

RESUMEN

- POBLACIÓN: Colección de elementos. FINITA o INFINITA.
- MUESTRA: SUBCONJUNTO ELEGIDO AL AZAR de la POBLACIÓN.

TABLA DE DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS

- 1- Elegir un intervalo que contenga todos los datos.
- 2- Dividir el intervalo en $K \approx \sqrt{n}$ subintervalos adyacentes y disjuntos. (Intervalos de Clase)
- 3- Contar el n° de obs. que caen en c/ subintervalo. (FA)
- 4- Calcular la FR de cada intervalo, donde $FR_i = \frac{FA_i}{n}$

OBS:

$$\sum_{i=1}^K FA_i = n \quad \text{y} \quad \sum_{i=1}^K FR_i = 1$$

HISTOGRAMAS

- Marcar los K intervalos en una recta.
- RECTÁNGULO de ALTURA: $= \frac{FR_i}{\text{LONG(IC)}}$, EN GENERAL, $\text{LONG(IC)} = \frac{\text{RANGO MUESTRA}}{K}$

EJEMPLO

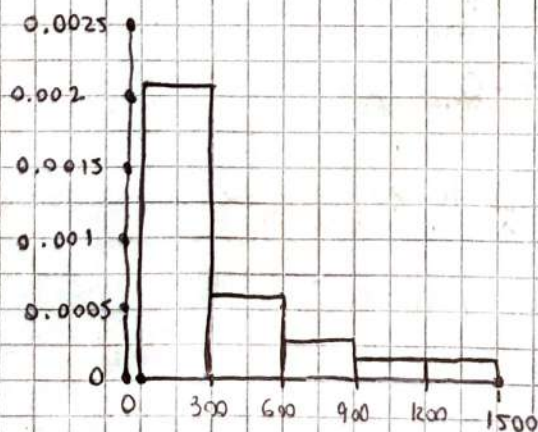
32	37	57	70	74
75	76	109	166	177
190	193	203	241	242
269	336	359	406	455
507	647	832	999	1248

$$n=25$$

$$I=[0,1500]$$

$$K=5$$

IC	FA	FR	FAA	FRA
[0,300]	16	16/25	16	16/25
(300,600]	5	1/5	21	21/25
(600,900]	2	2/25	23	23/25
(900,1200]	1	1/25	24	24/25
(1200,1500]	1	1/25	25	1



$$\text{LONG(IC)} = 300$$

$$\text{ALTURA}_i = \frac{FR_i}{300}$$

MEDIDAS SOBRE CONJUNTOS DE DATOS

• MEDIA O PROMEDIO MUESTRAL:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$$

PERCENTILES MUESTRALES (PERCENTIL $i \rightarrow i\%$ de los datos ASU IZQUIERDA)

• MEDIANA MUESTRAL

$$\tilde{x} = \begin{cases} \frac{x_{(\frac{n}{2})} + x_{(\frac{n}{2}+1)}}{2} & \text{si } n \text{ ES PAR} \\ x_{(\frac{n+1}{2})} & \text{si } n \text{ ES IMPAR} \end{cases}$$

• PRIMERA CUANTIL Y TERCERA CUANTIL

$$Q_1 = \begin{cases} \text{MEDIANA} \{x_{(i)} : 1 \leq i \leq \frac{n}{2}\} & \text{si } n \text{ ES PAR} \\ \text{MEDIANA} \{x_{(i)} : 1 \leq i \leq \frac{n+1}{2}\} & \text{si } n \text{ ES IMPAR} \end{cases}$$

$$Q_3 = \begin{cases} \text{MEDIANA} \{x_{(i)} : \frac{n}{2} + 1 \leq i \leq n\} & \text{si } n \text{ ES PAR} \\ \text{MEDIANA} \{x_{(i)} : \frac{n+1}{2} \leq i \leq n\} & \text{si } n \text{ ES IMPAR} \end{cases}$$

RANGO MUESTRAL: $x_{(n)} - x_{(1)}$

VARIANZA MUESTRAL: $S_n^2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ } "CORREGIDOS" CAMBIA $\frac{1}{n}$ POR $\frac{1}{n-1}$

DESVIÓ ESTÁNDAR MUESTRAL: $\sqrt{S_n^2} = S_n$

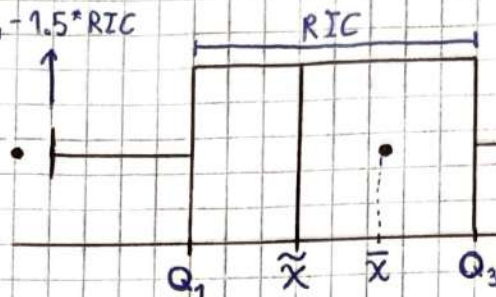
RANGO INTERCUANTIL: $RIC = Q_3 - Q_1$

COEFICIENTE DE VARIACIÓN: $CV = \frac{S_n}{\bar{x}} \cdot 100\%$

PROP $x = \{x_i\}$, $y = \{ax_i + b\} \rightarrow \bar{y} = a\bar{x} + b$ y $S_y^2 = a^2 S_x^2$

BOXPLOT

Q1: OBS MÁS ALEJADA
QUE NO SUPERA
 $Q_1 - 1.5 * RIC$



Q3: OBS MÁS ALEJADA
QUE NO SUPERA
 $Q_3 + 1.5 * RIC$

"PUNTOS ANÓMALOS"

PROBABILIDADPROPS DE CONJUNTOS

• ESPACIO MUESTRAL (Ω) = CONJUNTO DE TODOS LOS RESULTADOS POSIBLES.

$$\overline{A \cap B} = \bar{A} \cup \bar{B}$$

$$\overline{A \cup B} = \bar{A} \cap \bar{B}$$

• EVENUTO: CUALQUIER SUBCONJUNTO DE Ω .

• FAMILIA DE EVENTOS (\mathcal{A}): SUBCONJUNTO NO VACÍO DE Ω QUE CUMPLE:

$$\bullet A \in \mathcal{A} \Rightarrow \bar{A} \in \mathcal{A}$$

$$\bullet \{A_i\}_{i=1}^{\infty} \in \mathcal{A} \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$$

EN GENERAL, $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$

• PROBABILIDAD $P: \mathcal{A} \rightarrow \mathbb{R}$ QUE CUMPLE:

$$\bullet 0 \leq P(A) \leq 1 \quad \forall A \in \mathcal{A}$$

$$\bullet P(\Omega) = 1$$

$$\bullet P(\bigcup A_i) = \sum P(A_i) \quad \text{PARA } A_i \text{ EVENTOS DISTINTOS EN } \mathcal{A}.$$

• MODELO PROBABILÍSTICO (Ω, \mathcal{A}, P)

OBS: SI $\#\Omega = N$ Y TODO EVENTO SIMPLE ES EQUIPROBABLE,

$$P(E) = \frac{1}{N} \quad \text{PARA } E \in \mathcal{A} \text{ EVENTO SIMPLE.}$$

$$P(E) = \frac{\#E}{N} \quad \text{PARA } E \in \mathcal{A} \text{ EVENTO COMPUESTO.}$$

PROPIEDADES DE LA PROBABILIDAD

DADO (Ω, \mathcal{A}, P) m.p. ASOCIAMOS A UN EXPERIMENTO. PARA CUALQUIER $A, B \in \mathcal{A}$ SE CUMPLEN:

i) $A \subset B \Rightarrow P(B) = P(A) + P(B-A)$ y $P(B) \geq P(A)$

ii) $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$

iii) $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ PARA N EVENTOS $\rightarrow P(\bigcup_{i=1}^N A_i) = \sum_{i=1}^N (-1)^{i+1} B_i$

iv) A y B DISJUNTOS $\Rightarrow P(A \cap B) = 0$

$$B_i = \sum_{1 \leq j_1 < j_2 < \dots < j_{i-1} \leq N} P(A_{j_1} \cap \dots \cap A_{j_{i-1}})$$

PROBABILIDAD CONDICIONAL

DADO (Ω, \mathcal{A}, P) m.p. y $A, B \in \mathcal{A}$ con $P(B) > 0$,

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

PROPIEDADES:

- $0 \leq P(A|B) \leq 1$
- A, C DISJUNTOS $\Rightarrow P(A \cup C|B) = P(A|B) + P(C|B)$
- $P(\Omega|B) = 1$
- $P(\bar{A}|B) = 1 - P(A|B)$

A y B SON INDEPENDIENTES $\Leftrightarrow P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

$\Rightarrow \bar{A}$ y B, A y \bar{B}, \bar{A} y \bar{B} SON INDEPENDIENTES.

REGLA DE LA MULTIPLICACIÓN

$$P(\bigcap_{i=1}^{n-1} A_i) > 0 \Rightarrow P(\bigcap_{i=1}^n A_i) = P(A_1) \cdot P(A_2|A_1) \cdot P(A_3|A_1, A_2) \cdots P(A_n|A_1, \dots, A_{n-1})$$

LEY DE PROBABILIDAD TOTAL A_1, \dots, A_n MUTUAMENTE EXCLUSIVAS CON $\bigcup_{i=1}^n A_i = \Omega$

$$P(B) = \sum_{i=1}^n P(B|A_i) \cdot P(A_i) \quad \forall B \in \mathcal{A}$$

TEOREMA DE BAYES A_1, \dots, A_n MUTUAMENTE EXCLUSIVAS, $\Omega = \bigcup_{i=1}^n A_i$; y $P(A_i) > 0 \quad \forall i$

$$P(A_j|B) = \frac{P(B|A_j) \cdot P(A_j)}{\sum_{i=1}^n P(B|A_i) \cdot P(A_i)} \quad \forall j = 1, \dots, n \quad \text{y} \quad \forall B \in \mathcal{A} \text{ con } P(B) > 0.$$

VARIABLE ALEATORIA

(Ω, \mathcal{A}, P) m.p., X es v.a. si: $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ y $\{\omega \in \Omega: X(\omega) \leq x\} \in \mathcal{A} \quad \forall x \in \mathbb{R}$

FUNCION DE DISTRIBUCION ACUMULADA (f.d.a)

X v.a., $F: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$ definida como:

$$F(x) = P(X \leq x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

V.A. DISCRETA (Ω, \mathcal{A}, P) y $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

• Toma un numero finito o inf. numerable de valores con prob. positiva.

OBS: Si solo toma dos valores con prob. positiva y $p = P(X=1) \rightarrow X$ distribuye Bernoulli de parametro p .

(Ω, \mathcal{A}, P) m.p., X v.a.d.

FUNCION DE PROBABILIDAD DE MASA (f.p.m)

$p: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$ dada por $p(x) = P(X=x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$

OBS: $I_M(X) = \{a_i\}_{i \in I}$ $I \subseteq \mathbb{N}$

$$\sum_{i \in I} p(a_i) = 1$$

$$F(a) = P(X \leq a) = \sum_{\substack{x \leq a \\ x \in I_M(X)}} p(x) \quad \forall a \in \mathbb{R}$$

PROPS de la f.d.a

• $0 \leq F(x) \leq 1 \quad \forall x \in \mathbb{R}$ • F es monotonamente creciente

• $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ y $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$ • Escalonada discontinua en $I_M(X)$

• $\lim_{x \rightarrow a^+} F(x) = F(a)$ y $\lim_{x \rightarrow a^-} F(x) = P(X < a)$

• $a_i < a_{i+1} \quad \forall i \Rightarrow p(a_i) = F(a_i) \quad p(a_{i+1}) = F(a_{i+1}) - F(a_i)$

• $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a)$, $P(a \leq X \leq b) = F(b) - P(X \leq a)$

ESPERANZA O VALOR MEDIO

X v.a.c. $I_n(X) = \{x_i\}_{i \in I}$ y p su f.p.m

$$E(X) = \sum_{i \in I} x_i p(x_i) = \mu$$

PROP

$$E(h(X)) = \sum_{i \in I} h(x_i) p(x_i), \quad E(aX+b) = aE(X)+b$$

VARIANZA

DESVIACIÓN ESTÁNDAR

$$\sigma^2 = V(X) = E(X - \mu)^2$$

$$\sigma = \sqrt{V(X)}$$

PROP

$$\bullet 0 \leq V(X) = E(X^2) - E(X)^2 \quad \bullet V(aX+b) = a^2 V(X)$$

OBS: X Bernoulli de p.m. $p \Rightarrow E(X)=p$ y $V(X)=p(1-p)$

DISTRIBUCIÓN BINOMIAL

- n ENSAYOS INDEPENDIENTES.
- 2 RESULTADOS POSIBLES (E ó F)
- $p = P(E)$ CONSTANTE en C/ENSAJO

$X =$ "nº DE ÉXITOS EN n ENSAYOS"

$$X \sim B(n, p)$$

$$p(x) = \begin{cases} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} & 0 \leq x \leq n \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

$$\bullet E(X) = n \cdot p$$

$$\bullet V(X) = n \cdot p \cdot (1-p)$$

DISTRIBUCIÓN DE POISSON

$X \sim P(\lambda)$ con $\lambda > 0$ si su f.p.m es $p(k) = \begin{cases} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} & k \geq 0 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$

$$E(X) = \lambda = V(X)$$

Aproximación por Poisson a Binomial

$$P(X_n = k) \approx e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \quad \text{con } \lambda = np, \lambda \geq 100, p \leq 0,01 \text{ y } np \leq 20$$

DISTRIBUCIÓN HIPERGEOMÉTRICA

- POBLACIÓN N
- M ÉXITOS Y $N-M$ FALLOS
- MUESTRA DE TAMAÑO n

$X =$ "Nº DE ÉXITOS EN LA MUESTRA DE TAMAÑO n "

$$X \sim H(n, M, N)$$

SU F.P.M ES

$$P(K) = \begin{cases} \frac{\binom{M}{K} \binom{N-M}{n-K}}{\binom{N}{n}} \\ 0 \end{cases}$$

$$\max\{0, n+M-N\} \leq K \leq \min\{M, n\}$$

C.C

$$\bullet E(X) = n \cdot \frac{M}{N} \quad \bullet V(X) = n \left(\frac{M}{N} \right) \left(1 - \frac{M}{N} \right) \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$$

APROX DE H por B

Si: $n < 0,05N$, $\frac{M}{N}$ y $1 - \frac{M}{N}$ no sean próximos a 0.

$$P(X=K) = \binom{n}{K} p^K (1-p)^{n-K}$$

DISTRIBUCIÓN BINOMIAL NEGATIVA

- SECUENCIA DE ENSAYOS INDEPENDIENTES

$X =$ "Nº DE F QUE PRECEDEN EL r -ÉSIMO ÉXITO"

- C/U ES E Ó F

$$X \sim BN(r, p)$$

- $P(E) = p$ CONSTANTE

- SE PARA AL OBTENER $r \in \mathbb{N}$ ÉXITOS.

SU F.P.M ES

$$P(K) = \begin{cases} \binom{r+K-1}{r-1} p^r (1-p)^K & K \in \mathbb{N} \\ 0 & \text{C.C} \end{cases}$$

$$\bullet E(X) = \frac{r(1-p)}{p} \quad \bullet V(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$$

VARIABLES ALEATORIAS CONTINUAS

Sea X una v.a. sobre (Ω, \mathcal{A}, P) , X es una v.a.c. si:

$$P(X=x) = 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

OBS Su f.d.a. $F(x) = P(X \leq x)$

i) $P(a < X \leq b) = P(a \leq X < b) = P(a \leq X \leq b) = P(a < X < b) = F(b) - F(a) \quad \forall a, b \in \mathbb{R}$

ii) $P(X \geq a) = 1 - F(a) \quad \forall a \in \mathbb{R}$

PROPS $A_1 \subseteq A_2 \subseteq \dots \Rightarrow P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$

$B_1 \supseteq B_2 \supseteq \dots \Rightarrow P(\bigcap_{i=1}^{\infty} B_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n)$

PROPS de la f.d.a. (F) de una v.a.c.

• F es no decreciente

• F es continua en \mathbb{R}

• $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$ y $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$

FUNCION DE DENSIDAD DE PROBABILIDAD (f.d.p.) $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_0^+$ tq $\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = 1$

v.a. ABSOLUTAMENTE CONTINUA su f.d.a. está dada por

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt \quad \forall x \in \mathbb{R}, \text{ con } f \text{ una f.d.p.}$$

OBS $P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(t) dt$ OBS2 $f(x) = F'(x)$ donde exista, 0 c.c.

PERCENTIL p100 o CUANTIL p: valor $\eta(p)$ tq $F(\eta(p)) = p$

OBS si: $Y = aX + b$ y $\eta_X(p) \rightarrow \eta_Y(p) = \begin{cases} a\eta_X(p) + b, & a > 0 \\ a\eta_X(1-p) + b, & a < 0 \end{cases}$

ESPERANZA $M = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$, si $h(x) \leq \alpha a.c. \Rightarrow E(h(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} h(x) f(x) dx$

VARIANZA $\sigma^2 = V(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - M)^2 f(x) dx = E(X^2) - E(X)^2$

• $E(aX + b) = aE(X) + b$, $V(aX + b) = a^2 V(X)$

DESVIACION ESTANDAR $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$

DISTRIBUCIÓN UNIFORME

$X \sim U[a, b]$ si su f.d.p es $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & c.c \end{cases}$

Luego, su f.d.a es:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & x \in [a, b] \\ 1 & x \geq b \end{cases}$$

Proposición si $X \sim U[0, 1]$

• $\gamma_X(p) = p \quad \forall p \in (0, 1)$ • $E(X) = \frac{1}{2}$ y $V(X) = \frac{1}{12}$

• Si $a < b \in \mathbb{R}$, $Y = (b-a)X + a \Rightarrow$

i) $Y \sim U[a, b]$ ii) $\gamma_Y(p) = (b-a)p + a, p \in (0, 1)$

iii) $E(Y) = \frac{a+b}{2}$ y $V(Y) = \frac{(b-a)^2}{12}$

DISTRIBUCIÓN NORMAL O GAUSSIANA

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$ si su f.d.p es $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad \forall x \in \mathbb{R}$

Props de la f.d.p de una $N(\mu, \sigma^2)$

• $f(x) \geq 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}, \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$

• $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 0$

• $f(\mu-x) = f(\mu+x)$ (simetría sobre μ)

OBS

$Z \sim N(0, 1)$ "NORMAL ESTÁNDAR", su f.d.p $\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad \forall z \in \mathbb{R}$

$E(Z) = 0$ y $V(Z) = 1$

OBS $X = \sigma Z + \mu \sim N(\mu, \sigma^2)$

PROP $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

• $E(X) = \mu, V(X) = \sigma^2$ • $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ "ESTANDARIZACIÓN"

USO DE LA TABLA

$X \sim N(\mu, \sigma^2) \rightarrow P(a \leq X \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right) \quad \forall a < b \in \mathbb{R}$