# Clase 12: Estimación puntual, conceptos básicos y propiedades. Estimadores Insesgados y de mínima varianza

Universidad Nacional de Colombia - Sede Medellín

## Ilustración









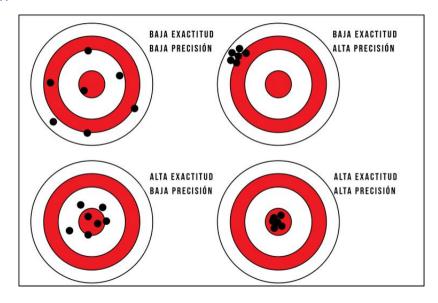


### Tipos de estimación

- Puntual.
- Por intervalo.

Tarea: ver el siguiente video https://youtu.be/cMqgG\_lBC2U?si=hCKzd64nB6F\_q4Fy

### Ilustración



### Estimación Puntual

Suponga que se desea estimar un parámetro  $(\mu, \sigma^2, p)$  de interés de una sola población con base en una muestra aleatoria de tamaño n de esta población.

Si  $X_1, \dots, X_n$  es una m.a de dicha población, entonces cada  $X_i$  es una v.a. y cualquier estadístico deducido a partir de esta muestra será también una v.a.

Así los estimadores  $\bar{X}$ ,  $S^2$  y  $\hat{p}$  serán variables aleatorias.

### Estimación puntual

- ightharpoonup El objetivo de la estimación puntual es emplear una m.a. para calcular un número que sea una buena presunción del parámetro de interés θ.
- El estimador puntual se denota como  $\hat{\theta}$ .
- El número resultante se llama estimación puntual.

## Estimación puntual

Sea  $X_1, \dots, X_n$  una muestra aleatoria de una población con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ . Tres estimadores puntuales para  $\mu$  son:

$$ar{X}, \quad ilde{X}: ext{Mediana}, \quad \hat{\mu}_1 = rac{ ext{min} + ext{max}}{2}$$

Cuatro estimadores puntuales para  $\sigma^2$  son:

$$S^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \bar{X})^{2}, \quad S_{n}^{2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \bar{X})^{2},$$

$$DM = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \tilde{X})^{2}, \quad \hat{\sigma} = \frac{1}{4} \text{ Rango}.$$

Si  $\hat{\theta}$  es una estimador de  $\theta$ , a medida que el tamaño de la muestra crece, se espera que  $\hat{\theta}$  esté muy cerca de  $\theta$ .

Los valores de  $\hat{\theta}$  cambian de muestra a muestra; así,

$$\hat{\theta} = \theta + \text{Error}$$
 Error de estimación .

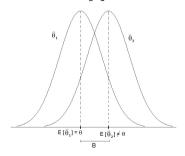
### Insesgamiento de un estimador

Se dice que un estimador puntual  $\hat{\theta}$  de  $\theta$  (parámetro poblacional) es **insesgado** si

$$E\left[\hat{\theta}
ight]=\theta$$
 .

En caso contrario diremos que el estimador es **sesgado**. Si  $\hat{\theta}$  es sesgado, el sesgo se define como:

$$B = E \left[ \hat{\theta} \right] - \theta$$
.



Ver el video: https://youtu.be/KQw1WEn1Jus?si=4fjpLYy5eT21-uN8

## Ejemplo de un estimador insesgado y uno sesgado

Suponga que  $X \sim bin(n, p)$  con p desconocida. Considere los siguientes estimadores para p:

$$\hat{p}_1 = \frac{X}{n} \quad \hat{p}_2 = \frac{X+1}{n+1} \,.$$

¿Cual de los dos estimadores es insesgado? Solución:

$$E[\hat{p}_1] = E\left[\frac{X}{n}\right] = \frac{1}{n}E[X] = \frac{1}{n}np = p$$

$$E[\hat{p}_2] = E\left[\frac{X+1}{n+1}\right] = \frac{1}{n+1}E[X+1] = \frac{np+1}{n+1}$$

 $\hat{p}_1$  es insesgado y  $\hat{p}_2$  es sesgado para p.

El sesgo de 
$$\hat{p}_2$$
 está dado por:  $B = E[\hat{p}_2] - p = \frac{1-p}{n+1}$ .

## Ejemplo de dos estimadores insesgados

Sea  $X_1, \dots, X_n$  una muestra aleatoria de una distribución con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ , entonces  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  y  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  son estimadores insesgados para  $\mu$  y  $\sigma^2$  respectivamente.

#### Demostración

Debemos calcular  $E(\bar{X})$  y  $E(S^2)$ .

$$E[\bar{X}] = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}E[X_{i}] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mu = \frac{n\mu}{n} = \mu.$$

Antes de calcular  $E(S^2)$  necesitamos lo siguiente:

$$\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^{n} (X_i^2 - 2X_i\bar{X} + \bar{X}^2) = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 - 2n\bar{X}^2 + n\bar{X}^2 = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n\bar{X}^2.$$

Así

$$E\left[S^{2}\right] = \frac{1}{n-1}E\left[\sum_{i=1}^{n}X_{i}^{2} - n\bar{X}^{2}\right] = \frac{1}{n-1}\left(\sum_{i=1}^{n}E\left[X_{i}^{2}\right] - nE\left[\bar{X}^{2}\right]\right).$$

Como

$$E[X_i^2] = Var[X_i] + \mu^2 = \sigma^2 + \mu^2 \quad \text{y} \quad E[\bar{X}^2] = \frac{\sigma^2}{2} + \mu^2.$$

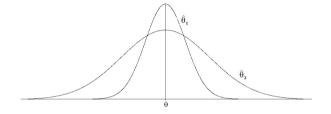
**Entonces:** 

$$E[S^{2}] = \frac{1}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^{n} (\sigma^{2} + \mu^{2}) - n \left( \frac{\sigma^{2}}{n} + \mu^{2} \right) \right]$$
$$= \frac{1}{n-1} \left( n\sigma^{2} + n\mu^{2} - \sigma^{2} - n\mu^{2} \right) = \frac{(n-1)\sigma^{2}}{n-1} = \sigma^{2}.$$

En conclusión, los estimadores  $\bar{X}$  y  $S^2$  son insesgados para la media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$  de una población cualquiera.

### Estimador Insesgado de Mínima Varianza (MVUE)

Entre dos estimadores insesgados para  $\theta$ , se prefiere aquel con menor varianza.



Del gráfico se deduce que ambos estimadores para  $\theta$  son insesgados. También se evidencia que  $Var\left[\hat{\theta}_1\right] < Var\left[\hat{\theta}_2\right]$ , por lo tanto  $\hat{\theta}_1$  es mejor estimador de  $\theta$  que  $\hat{\theta}_2$ . De todos los estimadores insesgados para un parámetro  $\theta$ , el de menor varianza es llamado Estimador Insesgado de Mínima Varianza (MVUE).

Ver el video: https://youtu.be/jd9Mcrt7SiE?si=0zXjclORtdFFKJcs

### Ejemplo de mejor estimador

Sea  $X_1, \ldots, X_n$  una muestra aleatoria de una población con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$  conocida.

Sean

$$\hat{\mu}_1 = \frac{X_1 + X_2 + X_n}{3}$$
 y  $\hat{\mu}_2 = \frac{2X_1 - X_n + 2X_4 + X_{10}}{4}$ .

¿Cuál es mejor estimador? ¿ $\hat{\mu}_1$  o  $\hat{\mu}_2$ ?

Solución:

Calculemos los valores esperados de los dos estimadores.

$$E[\hat{\mu}_1] = \frac{1}{3} E[X_1 + X_2 + X_n] = \frac{\mu + \mu + \mu}{3} = \mu$$

$$E[\hat{\mu}_2] = \frac{1}{4} E[2X_1 - X_n + 2X_4 + X_{10}] = \frac{1}{4} (2\mu - \mu + 2\mu + \mu) = \frac{4\mu}{4} = \mu$$

Ahora vamos a calcular sus varianzas.

$$Var[\hat{\mu}_1] = \frac{1}{9} V[X_1 + X_2 + X_n] = \frac{1}{9} (\sigma^2 + \sigma^2 + \sigma^2) = \sigma^2/3$$

$$Var[\hat{\mu}_2] = \frac{1}{16} Var[2X_1 - X_n + 2X_4 + X_{10}]$$

$$= \frac{1}{16} (4\sigma^2 + \sigma^2 + 4\sigma^2 + \sigma^2) = \frac{5}{9} \sigma^2$$

Como  $Var[\hat{\mu}_1] < Var[\hat{\mu}_2]$ , podemos concluir que  $\hat{\mu}_1$  es mejor estimador que  $\hat{\mu}_2$  para estimar a  $\mu$ .

## Propiedad importante

#### **Teorema**

Sea  $X_1, \dots, X_n$  una muestra aleatoria de una  $N(\mu, \sigma^2)$ , entonces  $\bar{X}$  es el MVUE para  $\mu$  y  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  es el MVUE para  $\sigma^2$ .

## Error estándar o standard error (se)

#### **Definición**

Si  $\hat{\theta}$  es una estimador de  $\theta$ , el *Error Estándar de*  $\hat{\theta}$  será su desviación estándar, es decir,  $se(\hat{\theta}) = \sigma_{\hat{\theta}} = \sqrt{\textit{Var}\left[\hat{\theta}\right]}$ .

Si  $se(\hat{\theta})$  depende de algún otro parámetro desconocido, éste debe ser estimado previamente y así, se obtiene una estimación del error estándar de  $\hat{\theta}$ .

### Error estándar o standard error (se)

Al error estándar de  $\hat{\theta}$  se le suele denotar como  $\sigma_{\hat{\theta}}$  ó  $S_{\hat{\theta}}$ , cuando se deba realizar previamente alguna estimación.

# Ejemplo de error estándar de $\bar{X}$

¿Cuál es el error estándar para el estimador  $\bar{X}$  de la media de una población con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ ?

### Solución:

En la clase anterior vimos que para una muestra aleatoria de una población con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ :

$$E[\bar{X}] = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}E[X_{i}] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mu = \frac{n\mu}{n} = \mu.$$
 (1)

$$Var\left[\bar{X}\right] = Var\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right] = \frac{1}{n^{2}}\sum_{i=1}^{n}Var\left[X_{i}\right] = \frac{\sigma^{2}}{n}.$$
 (2)

Así, el error estándar de 
$$\bar{X}$$
, está dado por  $\sigma_{\bar{X}} = S_{\bar{X}} = \sqrt{\textit{Var}\left[\bar{X}\right]} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ .

Si  $\sigma$  es desconocida, ella se puede estimar como la desviación estándar muestral S.

# Ejemplo de error estándar de $\hat{p}$

Suponga que  $X \sim bin(n, p)$ , con p desconocido. Un estimador para p es  $\hat{p} = \frac{X}{n}$ . ¿Cuál es el error estándar de  $\hat{p}$ . Solución:

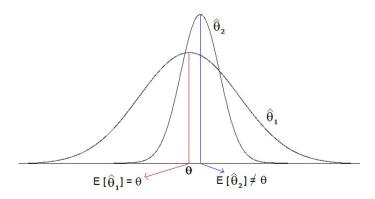
$$Var[\hat{p}] = Var\left[\frac{X}{n}\right] = \frac{1}{n^2}Var[X] = \frac{1}{n^2}np(1-p) = \frac{p(1-p)}{n}$$

Como p se estima usando  $\hat{p} = \frac{X}{p}$ , el error estándar de  $\hat{p}$  sería:

$$\hat{\sigma}_{\hat{p}} = S_{\hat{p}} = \sqrt{Var(\hat{p})} = \sqrt{rac{X}{n}\left(1 - rac{X}{n}
ight)}{n}$$
.

### Error cuadrático medio

Suponga ahora que se desea establecer cual de dos estimadores de un parámetro  $\boldsymbol{\theta}$  es mejor:



De la figura anterior se observa que  $\hat{\theta}_1$  es insesgado para  $\theta$  pero  $\hat{\theta}_2$  no. Sin embargo se observa que  $V\left[\hat{\theta}_2\right] < V\left[\hat{\theta}_1\right]$ . ¿Que hacer?

Una medida más general para comparar estimadores de  $\theta$  es el *Error Cuadrático Medio* (*ECM*), el cual se define como:

$$ECM(\hat{\theta}) = Var[\hat{\theta}] + B^2$$
.

Entre dos estimadores elegimos aquel con menor *ECM*.

### Ejemplo

Sea  $X_1, \dots, X_n$  una muestra aleatoria de una distribución con media  $\theta = 2$  y varianza  $\sigma^2 = 1$ . Considere dos estimadores de  $\theta$ , dados por:

$$\hat{\theta}_1 = \frac{4X_1 + X_n}{5}$$
 y  $\hat{\theta}_2 = \frac{X_1 + X_2 + 3X_n}{10}$ .

¿Cuál es mejor estimador de  $\theta$ ?

### Solución:

Paso 1: calculemos los valores esperados de cada estimador.

$$E\left[\hat{\theta}_{1}\right] = E\left[\frac{4X_{1} + X_{n}}{5}\right] = \frac{1}{5}\left\{4E[X_{1}] + E[X_{n}]\right\} = \frac{4\theta + \theta}{5} = \theta.$$

$$E\left[\hat{\theta}_{2}\right] = E\left[\frac{X_{1} + X_{2} + 3X_{n}}{10}\right] = \frac{E[X_{1}] + E[X_{2}] + 3E[X_{n}]}{10} = \frac{\theta + \theta + 3\theta}{10} = \frac{1}{2}\theta.$$

Así,  $\hat{\theta}_1$  es insesgado y  $\hat{\theta}_2$  es sesgado. El sesgo de  $\hat{\theta}_1$  es cero y el sesgo de  $\hat{\theta}_2$  es  $B_2 = E\left[\hat{\theta}_2\right] - \theta = -\frac{\theta}{2}$ .

Paso 2: calculemos las varianzas.

$$\begin{aligned} \textit{Var} \left[ \hat{\theta}_1 \right] &= \textit{Var} \left[ \frac{4 \, X_1 + X_n}{5} \right] = \frac{1}{5^2} \left\{ 16 \, \textit{Var}[X_1] + \textit{Var}[X_n] \right\} \\ &= \frac{1}{25} \left\{ 16 \, \sigma^2 + \sigma^2 \right\} = \frac{17}{25} \, \sigma^2 \; . \\ \\ \textit{Var} \left[ \hat{\theta}_2 \right] &= \textit{Var} \left[ \frac{X_1 + X_2 + 3 \, X_n}{10} \right] = \frac{1}{100} \; \left\{ \textit{Var}[X_1] + \textit{Var}[X_2] + 9 \, \textit{Var}[X_n] \right\} \\ &= \textit{Var} \left[ \hat{\theta}_2 \right] = \frac{11}{100} \, \sigma^2 \; . \end{aligned}$$

Observe que  $Var \left[ \hat{\theta}_2 \right] < Var \left[ \hat{\theta}_1 \right]$ .

#### Paso 3: calculemos el ECM:

$$\begin{split} &\textit{ECM}\left[\hat{\theta}_1\right] = \textit{Var}\left[\hat{\theta}_1\right] + \textit{B}_1^2 = \frac{17}{25}\sigma^2 + 0^2 = \frac{17}{25}\sigma^2 \;. \\ &\textit{ECM}\left[\hat{\theta}_2\right] = \textit{Var}\left[\hat{\theta}_2\right] + \textit{B}_2^2 = \frac{11}{100}\sigma^2 + \left(-\frac{\theta}{2}\right)^2 = \frac{11}{100}\sigma^2 + \frac{\theta^2}{4} \;. \end{split}$$

Como 
$$\sigma^2=1$$
 y  $\theta=2$  los  $\textit{ECM}$  serían  $\textit{ECM}\left[\hat{\theta}_1\right]=\frac{17}{25}$  y  $\textit{ECM}\left[\hat{\theta}_2\right]=\frac{11}{100}+1$ . Al comparar los  $\textit{ECM}$  vemos que  $\textit{ECM}\left[\hat{\theta}_1\right]<\textit{ECM}\left[\hat{\theta}_2\right]$ , se puede concluir que  $\hat{\theta}_1$  es mejor estimador que  $\hat{\theta}_2$ .

### Ejercicio

Sea  $X_1, \dots, X_n$  una muestra aleatoria de una distribución Poisson con parámetro  $\lambda$  desconocido. Considere dos estimadores de  $\lambda$ , dados por:

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n X_i$$
 y  $\hat{\lambda}_2 = \frac{1}{n} \left[ \sum_{i=1}^n X_i - 1 \right]$ .

- a. Determine si ambos estimadores son insesgados para  $\lambda$ .
- b. ¿Cúal de los dos estimadores para  $\lambda$  tiene menor varianza?.
- c. Si n = 25 y  $\lambda = 4$ , ¿cúal de los dos estimadores prefiere?.