

Para el examen de no paramétrica, estudiar  
→ Libro All of statistics capítulo 7 y 8.

### 3. Estadística NO paramétrica

→ Es importante que estudien y entiendan el proceso de la inferencia estadística, es una de las preguntas del examen

1:  $f_A \rightarrow$  datos  $x_1, \dots, x_n$

2:  $\exists$  un v.c.  $\bar{X}$  que puede describir el comportamiento agregado de los datos que genera el FA.

en este caso  $\bar{X} \sim f(x)$   
 $\bar{x}_n$  se estima en el caso no paramétrico

3: Modelo de recolección de datos  $\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_m$  un m.c.  
de  $\bar{X} \sim f(x)$

4: En estadística No paramétrica siempre nos interesa algún característico de  $\bar{X}$ ,

$$\mu = \mathbb{E}(\bar{X})$$

$$G^2 = \text{Var}(\bar{X})$$

$$\gamma = \frac{\mathbb{E}(\bar{X}^3)}{\left( \sqrt{\text{Var}(\bar{X})} \right)^3}$$

.. etc.

desarrollaremos estrategias para hacer estimación puntual  
y por intervalo de  $\mu$ ,  $S^2$ ,  $\sigma$ , .. etc.

para alcanzar ese objetivo, primero necesitaremos  
estimar  $\underline{\underline{f(x)}}$

¿Por qué? si  $f(x)$  no nos interesa!

$$\mu = \mathbb{E}(X) = \int x f(x) dx$$

pero  $\underline{\underline{f(x)}} = \frac{d F(x)}{dx}$

notación más general

$$\Rightarrow \mu = \mathbb{E}(X) = \int x d F(x)$$

$$\underline{\underline{\mu = T_1(F)}}$$

$$S^2 = T_2(F) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2$$

$$= \int x^2 dF(x) - \mu^2$$

La idea que deba quedar clara es que si estimar  $F(x)$  no nos permitiría estimar  $\mu, \sigma^2, \gamma$ , etc.

Para estimar  $F(x)$  usando la información de  $X_1, X_2, \dots, X_n$  ma. de  $\ln(F(x))$   
se construye la función de distribución empírica.

$$\hat{F}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(X_i \leq x), \text{ para cada } x \in \mathbb{R}$$

en donde

$$I(X_i \leq x) = \begin{cases} 1, & \text{si } X_i \leq x \\ 0, & \text{coc.} \end{cases}$$

### Tareas

Para cada  $x \in \mathbb{R}$ , se tiene que

$$1) E(\hat{F}_n(x)) = F(x)$$

$$2) \text{Var}(\hat{F}_n(x)) = \frac{F(x)(1-F(x))}{n}$$

$$3) E(M_{F(x)}(\hat{F}_n)) = \text{Var}(\hat{F}_n(x))$$

$$4) \hat{F}_n(x) \xrightarrow{P} F(x), \text{ en otros palabras } \hat{F}_n(x) \text{ es un}$$

estimador consistente para  $f(x)$  en todo punto  $x \in \Omega$ .

Dem

1)  $\bar{I}_i = I(x; s_i)$ , para  $i=1, 2, \dots, n$

$\Rightarrow \bar{I}_1, \bar{I}_2, \dots, \bar{I}_n$  es un mo. de Bernoulli ( $F(x)$ )

$$P(\bar{I}_i = 1) = P(\bar{I} \leq x) = F(x)$$

$$\Rightarrow \bar{\bar{I}}_n = \frac{1}{n} \sum \bar{I}_i = \hat{f}_n(x)$$

$$\Rightarrow E(\bar{\bar{I}}_n) = F(x) \quad \checkmark$$

2)  $Var(\bar{\bar{I}}_n) = \frac{1}{n^2} n F(x) (1 - F(x))$

$$= \frac{1}{n} F(x) (1 - F(x))$$

3)  $E(M_{\hat{f}_n(x)} (\hat{f}_n(x))) = Var(\hat{f}_n(x)) + \text{sgn}_{\hat{f}_n(x)}^2 (\hat{f}_n(x))$

$$= \frac{1}{n} F(x) (1 - F(x))$$

4)  $\hat{f}_n(x) \xrightarrow{P} f(x)$

por ser el signo de que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(M_{\hat{f}_n(x)} (\hat{f}_n(x))) = 0 \Rightarrow \hat{f}_n(x) \xrightarrow{P} f(x)$$

$$\hat{f}_n(x) \xrightarrow{L^2} f(x)$$

Sean  $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_n$  un ensamble de v.o. y  $\bar{X}$  otra v.o.

$$\Rightarrow \bar{X}_n \xrightarrow{L^2} \bar{X}$$



$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}((\bar{X}_n - \bar{X})^2) = 0$$

### Proposición

Si  $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_n$  un ensamble de v.o. y  $\bar{X}$  otra v.o.

$$\text{Si } \bar{X}_n \xrightarrow{L^2} \bar{X} \Rightarrow \bar{X}_n \xrightarrow{P} \bar{X}$$

Para demostrar esto primero se demuestra la desigualdad de Markov

Si  $\bar{X}$  es una v.o. no negativa y  $\epsilon > 0$

$$\Rightarrow P(\bar{X} > \epsilon) \leq \frac{\mathbb{E}(\bar{X})}{\epsilon}$$

Dem

$$\mathbb{E}(\bar{X}) = \int_0^\infty y f(x) dy =$$

$$= \int_0^{\varepsilon} y f(y) dy + \int_{\varepsilon}^{\infty} y f(y) dy$$

$$\geq \int_{\varepsilon}^{\infty} y f(y) dy \geq \varepsilon \int_{\varepsilon}^{\infty} f(y) dy$$

$$= \varepsilon P(\frac{Y}{\varepsilon} \geq 1)$$

$$\Rightarrow P(\frac{Y}{\varepsilon} \geq 1) \leq \mathbb{E}(\frac{Y}{\varepsilon}) / \varepsilon$$

Haciendo  $\mathcal{I} = |\mathbb{E}_n - \mathbb{E}|$  se tiene el resultado

$$\Rightarrow \hat{f}_n(x) \xrightarrow{P} f(x)$$

Teorema (Glivenko-Cantelli)

Sea  $\mathbb{X}_1, \mathbb{X}_2, \dots, \mathbb{X}_n$  una seq. de  $\mathbb{X} \sim f(x)$ . Para  $\varepsilon > 0$

$$\Rightarrow \sup_{x \in \mathbb{R}} |\hat{f}_n(x) - f(x)| \xrightarrow{P} 0$$

$\Rightarrow$  se demuestra que  $\hat{f}_n(x)$  es un buen estimador puntual de  $f(x)$  para cada  $x \in \mathbb{R}$

## Funcionales estadísticos

¿Por qué es relevante estimar  $F(x)$ ?

Si  $X$  es capaz de describir el fenómeno de interés

$\Rightarrow$  su cantidad de interés  $\mu = \mathbb{E}(X)$

$$\mu = \mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x)$$

recordemos que  $f(x) = \frac{d}{dx} F(x)$

$\Rightarrow$  ¡Claramente  $\mu$  y muchos otros parámetros de interés son función de  $f(x)$ !

Un funcional estadístico  $T(F)$  es cualquier función de  $F$

$$\mu = \mathbb{E}(X) = \int x dF(x)$$

$$S^2: \text{Var}(X) = \int (x - \mu)^2 dF(x)$$

↳ mediana

$$m = F^{-1}(1/2)$$

Definición (estimador plug-in)

El estimador plug-in de  $\theta = T(F)$  se define como

$$\hat{\Theta}_n = T(\hat{f}_n)$$

en otras palabras, en donde reemplazar  $f$  en el funcional  
estadístico sustituir por  $\hat{f}_n$ .

Definición (Funcional estadístico lineal)

Si:

$$T(f) = \int g(x) dF(x) \quad \text{para algune función } g$$

$\Rightarrow T$  es un funcional estadístico lineal