# Probabilidad y estadística Clase 4

#### Estadística

#### ¿Qué es la estadística?

Ahora lo que tenemos son observaciones (realizaciones) de las variables aleatorias.

El objetivo es poder hacer algún tipo de inferencia a partir de los valores observados.

#### Muestra aleatoria

Supongamos que tenemos un experimento aleatorio relacionado con una v.a. X. La v.a. X representa un observable del experimento aleatorio.

Los valores de X son la población de estudio, y el objetivo es saber como se comporta esa población.

Una muestra aleatoria de tamaño n, es una sucesión de n v.a **independientes**  $\underline{X}_n = (X_1, \dots, X_n)$  , tal que  $X_i \sim X$ 

## Estimadores puntuales

#### **Estimadores puntuales**

**Def:** Dada una muestra aleatoria  $\underline{X}_n$ , un estimador  $\hat{\theta}$  de un parámetro  $\theta$  es una función de la muestra aleatoria que provee un valor aproximado del parámetro o característica desconocido.

## Bondades de los estimadores

**Def**:  $\hat{\theta}$  es un estimador **insesgado** para  $\theta$  si  $B:=\mathbb{E}[\hat{\theta}-\theta]=0 \ \forall \ \theta$ . En caso contrario diremos que es **sesgado**. A B se lo conoce como **sesgo** 

**Def**:  $\hat{\theta}$  es un estimador **asintóticamente insesgado** para  $\theta$  si  $\lim_{n \to \infty} \mathbb{E}[\hat{\theta} - \theta] = 0 \ \forall \, \theta$ 

## Bondades de los estimadores

**Def:** El error cuadrático medio (ECM) como  $\mathbb{E}[(\hat{\theta} - \theta)^2]$ 

Obs: El ECM se puede descomponer como:

$$ECM = \underbrace{var(\hat{ heta})}_{varianza} + \underbrace{B(\hat{ heta})^2}_{sesgo}$$

donde 
$$var(\hat{ heta}) = \mathbb{E}[(\hat{ heta} - \mathbb{E}[\hat{ heta}])^2]$$
 y  $B = \mathbb{E}[\hat{ heta} - heta]$ 

**Def**: Un estimador  $\theta^*(\underline{X}_n)$  es **óptimo** (en media cuadrática) si  $ECM(\theta^*) \leq ECM(\hat{\theta})$  para todo  $\hat{\theta}(\underline{X}_n)$ 

## Bondades de los estimadores

**Def:** Dada una sucesión de estimadores  $\hat{\theta}_n$  de  $\theta$ , diremos que  $T=\hat{\theta}$  es (débilmente) consistente si  $\forall \ arepsilon>0, \mathbb{P}(|T-\theta|>arepsilon) o 0$ 

**Teorema:** Si  $var(\hat{\theta}) \to 0$  y  $\mathbb{E}[\hat{\theta}] \to \theta$ , entonces  $\hat{\theta}$  esconsistente.

**Def:** Un estimador es consistente en media cuadrática si  $\lim ECM(\hat{\theta}_n) = 0, \forall \theta$ 

#### Ejercicio 1

Se desea estimar la media de una variable con distribución  $N(\mu,9)$  a partir del promedio de n realizaciones. Analizar las bondades de las que goza dicho estimador.

## Algunos comportamientos límite

LGN + TCL

#### Ley (débil) de los grandes números

Sea  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$  una muestra aleatoria, con  $X_i$  i.i.d. con media  $\mu$  y variancia  $\sigma^2$ . Para  $\epsilon > 0$  se tiene que

$$\mathbb{P}(|ar{X}_n - \mu| > arepsilon) \xrightarrow[n o \infty]{} 0$$

Es decir, a medida que crece la cantidad de muestras, el promedio  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  tiende a la media real de la distribución.

#### Teorema central del límite

Sea  $\underline{X}=(X_1,\ldots,X_n)$  una muestra aleatoria, con  $X_i$  i.i.d. con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2<\infty$ . Sea  $\bar{X}_n=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i$ , luego

$$Z_n = rac{ar{X}_n - \mu}{\sqrt{\mathbb{V}(ar{X}_n)}} = rac{\sqrt{n}(ar{X} - \mu)}{\sigma} 
ightstarrow Z$$

con  $Z \sim \mathcal{N}(0,1)$ , o equivalentemente:

$$\lim_{n o\infty}\mathbb{P}(Z_n\leq z)=\Phi(z)=\int_{-\infty}^zrac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-x^2/2}dx$$

Es decir,  $\bar{X}_n$  tiene una distribución aproximadamente Normal, con media  $\mu$  y variancia  $\sigma^2/n$  . Para n finito, podemos aproximar

$$\mathbb{P}\left(rac{\sum_{i^1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq z
ight) pprox \Phi(z), \qquad \mathbb{P}\left(\sqrt{n}rac{ar{X}_i - \mu}{\sigma} \leq z
ight) pprox \Phi(z),$$

### Enfoque frecuentista

#### Estadístico suficiente

**Def:** Dada una muestra aleatoria  $\underline{X}_n$ , un estadístico es cualquier función  $T_n = T(\underline{X}_n)$ 

**Def:** Sea una muestra aleatoria  $\underline{X}_n$ , cuya distribución es  $F_{\theta}(\underline{x}), \theta \in \Theta$ , se dice que  $T = r(\underline{X}_n)$  es un estadístico suficiente para  $\theta$  si  $F_{X|T=t}(\underline{x})$  no depende de  $\theta$ .

**Teorema de factorización:** Diremos que  $T=r(\underline{X}_n)$  es un est. suficiente para  $\theta$  sii existen funciones h y g tales que:  $f_{\theta}(\underline{x})=g(r(\underline{x}),\theta)h(\underline{x})$ 

#### Ejercicio 2

- 1. Hallar un estadístico suficiente para el parámetro de una v.a. con distribución exponencial
- 2. Hallar un estadístico suficiente para el parámetro de una v.a. con distribución de Bernoulli
- 3. Hallar un estadístico suficiente para el parámetro de una v.a. con distribución Uniforme en el intervalo  $(0,\theta)$

#### Método de máxima verosimilitud

#### Método de Máxima Verosimilitud

**Def:** Diremos que  $\hat{\theta}(\underline{X})$  es un Estimador de Máxima Verosimilitud (MLE) si se cumple que:

$$f(\underline{X},\hat{ heta}) = \max_{ heta} f_{ heta}(\underline{X})$$

La idea es que si observé una determinada muestra, entonces esta debería tener alta probabilidad de ocurrir, por lo tanto busco el  $\theta$  que maximiza esa probabilidad de ocurrencia

#### Método de Máxima Verosimilitud

Def: Definimos la función de verosimilitud como

$$L(\theta)=f(\underline{x},\theta)$$
 (vista como función de  $heta$ ) luego,  $\hat{ heta}=rg\max_{ heta\in\Theta}L( heta).$ 

Si el soporte de X no depende  $\theta$ ,  $\Theta$  es un conjunto abierto y  $f_{\theta}(x)$  es derivable respecto de  $\theta$ , entonces para hallar el EMV puedo hallar  $\theta$  tal que

$$\frac{\partial \ln(L(\theta))}{\partial \theta} = 0$$

#### Ejercicio 3

La probabilidad de acertar a un blanco es p. Se realizan 10 tiros independientes, en los cuales se observaron 4 aciertos. A partir este valor observado estimar el valor de p por MV.

#### Ejercicio 4

- Sea X~U(0, θ). Hallar el EMV para θ basado en una muestra de tamaño n.
- 2. Si en una muestra de tamaño 3 se observaron los valores (0.756, 1.1, 3,11), hallar el valor estimado de  $\theta$ .

#### Principio de invariancia

Supongamos que ahora queremos estimar por máxima verosimilitud a  $\lambda=q(\theta)$ .

**Teorema:** Si  $\hat{\theta}$  es MLE de  $\theta$ , entonces  $\hat{\lambda} = q(\hat{\theta})$ .

¿Por qué es útil? Por ejemplo, podría querer estimar una probabilidad de la v.a. X, que en general no puedo porque desconozco el parámetro de la distribución.

#### Ejercicio 5

Siguiendo el ejercicio 3, estimar la probabilidad de que se necesiten al menos 2 tiros para observar el primer acierto.

## Estimadores de cuadrados mínimos

## Estimador de cuadrados mínimos

Es común querer estimar el valor de una v.a. X a partir de una medición Y. Ejemplo: Y es una versión ruidosa de X.

Buscamos un estimador  $\hat{X}$  de X tal que tenga mínimo error cuadrático medio

$$\mathrm{ECM} = \mathbb{E}[(X - \hat{X})^2 \mid Y]$$

Observar que se corresponde con la distnacia asociada al p.i. canónico para v.a.

## Estimador de mínimos cuadrados

En otras palabras, queremos  $\hat{X}=g^*(Y)$  tal que

$$\mathbb{E}[(X-\hat{X})^2 \mid Y] \leq \mathbb{E}[(X-g(Y))^2 \mid Y] \qquad orall g(Y) ext{ (medible)}$$

¿Quién era 
$$\hat{X}$$
?  $\hat{X} = \mathbb{E}[X|Y]$ 

Idea de demostración: [Ejercicio]

- 1. Probar que el mejor estimador constante es  $\mathbb{E}[X]$
- 2. Probar que el mejor estimador condicional es  $\mathbb{E}[X|Y=y]$ .
- 3. Dejar que Y tome todos los valores posibles (i.e. reemplazo y por Y), recupero la esperanza condicional.

## Mínimos cuadrados: caso lineal

A veces obtener  $\mathbb{E}[X|Y]$  puede ser muy complicado, entonces nos restringimos a los estimadores lineales.

Buscamos a, b tq  $\mathbb{E}[(X - (aY + b))^2 \mid Y]$  sea mínima.

Resulta que 
$$a=rac{cov(X,Y)}{var(Y)}$$
 y  $b=rac{cov(X,Y)}{var(Y)}\mathbb{E}[Y]+\mathbb{E}[X]$ 

**Obs**: Si se asume que X e Y son conjuntamente gaussianas, el estimador de mínimos cuadrados (la esperanza condicional) coincide con el estimador de mínimos cuadrados asumiendo un modelo lineal y puede obtenerse a partir del modelo condicional de  $X \mid Y$ 

#### Ejercicio 6

Sea  $X\sim U(0,1)$  e  $Y=X^2$ . Hallar la mejor aproximación lineal de Y basada en X. Comparar con la mejor estimación de Y basada en X.

#### Regresión lineal (OLS)

Contamos con n observaciones conjuntas  $(y_1, x_1), (y_2, x_2), \dots, (y_n, x_n)$  el modelo de regresión lineal es

$$Y = Xeta + arepsilon \quad \mathbb{E}(arepsilon_i \mid X_i) = 0$$

donde

$$Y = egin{pmatrix} Y_1 \ dots \ Y_n \end{pmatrix}, \qquad X = egin{pmatrix} 1 & X_1 \ dots & dots \ 1 & X_n \end{pmatrix}, \qquad arepsilon = egin{pmatrix} arepsilon_1 \ dots \ arepsilon_n \end{pmatrix}$$

El estimador de cuadrados mínimos de  $\hat{oldsymbol{eta}}$  está dado por

$$\hat{eta} = (X^{ op}X)^{-1}X^TY$$

**Obs**: Si se asume que  $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$  y son i.i.d., este estimador coincide con el estimador de máxima verosimilitud.

### Bibliografía

#### Bibliografía

- Notas de estadística. Graciela Boente y Víctor Yohai
- "All of Statistics: A Concise Course in Statistical Inference", Larry Wasserman, Springer-Verlag New York Inc.
- "Mathematical statistics with applications", Mendenhall, W., Scheaffer, R. L., & Wackerly, D. D. Boston: Duxbury Press.