

Resumen Teorico

TP8: Estimacion | TP9: Pruebas de Hipotesis

Probabilidad y Estadística 93.24
2025

1 TP8 - Estimacion de Parametros

1.1 Generalidades de Estimacion

Estimador: Sean X_1, X_2, \dots, X_n v.a. cuya distribucion depende de un parametro θ desconocido. Un **estimador** $\hat{\theta}$ es una funcion de las v.a. que aproxima θ .

Estimacion: Si se obtienen valores x_1, \dots, x_n de la muestra, la **estimacion** es el valor numerico $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$.

1.1.1 Error Cuadratico Medio (ECM)

$$\text{ECM}(\hat{\theta}) = E[(\hat{\theta} - \theta)^2] = \text{sesgo}^2(\hat{\theta}) + \text{Var}(\hat{\theta})$$

donde:

$$\text{sesgo}(\hat{\theta}) = E[\hat{\theta}] - \theta$$

Importante:

- * **Insesgado:** $E[\hat{\theta}] = \theta$ (sesgo = 0)
- * **Asintoticamente insesgado:** $\lim_{n \rightarrow \infty} E[\hat{\theta}] - \theta = 0$
- * **Consistente:** $\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta} = \theta$

1.2 Metodos de Estimacion

1.2.1 Maxima Verosimilitud (MLE)

Verosimilitud: La funcion de verosimilitud es $f(x_1, \dots, x_n; \theta)$, la densidad conjunta vista como funcion de θ .

$$\hat{\Theta} = \arg \max_{\theta} f(X_1, \dots, X_n; \theta)$$

Tip: Conviene trabajar con la **log-verosimilitud**:

$$\mathcal{L}(\theta) = \ln f(X_1, \dots, X_n; \theta)$$

Derivar, igualar a cero y despejar θ .

Ejemplo: $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, 1)$ i.i.d.

$$f(X_1, \dots, X_n; \mu) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(X_i - \mu)^2}{2}}$$

$$\mathcal{L}(\mu) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{2}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \mu} = 0 \Rightarrow \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}$$

Nota: Los estimadores MLE son **asintoticamente consistentes**.

1.2.2 Metodo de los Momentos

Igualar momentos poblacionales con momentos muestrales:

$$\mu_k = E[X^k] = w_{k(\theta)}$$

$$\hat{\Theta} = w_k^{-1}(\hat{\mu}_k)$$

Ejemplo: $X_i \sim \text{Exp}(\theta)$

$$E[X] = \frac{1}{\theta} \Rightarrow \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum X_i = \frac{1}{\hat{\Theta}} \Rightarrow \hat{\Theta} = \frac{n}{\sum X_i}$$

1.2.3 Maximo a Posteriori (MAP)

Enfoque Bayesiano: Se considera Θ como v.a. con distribucion **a priori** $f_{\Theta(\theta)}$.

Usando Bayes:

$$f(\theta | X_1, \dots, X_n) = \frac{f(X_1, \dots, X_n | \theta) f_{\Theta(\theta)}}{\int f(X_1, \dots, X_n | \zeta) f_{\Theta(\zeta)} d\zeta}$$

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} f(\theta | X_1, \dots, X_n)$$

Importante: A medida que $n \rightarrow \infty$, la informacion **a priori** pierde importancia y el estimador MAP converge al MLE.

1.3 Estimadores Puntuales

1.3.1 Estimador de la Media

$$\hat{\mu} = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$$

Propiedad	Resultado
Insesgado	Si, $E[\bar{X}] = \mu$
Consistente	Si (Ley de Grandes Numeros)
ECM	$\text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$
Si $X_1 \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$	$\hat{\mu} \sim \mathcal{N}\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$
TCL (n grande)	$\hat{\mu}$ es asintoticamente normal

1.3.2 Estimador de la Varianza

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2$$

Propiedad	Resultado
Insesgado	Si (gracias al $n-1$)
Varianza	$\text{Var}(S^2) = \frac{\sigma^4}{n} \left(\kappa + 2 + \frac{2}{n-1} \right)$
Si $X_1 \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$	$(n-1) \frac{S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$

donde $\kappa = \text{curtosis} = \frac{E[(X_1 - E[X_1])^4]}{\sigma^4} - 3$

1.3.3 Estimador de una Proporción

Sean $X_i \sim \text{Bernoulli}(p)$ i.i.d.

$$\hat{p} = F = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$$

Propiedad	Resultado
Insesgado	Si
ECM	$\text{Var}(\hat{p}) = \frac{p(1-p)}{n}$
Distribucion exacta	$n\hat{p} \sim \text{Binomial}(n, p)$
TCL (n grande)	$\hat{p} \approx \mathcal{N}\left(p, \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}\right)$

1.4 Estimacion por Intervalos

Intervalo de Confianza: Intervalo $(\hat{\theta}_l^\alpha, \hat{\theta}_u^\alpha)$ tal que:

$$P(\hat{\theta}_l^\alpha < \theta < \hat{\theta}_u^\alpha) = 1 - \alpha$$

donde $1 - \alpha$ es el **nivel de confianza**.

Importante: Interpretacion frecuentista: Si tomamos N muestras y construimos N intervalos, aproximadamente $(1 - \alpha)N$ contendran al verdadero θ .

Tipos de intervalos:

- * **Bilateral:** ambos limites finitos
- * **Unilateral a derecha:** $(-\infty, \hat{\theta}_u^\alpha)$
- * **Unilateral a izquierda:** $(\hat{\theta}_l^\alpha, +\infty)$

1.4.1 IC para la Media (σ conocida)

Sean $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$ i.i.d., σ^2 conocida. Con nivel de confianza γ :

Tipo	Intervalo
Unilateral derecha	$(-\infty, \bar{X} + z_\gamma \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$
Unilateral izquierda	$(\bar{X} - z_\gamma \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, +\infty)$
Bilateral	$(\bar{X} - z_{\frac{1+\gamma}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{\frac{1+\gamma}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$

donde $z_p = \Phi^{-1}(p)$ es el percentil de la normal estandar.

Tip: Por TCL, estas formulas valen para n grande aunque las v.a. no sean normales. Si σ es desconocida y n es muy grande, reemplazar σ por S .

1.4.2 IC para la Media (σ desconocida)

Sean $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$ i.i.d., ambos desconocidos. Usar **t-Student**:

Tipo	Intervalo
Unilateral derecha	$(-\infty, \bar{X} + t_{n-1, \gamma} \frac{S}{\sqrt{n}})$
Unilateral izquierda	$(\bar{X} - t_{n-1, \gamma} \frac{S}{\sqrt{n}}, +\infty)$
Bilateral	$(\bar{X} - t_{n-1, \frac{1+\gamma}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{n-1, \frac{1+\gamma}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}})$

donde $t_{k,p}$ es el percentil de t-Student con k grados de libertad.

Nota: Para $n > 200$, la t-Student es muy similar a la normal, asi que $t_{n-1, \delta} \approx z_\delta$.

1.4.3 IC para Proporción (n grande)

Tipo	Intervalo
Unilateral derecha	$0, \hat{p} + z_\gamma \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$
Unilateral izquierda	$\left(\hat{p} - z_\gamma \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}, 1 \right]$
Bilateral	$\left(\hat{p} - z_{\frac{1+\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}, \hat{p} + z_{\frac{1+\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right)$

Nota: Notar que $p \in [0, 1]$ y se usa $\hat{p}(1 - \hat{p})$ como estimador de la varianza.

2 TP9 - Pruebas de Hipotesis

2.1 Generalidades

Hipotesis Estadística: Afirmación sobre parametros de una poblacion. Se contrasta una **hipotesis nula** (H_0) contra una **hipotesis alternativa** (H_1).

Estadístico de Prueba: Valor Λ calculado a partir de la muestra. Se rechaza H_0 cuando $\Lambda \in R$ (region critica).

2.1.1 Tipos de Errores

	H_0 verdadera	H_0 falsa
Se acepta H_0	OK	Error Tipo II (β)
Se rechaza H_0	Error Tipo I (α)	OK

Importante:

- * **Nivel de significacion** (α): maxima prob. de Error Tipo I
- * **Potencia** ($1 - \beta$): prob. de rechazar H_0 cuando es falsa

Valor p: Probabilidad de obtener un estadístico «peor» que el observado, asumiendo H_0 verdadera. Se rechaza H_0 si $p < \alpha$.

2.2 Pruebas para la Media

2.2.1 Tres Tipos de Pruebas

1. Dos colas:

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \mu \neq \mu_0$$

Rechazo: $\Lambda \notin (\lambda_l, \lambda_u)$

2. Cola derecha:

$$H_0 : \mu \leq \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \mu > \mu_0$$

Rechazo: $\Lambda > \lambda_u$

3. Cola izquierda:

$$H_0 : \mu \geq \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \mu < \mu_0$$

Rechazo: $\Lambda < \lambda_l$

2.2.2 Con Varianza Conocida (Test Z)

Estadístico:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

Prueba	Rechazo	Valor p
$H_0 : \mu = \mu_0$	$Z < -z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ o $Z > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$	$2(1 - \Phi(z_{\text{obs}}))$
$H_0 : \mu \leq \mu_0$	$Z > z_{1-\alpha}$	$1 - \Phi(z_{\text{obs}})$
$H_0 : \mu \geq \mu_0$	$Z < -z_{1-\alpha}$	$\Phi(z_{\text{obs}})$

Tip: Por TCL, estas formulas valen para n grande aunque las v.a. no sean normales. Si σ es desconocida y n grande, usar S en lugar de σ .

2.2.3 Con Varianza Desconocida (Test t)

Estadístico:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

Prueba	Rechazo	Valor p
$H_0 : \mu = \mu_0$	$T < -t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}$ o $T > t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}$	$2(1 - \Xi_{n-1}(t_{\text{obs}}))$
$H_0 : \mu \leq \mu_0$	$T > t_{n-1, 1-\alpha}$	$1 - \Xi_{n-1}(t_{\text{obs}})$
$H_0 : \mu \geq \mu_0$	$T < -t_{n-1, 1-\alpha}$	$\Xi_{n-1}(t_{\text{obs}})$

donde Ξ_{n-1} es la CDF de la t-Student con $n - 1$ grados de libertad.

2.3 Pruebas para una Proporción

Sea q la probabilidad desconocida. Con n grande ($n > 100$):

Estadístico:

$$Z = \frac{\hat{q} - q_0}{\sqrt{\frac{q_0(1-q_0)}{n}}}$$

Prueba	Rechazo	Valor p
$H_0 : q = q_0$	$ Z > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$	$2(1 - \Phi(z_{\text{obs}}))$
$H_0 : q \leq q_0$	$Z > z_{1-\alpha}$	$1 - \Phi(z_{\text{obs}})$
$H_0 : q \geq q_0$	$Z < -z_{1-\alpha}$	$\Phi(z_{\text{obs}})$

3 Resumen de Formulas Clave

3.1 Estimadores Puntuales

Parametro	Estimador	Varianza del Estimador
μ	$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum X_i$	$\frac{\sigma^2}{n}$
σ^2	$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum (X_i - \bar{X})^2$	$2 \frac{\sigma^4}{n-1}$ (normal)
p	$\hat{p} = \frac{X}{n}$	$\frac{p(1-p)}{n}$

3.2 Intervalos de Confianza Bilaterales

Caso	IC al nivel γ
Media, σ conocida	$\bar{X} \pm z_{\frac{1+\gamma}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
Media, σ desconocida	$\bar{X} \pm t_{n-1, \frac{1+\gamma}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}$
Proporcion (n grande)	$\hat{p} \pm z_{\frac{1+\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$

3.3 Estadisticos de Prueba

Caso	Estadistico
Media, σ conocida	$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$
Media, σ desconocida	$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$
Proporcion (n grande)	$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$

3.4 Valores Criticos Comunes

α	$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$	$z_{1-\alpha}$	Confianza
0.10	1.645	1.282	90%
0.05	1.960	1.645	95%
0.01	2.576	2.326	99%

Error Comun: No confundir:

- * **Nivel de confianza** ($1 - \alpha$): para IC
- * **Nivel de significacion** (α): para tests
- * IC del 95% corresponde a test con $\alpha = 0.05$

Tip:

- * Test **bilateral**: usar $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ o $t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}$
- * Test **unilateral**: usar $z_{1-\alpha}$ o $t_{n-1, 1-\alpha}$