# Probabilidad y estadística

Clase 6

## Intervalos de confianza

#### Motivación

Hasta ahora habíamos visto estimadores puntuales, que, dada un muestra, nos devuelven un único valor  $\hat{\theta}$  que se aproxima al valor verdadero del parámetro deseado  $\theta$ .

Una forma de obtener información sobre la precisión de la estimación, en el caso de que  $\theta$  sea unidimensional, es proporcionar un intervalo [a(X),b(X)] de manera que la probabilidad de que dicho intervalo contenga el verdadero valor  $\theta$  sea alta, por ejemplo, 0.95.

### Región de confianza

**Def:** Dada una m.a.  $\underline{X}$  con distribución perteneciente a una familia  $F_{\theta}(x)$ , con  $\theta \in \Theta$ , una región de confianza  $S(\underline{X})$  para  $\theta$  con nivel de confianza  $1-\alpha$  será un conjunto tal que

$$\mathbb{P}(\theta \in S(\underline{X})) = 1 - \alpha.$$
 (\*)

Obs:  $\theta$  **no** es aleatorio, lo aleatorio es (\*) es  $S(\underline{X})$ .

Obs: Si  $S(\underline{X}) = (a(\underline{X}), b(\underline{X}))$  diremos que es un intervalo de confianza.

Si  $S(\underline{X}) = (\min(\Theta), b(\underline{X}))$  diremos que es una cota superior.

Si  $S(\underline{X}) = (a(\underline{X}), \max(\Theta))$  diremos que es una cota inferior.

### Juguemos un poquito

Usemos la siguiente <u>api</u> para entender mejor qué es un IC

#### Método del pivote

**Teorema:** Sea  $\underline{X}$  una muestra aleatoria con distribución perteneciente a una familia  $F_{\theta}(x)$ , con  $\theta \in \Theta$ , y sea  $U=g(\underline{X},\theta)$  una variable cuya distribución **no** depende de  $\theta$ . Sean a y b tales que

$$\mathbb{P}(a \leq U \leq b) = 1 - \alpha$$
. Luego,

$$S(\underline{X}) = \{\theta : a < g(\underline{X}, \theta) \le b\}$$

es una región de confianza para heta. A U se lo llama pivote.

Sea  $\underline{X}=(X_1,\ldots,X_n)$  una muestra aleatoria de tamaño n de una población con distribución normal de media  $\mu$  y varianza 4. Hallar una cota inferior del 95% para  $\mu$ .

Suponer n=20 y  $\mu$ =3, simular la muestra y obtener el valor de la cota.

1														
-														
-														
-														
-														
-														
1														
-														
-														
-														
-				-										
-														
-														
							-							

### Algunos resultados importantes

**Teorema:** Sea  $\underline{X} = X_1, \dots, X_n$  una m.a. de una distribución  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 

$$Z = \sqrt{n} rac{(ar{X} - \mu)}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$W = \sum_{i=1}^{n} \frac{(X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

V y W son independientes

Si 
$$S^2=rac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n(X_i-ar{X})^2$$
 ,  $U=\sqrt{n}rac{(X-\mu)}{S}\sim t_{n-1}$ 

Obs: en general vale que si  $X\sim \mathcal{N}(0,1)$  y  $Y\sim \chi_n^2$ , con X e Y independientes vale que  $\frac{X}{\sqrt{Y/n}}\sim t_n$ 

### Algunos pivotes para variables normales

Dada  $\underline{X}_n$  una m.a. de una distribución  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  definimos algunos pivotes:

- ullet Para la media con varianza conocida:  $U(\underline{X},\mu)=rac{(\overline{X}-\mu)}{\sigma}\sqrt{n}\sim\mathcal{N}(0,1)$
- ullet Para la media con varianza desconocida: $U(\underline{X},\mu)=rac{(\overline{X}-\mu)}{S}\sqrt{n}\sim t_{n-1}$
- ullet Para el desvío con media conocida:  $U(\underline{X},\sigma)=rac{\sum_{i=1}^n(X_i-\mu)^2}{\sigma}\sim\chi_n^2$
- ullet Para el desvío con media desconocida:  $U(\underline{X},\sigma)=rac{\sum_{i=1}^n(X_i-\overline{X})^2}{\sigma}\sim\chi^2_{n-1}$

Dada también  $\underline{Y}_m$  una m.a. de una distribución  $\mathcal{N}(\lambda, \sigma^2)$  y sea :

- Comparación de medias con varianzas conocidas:  $U(\underline{X}, \Delta) = \frac{\overline{X} \overline{Y} \Delta}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$
- Comparación de medias con varianzas desconocidas e iguales:

$$U(\underline{X},\Delta)=rac{\overline{X}-\overline{Y}-\Delta}{S_p\sqrt{rac{1}{p}+rac{1}{m}}}\sim t_{n+m-2}$$
 , con  $S_p^2=rac{(m-1)S_X^2+(n-1)S_Y^2}{n+m-2}$ 

Dada una muestra aleatoria  $\underline{X} = (X_1, ..., X_n)$  de una población con distribución normal con media y varianza desconocidas, hallar el intervalo de confianza de nivel 0.99 para la media de la población.

Suponer n=50,  $\mu=2, \sigma=3$ , simular la muestra y calcular el IC resultante de la misma.

- .

1														
-														
-														
-														
-														
-														
1														
-														
-														
-														
-				-										
-														
-														
							-							

1														
-														
-														
-														
-														
-														
1														
-														
-														
-														
-				-										
-														
-														
							-							

### Regiones de confianza asintóticas

**Def:** Sea  $\underline{X}_n = X_1, \ldots, X_n$  una m.a de una población con distribución perteneciente a la flía.  $F_{\theta}(x)$ , con  $\theta \in \Theta$ . Se dice que  $S_n(\underline{X}_n)$  es una sucesión de regiones de confianza de nivel asintótico  $1 - \alpha$  si:

$$\lim_{n o\infty}\mathbb{P}_{ heta}( heta\in S_n(oldsymbol{X}_n))=1-lpha$$

**Teorema:** Sea  $\underline{X}_n$  una m.a. de una población con distribución  $F_{\theta}(x)$ , con  $\theta \in \Theta$ . Supongamos que para cada n se tiene  $U_n = g(\underline{X}_n, \theta)$  que converge en distribución a U, donde U es una v.a. cuya distribución no depende de  $\theta$ . Entonces si a y b son tales que  $\mathbb{P}(a < U < b) = 1 - \alpha$  se tiene que  $S_n(\underline{X}_n) = \{\theta : a < U_n < b\}$  es una región de confianza de nivel asintótico  $1 - \alpha$  para  $\theta$ .

Se arroja 50 veces una moneda con probabilidad p de salir cara. Hallar un intervalo de confianza asintótico de nivel 0.95 para p basado en la observación x=50.

1														
-														
-														
-														
-														
-														
1														
-														
-														
-														
-				-										
-														
-														
							-							

1														
-														
-														
-														
-														
-														
1														
-														
-														
-														
-				-										
-														
-														
							-							

### IC para la media de una población desconocida

En general, dada una m.a  $\underline{X}_n$  de una población desconocida, una buena forma de aproximarse a la media de dicha población es considerar el promedio de las muestras ( $\overline{X}_n$ ).

Por TCL, sabemos que  $\bar{X}_n$  tiende en distribución a una v.a. normal. En particular,

$$rac{ar{X}_n - \mathbb{E}[X]}{\sqrt{var(X)/n}} \stackrel{(a)}{\sim} \mathcal{N}(0,1)$$

Se puede probar que si se desconoce también la varianza de la población (que es lo más común) vale que

$$rac{ar{X}_n - \mathbb{E}[X]}{S/\sqrt{n}} \stackrel{(a)}{\sim} \mathcal{N}(0,1)$$

De un experimento en los efectos de un medicamento para la ansiedad se midió el puntaje en un test de memoria antes y después de tomar el medicamento. A partir de los datos que se encuentran en el archivo Islander\_data.csv hallar un IC para la media del tiempo de respuesta después de consumir el medicamento.

1														
-														
-														
-														
-														
-														
1														
-														
-														
-														
-				-										
-														
-														
							-							

1														
-														
-														
-														
-														
-														
1														
-														
-														
-														
-				-										
-														
-														
							-							

### Bibliografía

- <u>"Notas de Estadística"</u>, Graciela Boente y Víctor Yohai, FCEyN, UBA.
- "All of Statistic: A concise Course in Statistical Inference", Larry Wasserman