Hemos visto en varios resultados hasta el momento que n, el tamaño de muestra, juega un papel importante. Ahora nos concentraremos en algunos resultados relacionados con distribuciones de muestreo y con el tamaño de muestra (cuando éste último crece y tiende a infinito).

Por ejemplo, hemos visto que XI,..., XI id W(M, 02), entonces

 $\bar{X} \sim \mathcal{N}(\mu, \frac{\bar{\tau}^2}{\bar{\tau}}).$ Observar que conforme $n \to \infty, \frac{\bar{\tau}^2}{\bar{u}} \to 0$

2 X m N(m, 0) 7

Para poder profundizar en lo anterior, debemos hablar de "sucesiones de variables aleatorias", las cuales a diferencia de las sucesiones determinísticas, no siempre podemos decir de manera absoluta si convergen o no. En este caso, analizaremos probabilidades asociadas a ciertas sucesiones de interés, y nos enfocaremos en tres tipos

de convergencia:

convergencia en probabilidad convergencia en distribución 3) convergencia en media cuadrática (caso particular de la convergencia en media r)

Def. Mna sucesión de variables aleatorias es un conjunto infinito y numerable de v.a. {X1, X2, X3, ..., Xk, Xk+1, ... } denotado también $como \left\{ X_{n} \right\}_{n=1}^{\infty} = \left\{ X_{n} \right\}$

· Al tratarse de v.a., podemos calcular estadésticos $T(X) = h(X_1, ..., X_n)$.

Es de especial interés conocer el comportamiento de dichos estadisticos y sus distribuciones de unestreo, las cuales pueden:

(Converger a una distribución límite

n grande { · Ser aproximadas por una distorbiseron asintólica

Caso 1. Convergencia en probabilidad;

Def Una sucesión de v.a. { Xn} converge en probabilidad a la

$$v.a. \times n \quad \forall \varepsilon > 0$$

$$\lim_{n \to \infty} P(1 \times n - \times 1 \ge \varepsilon) = 0$$

$$\lim_{n \to \infty} P(1 \times n - \times 1 \ge \varepsilon) = 1$$

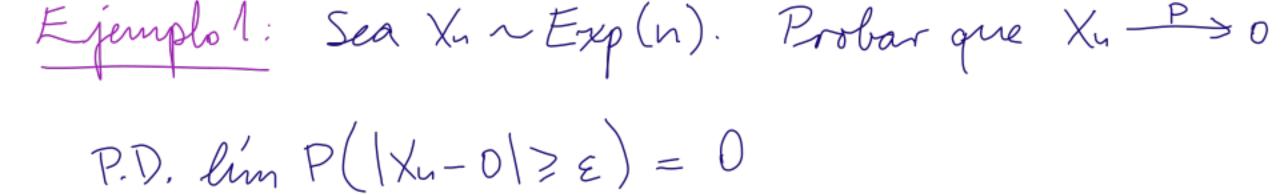
Un ejemplo de sucesson:

$$\{X_{1}, \frac{1}{3} : \{X_{1}, \frac{1}{2}(X_{1} + X_{2}), \frac{1}{3}(X_{1} + X_{2} + X_{3}), \dots, \frac{1}{3} : \sum_{i=1}^{n} X_{i}, \dots \}$$

· La que la convergencia en probabilidad nos dice es que: "la probabilidad de que Xn se acerque cad vez mås a X tiende a 1 cuando n'arece! · X puede ser "constante" o puede ser una variable aleatorsa



variable aleatoria? Def. X es una v.a. degenerada n degenerada $f_{X}(x) = I_{\{c\}}(x) = \begin{cases} 1 & \text{if } x = c \\ 0 & \text{if } x \neq c \end{cases}$



$$P.V. lim P(|Xu-U| = 0) = 0$$

$$h \to \infty$$

$$\lim_{n\to\infty} P(|X_n-0| \ge \varepsilon) = \lim_{n\to\infty} P(|X_n| \ge \varepsilon)$$

$$= \lim_{n\to\infty} P(|X_n-0| \ge \varepsilon) = \lim_{n\to\infty} P(|X_n| \ge \varepsilon)$$

=
$$\lim_{n\to\infty} P(X_n \ge \varepsilon, X_n = -\varepsilon)$$

= $\lim_{n\to\infty} P(X_n \ge \varepsilon) = \lim_{n\to\infty} [1-P(X_n \le \varepsilon)]$

$$=\lim_{h\to\infty}\left[1-F_{Xh}(\varepsilon)\right]=\lim_{h\to\infty}e^{-h\varepsilon}=\lim_{h\to\infty}e^{n\varepsilon}=0 \quad \forall \varepsilon>0$$

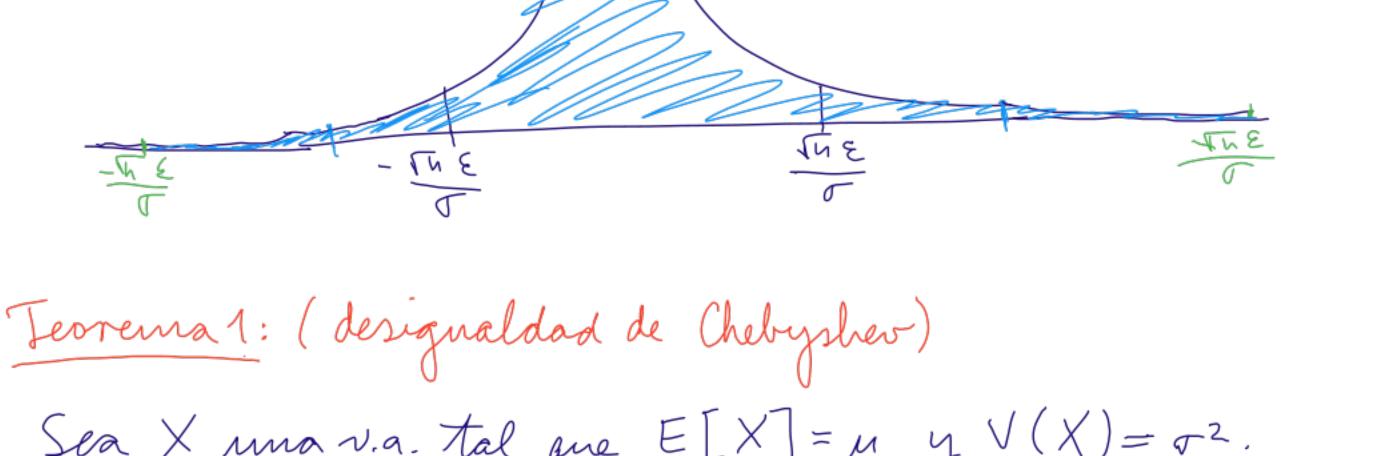
$$\therefore Xh\stackrel{P}{\longrightarrow}0$$

Ejemplo 2.
$$X_n \sim \mathcal{W}(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$
. Prober que $X_n \xrightarrow{P} \mu$

P.D. lim P(1Xn-µ1< E)=1 $P(|X_n - \mu| < \varepsilon) = P(-\varepsilon < X_n - \mu < \varepsilon)$

$$= P\left(-\frac{\ln \varepsilon}{\Gamma} < \frac{\sin(x_{1}-\mu)}{\Gamma} < \frac{\sin \varepsilon}{\Gamma}\right)$$

$$= P\left(-\frac{\sin \varepsilon}{\Gamma} < Z < \frac{\sin \varepsilon}{\Gamma}\right) \xrightarrow{n \to \infty} 1 \quad \forall \varepsilon > 0 \text{ doude } Z \sim \mathcal{N}(0,1)$$



Sea X una v.a. tal que E[X] = µ y V(X) = v². Entonces, para cualquier k>0 se cumple que

· P()X-u/> kr) < 1/2

 $P(|X-\mu| < k\tau) \ge 1-\frac{1}{k^2}$

$$P(X \leq \alpha) \geq \frac{E[X]}{\alpha}$$

$$E[Y_n] = \frac{1}{n} \quad y \quad V(Y_n) = \frac{\sigma^2}{n}.$$

· P(X > a) < ELX]

Probar que Xn = X + Yn P X

$$P(|X_{n}-X|>\varepsilon) = P(|X+Y_{n}-X|>\varepsilon)$$

$$= P(|Y_{n}|>\varepsilon) = P(|Y_{n}-E[Y_{n}]+E[Y_{n}]|>\varepsilon) = P(|Y_{n}-\frac{1}{n}+\frac{1}{n}|>\varepsilon)$$

P.D. $P(|X_n - X| > \varepsilon) \longrightarrow 0$

$$\frac{\partial S}{\partial t} = P\left(\left| Y_{h} - \frac{1}{h} \right| + \frac{1}{h} > \varepsilon \right)$$

$$\frac{\partial S}{\partial t} = P\left(\left| Y_{h} - \frac{1}{h} \right| + \frac{1}{h} > \varepsilon \right)$$

$$=P(|Y_{n}-\frac{1}{n}|>\varepsilon-\frac{1}{n})$$

$$= P(|Y_n - \frac{1}{n}| > (\varepsilon - \frac{1}{n}) \cdot \frac{\sqrt{\sqrt{x}}}{\sqrt{\sqrt{x}}})$$

$$\frac{(\sqrt{\epsilon})^{3/2}}{(\epsilon - \frac{1}{4})^{2}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{(\epsilon + \frac{1}{4})^{2}}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{(\epsilon + \frac{1}{4})^{2}}} = 0$$

$$P(|X_{n}-X|>\varepsilon) \leq \frac{\varepsilon^{2}}{n(\varepsilon-\frac{1}{n})^{2}} \xrightarrow{n\to\infty} 0$$

$$P(|X_{n}-X|>\varepsilon) \longrightarrow 0$$

Xu PSX

Ejemplo 4 Sea Xn una v.a. tal que
$$P(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{nz}$$
 $X_n = \begin{cases} 0 & \text{con prob. } 1 - \frac{1}{nz} \\ y & P(X_n = n) = \frac{1}{nz} \end{cases}$ $X_n = \begin{cases} 0 & \text{con prob. } 1 - \frac{1}{nz} \\ n & \text{con prob. } \frac{1}{nz} \end{cases}$

P.D.
$$\lim_{h\to\infty} P(|X_n-o|\geq \varepsilon) = 0$$

 $0 \leq P(|X_n|\geq \varepsilon) \leq \frac{E[X_n]}{\varepsilon} = (*)$

Pero E[Xn] = \(\int x.P(X=x) = 0.(1-\frac{1}{12}) + n.\frac{1}{12} = \frac{1}{12}

$$\frac{1}{s} = \frac{1}{s} = \frac{1}{s} = \frac{1}{s} = \frac{1}{s} = 0$$

$$\lim_{n\to\infty} P(|X_n-0|\geq \varepsilon)=0$$

$$\lim_{n\to\infty} P(|X_n-0|\geq \varepsilon)=0$$

$$\lim_{n\to\infty} X_n \xrightarrow{P} 0$$

lim Fx (x) = Fx (x) y lo denotamos Xn de Xn De X · En este caso, X también puede ser una constante (v.a. degenerada)

o ma N.a. "usual".
$$f_{\chi}(\chi) = I_{\xi \in \mathfrak{F}}(\chi)$$

$$F_{\chi}(\chi) = I_{\xi \in \mathfrak{F}}(\chi)$$

$$F_{\chi}(\chi) = I_{\xi \in \mathfrak{F}}(\chi)$$