$

$$= P(|z| > 1,679) = 2 \cdot P(z < -1,679) = 0,0932$$

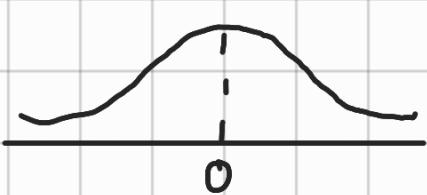
Obs: Con  $\alpha = 0,05 < P\text{-valor} \Rightarrow$  No Rechazo

Con  $\alpha = 0,1 > P\text{-valor} \Rightarrow$  Rechazo  $H_0$



Si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ : ¿Cómo dar test si ambos son desconocidos?

P/test de  $\mu$  el estadístico de prueba es  $\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{S} \sim t_{n-1}$



$t$  Student

Entonces al igual que la normal, tiene el doble lindo o bilateral

**10.8** Para ir de su casa al trabajo, Aparicio va por un camino por el que tarda, en media, 40 minutos en llegar. Juan le sugiere otro camino para reducir ese tiempo. Aparicio lo probó 10 veces y tardó en llegar los siguientes tiempos:

41.1, 42.2, 40.5, 39.9, 40.3, 36.6, 39.3, 42.5, 37.8, 40.5.

Suponiendo que los tiempos de viaje obedecen a una distribución normal, ¿se puede asegurar, con un nivel de significación de 0.1, que el camino sugerido por Juan es más rápido?

$X: \text{Tiempo tránsito - casa} \sim N(\mu, \sigma^2), \alpha=0,1$   
 por nuevo camino

$$\text{Ver que: } \bar{x} = 40,07$$

$$s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum x_i^2 - n \bar{x}^2}{n-1}$$

$$s = \sqrt{s^2} = 1,818$$

$$H_0: \mu \geq 40$$

$$H_1: \mu < 40$$

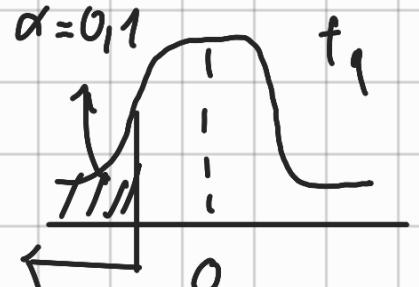
$$\delta(\bar{x}) = \mathbb{I} \left\{ \sqrt{10} \left( \frac{\bar{x} - 40}{s} \right) < t_{q, 0, 1} \right\}$$

$\underbrace{\hspace{10em}}_{t_{q, 0, 1} \text{ si } \mu = 40}$

$$= \mathbb{I} \left\{ \sqrt{10} \left( \frac{\bar{x} - 40}{s} \right) < -1,383 \right\}$$

$\underbrace{\hspace{10em}}_{0,122}$

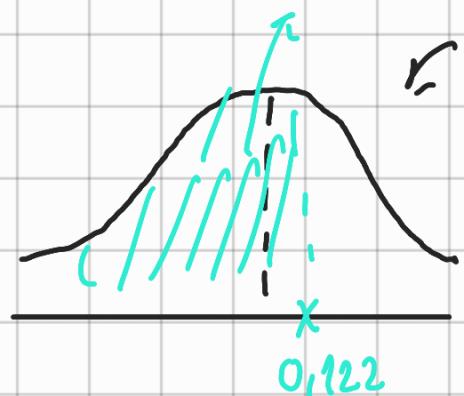
$$= 0$$



⇒

No hay evidencia para rechazar  $H_0$  o sea no hay evidencia para decir que el consumo de jugo es muy rápido.

P-Valor: P-valor



$$T = \sqrt{10} \frac{\bar{X} - 40}{S} \sim t_9$$

$$P(T < 0,122) = 0,5472$$

Prob

¡¡ Altísimo !!

0

Si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  ambas desconocidas. El estadístico de prueba

para test de  $\sigma^2$  es

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\sigma_0^2}$$

es igual a

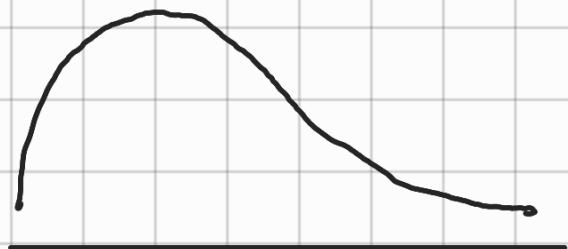
$$\chi^2_{n-1}$$

$$S^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

signif

$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$$

$$\sim \chi_{n-1}^2$$



## Test de nivel asintótico

$$\delta(X) \quad \sup_{\theta \in \Theta_0} \Pr_{\theta}(\delta(X) = 1) = \alpha = \Pr(\text{Rech } H_0 \mid \theta = \theta_0)$$

Def: decimos que  $\delta_n(X)$  es una sucesión de test de nivel asintótico  $\alpha$  si  $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr_{\theta=\theta_0}(\delta_n(X) = 1) = \alpha$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr_{\theta=\theta_0}(\delta_n(X) = 1) = \alpha$$

**10.22** La cantidad de accidentes de tránsito por semana en la intersección de Paseo Colón y Estados Unidos obedece a una distribución de Poisson. En una muestra de 80 semanas se observaron las frecuencias:

Cantidad de accidentes	0	1	2	3	4
Frecuencia	28	25	20	5	2

Al 5% de significación asintótica, ¿se puede afirmar que la media de la cantidad de accidentes por semana en la intersección de Paseo Colón y Estados Unidos es menor que 2? Hallar el *p-valor* aproximado.

$X$ : # Accidentes en 1 semana  $\sim \text{Poi}(\mu)$  Ver que:  $n=80$   
 $\bar{x}=1,1$

$$H_0: \mu = 2$$

$$H_1: \mu < 2$$

$\text{Poi}(\mu) \leftarrow$  Familia exponencial a 1 parámetro

$$c(\mu) = \ln \mu \rightarrow \text{creciente}$$

$$r(x) = x$$

Como es test unilateral n° fija exponencial  $\Rightarrow$  Es de CVM

$\Rightarrow$  De que el Test es con  $T = \sum X_i \Rightarrow \otimes$

$$\otimes \quad \delta(\underline{x}) = \mathbb{I} \left\{ \underbrace{\sum_{i=1}^n X_i}_{\text{Poi}(n\mu)} < K \right\}$$

$$\alpha = \mathbb{P}_{\mu=2} \left( \sum_{i=1}^n X_i < K \right) \leftarrow \text{Hacemos usar cuantiles de Poisson}$$

Para demostrar que por TCL  $\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n\mu}} \xrightarrow{D} N(0,1)$

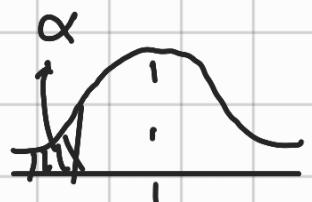
Buscamos la regla tq

$$\alpha = \mathbb{P}_{\mu=2} (\delta(\underline{x}) = 1) = \mathbb{P}_{\mu=2} \left( \sum_{i=1}^n X_i < K \right)$$

$$\mathbb{P}_{n=2} \left( \sum_{i=1}^n X_i < K \right) = \mathbb{P}_{n=2} \left( \frac{\sum_{i=1}^n X_i - 2n}{\sqrt{2n}} < K' \right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(K')$$

by TCL

$$\Rightarrow \text{si } n \text{ grande: } \mathbb{P}_{n=2} \left( \frac{\sum_{i=1}^n X_i - 2n}{\sqrt{2n}} < z_\alpha \right) \approx \alpha$$



$$\text{En este caso: } n=80, z_\alpha = z_{0,05} = -1,6449$$

$\delta(\bar{X}) = \mathbb{I} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n X_i - 2n}{\sqrt{2n}} < -1,6449 \right\}$  es test de nivel asintótico  $\alpha$  porque

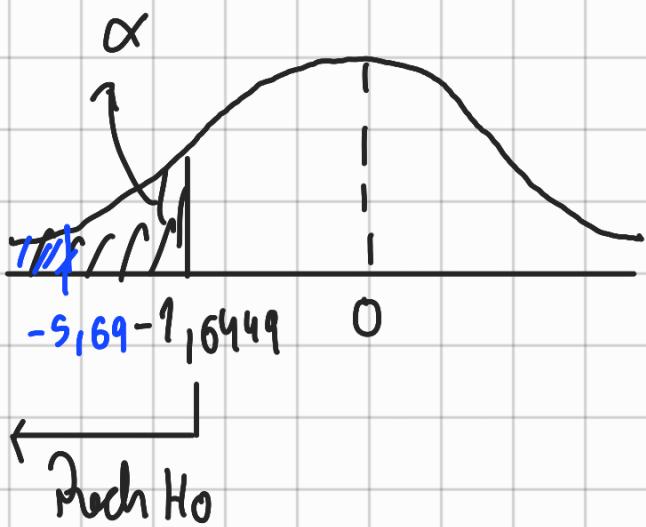
$$\mathbb{P}_{n=2} \left[ \delta(\bar{X}) = 1 \right] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \alpha$$

$$\delta(\bar{X}) = \mathbb{I} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{80} X_i - 2 \cdot 80}{\sqrt{2 \cdot 80}} < -1,6449 \right\} = 1 \Rightarrow \text{Hay evidencia}$$

para rechazar

Vale observado del estadístico de prueba

P-Wert sptimodr:



$$\text{P}(|z| < -5,69) \approx 0$$