

## Dos Teoremas de Convergencia

Sea  $X_1, X_2, \dots$  y  $X$  v.a. en  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$  y supongamos que

$$X_n(w) \rightarrow X(w) \quad \forall w \in \Omega$$

¿En qué condiciones la esperanza del límite es el límite de las esperanzas?. Es decir, ¿cuándo se verifica

$$E(X) = \lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n)?$$

No siempre es cierto. Como ejemplo, consideremos  $X \sim Cauchy$  y sean

$$X_n = \begin{cases} X & \text{si } |X| \leq n \\ 0 & \text{si } |X| > n \end{cases}$$

Se verifica que  $X_n \rightarrow X$  cuando  $n \rightarrow \infty$ . Además  $E(X_n) = 0 \quad \forall n$  pues  $X_n$  es acotada y simétrica. Obviamente,  $E(X_n)$  no converge a  $E(X)$ .

**Teorema de Convergencia Monótona:** Sean  $X_1, X_2, \dots$  y  $X$  v.a. en  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$ . Si  $X_n \geq 0$  y  $X_n \uparrow X$  ( o sea,  $X_n(w) \geq 0$  y  $X_n(w) \uparrow X(w) \quad \forall w \in \Omega$ ), entonces

$$E(X_n) \uparrow E(X).$$

**Teorema de Convergencia Dominada:** Sean  $Y$ ,  $X$  y  $X_1, X_2, \dots$  v.a. en  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$  tales que  $E(Y) < \infty$ ,  $|X_n| \leq Y \quad \forall n$  y  $X_n(w) \rightarrow X(w) \quad \forall w$ , entonces  $E(X) < \infty$ ,  $E(X_n) < \infty$  y

$$E(X_n) \rightarrow E(X).$$

Demostración de ambos teoremas: B. James.

## Leyes de los Grandes Números

**Convergencia en probabilidad:**  $\{X_n\}$  converge en probabilidad a  $X$  ( $X_n \xrightarrow{p} X$ ) sii  $\forall \epsilon > 0$ ,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\{w / |X_n(w) - X(w)| \geq \epsilon\}) = 0$$

**Convergencia en casi todo punto:**  $\{X_n\}$  converge a  $X$  en casi todo punto ( $X_n \xrightarrow{pp} X$  o  $X_n \xrightarrow{ctp} X$ ) sii

$$P(\{w / X_n(w) \rightarrow X(w)\}) = 1$$

**Proposición:**  $X_n \xrightarrow{pp} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{p} X$

**Demostración:** Debemos probar que  $\forall \epsilon > 0$ ,  $P(|X_n - X| \geq \epsilon) \rightarrow 0$ .

Sea  $A_o = \{w/X_n(w) \rightarrow X(w)\}$ . Dado que  $X_n \xrightarrow{pp} X$ ,  $P(A_o) = 1$ . Sean

$$A_n = \cap_{k=n}^{\infty} [|X_k - X| < \epsilon]$$

Si  $w \in A_o$ ,  $w \in A_n$  para algún  $n$ , entonces

$$A_o \subset \cup_{n=1}^{\infty} A_n.$$

Pero  $A_n \subset A_{n+1} \subset \dots$ , entonces

$$P(\cup_{n=1}^{\infty} A_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$

Luego,

$$1 = P(A_o) \leq P(\cup_{n=1}^{\infty} A_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$

entonces,  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = 1$ .

Pero,  $A_n \subset \{|X_n - X| < \epsilon\}$ , entonces

$$P(|X_n - X| < \epsilon) \rightarrow 1 \Rightarrow P(|X_n - X| \geq \epsilon) \rightarrow 0$$

como queríamos demostrar.

**Ejemplo:** Veremos un ejemplo que muestra que no es cierto que  $X_n \xrightarrow{p} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{pp} X$

Sea  $X \sim U(0, 1)$  y definamos los siguientes intervalos:

$$I_1 = [0, 1]$$

$$I_2 = \left[0, \frac{1}{2}\right] \quad I_3 = \left[\frac{1}{2}, 1\right]$$

$$I_4 = \left[0, \frac{1}{4}\right] \quad I_5 = \left[\frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right] \quad I_6 = \left[\frac{1}{2}, \frac{3}{4}\right] \quad I_7 = \left[\frac{3}{4}, 1\right]$$

de manera que, para  $m = 0, 1, 2, \dots$ ,  $i = 0, 1, \dots, 2^m - 1$

$$I_{2^m+i} = \left[\frac{i}{2^m}, \frac{i+1}{2^m}\right]$$

Sea

$$X_n = \begin{cases} 1 & \text{si } X \in I_n \\ 0 & \text{si } X \notin I_n \end{cases}$$

$X_n \xrightarrow{p} 0$ , pues  $\forall \epsilon > 0$ ,

$$P(|X_n - 0| \geq \epsilon) = P(X_n = 1) = P(X \in I_n) \rightarrow_{n \rightarrow \infty} 0.$$

Sin embargo,  $X_n$  no converge en casi todo punto a 0. De hecho, no converge en ningún punto pues  $\forall w \in \Omega$ ,  $X_n(w) = 1$  para infinitos  $n$  y  $X_n(w) = 0$  para infinitos  $n$ .

**Propiedades:** Sean  $\{X_n\}_{n \geq 1}$  e  $\{Y_n\}_{n \geq 1}$  sucesiones de v.a.

**a)** Si  $X_n \xrightarrow{p} X$ ,  $Y_n \xrightarrow{p} Y$ , entonces

$$cX_n \xrightarrow{p} cX$$

$$g(X_n) \xrightarrow{p} g(X) \quad \forall g \quad \text{continua}$$

$$X_n + Y_n \xrightarrow{p} X + Y$$

$$X_n Y_n \xrightarrow{p} XY$$

$$g(X_n, Y_n) \xrightarrow{p} g(X, Y) \quad \forall g \quad \text{unif. continua}$$

Si  $(X, Y) = (a, b)$  basta con que  $g$  sea continua.

**b)** Si  $X_n \xrightarrow{pp} X$ ,  $Y_n \xrightarrow{pp} Y$ , entonces

$$g(X_n, Y_n) \xrightarrow{pp} g(X, Y) \quad \forall g \quad \text{continua}$$

**d)** Si  $|X_n| \leq c \quad \forall n$  ( $c$  constante), entonces

$$X_n \xrightarrow{p} 0 \quad \Leftrightarrow \quad \lim_{n \rightarrow \infty} E(|X_n|) = 0$$

**e)** Si  $X_n \xrightarrow{p} c$  ( $c$  constante) y  $f$  es acotada y continua en  $c$ , entonces

$$E(f(X_n)) \rightarrow_{n \rightarrow \infty} f(c)$$

**Desigualdad de Markov:** Sea  $h : R \rightarrow R^+$  tal que  $h$  es par y  $h$  restringida a  $R^+$  es creciente, y sea  $X$  una v.a. tal que  $E(h(X)) < \infty$ , entonces  $\forall t \in R$ ,

$$P(|X| \geq t) \leq \frac{E(h(X))}{h(t)}$$

**Caso particular:** Sea  $X$  una v.a. no negativa, entonces  $\forall a > 0$ ,

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$$

**Desigualdad de Chebyshev:** Sea  $X$  una v.a. con varianza finita. Para todo  $k > 0$ ,

$$P(|X - E(X)| \geq k) \leq \frac{V(X)}{k^2}$$

## Ley débil de los Grandes Números

**Ley débil de Chebyshev:** Sean  $X_1, X_2, \dots$  v.a. independientes con varianzas finitas y uniformemente acotadas (o sea, existe  $c$  finito, tal que  $V(X_i) \leq c \quad \forall i$ ),

entonces

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i - \sum_{i=1}^n E(X_i)}{n} \xrightarrow{p} 0$$

**Nota:** La hipótesis de varianzas finitas fue eliminada por Khintchin.

**Ley débil de Khintchin:** Sean  $X_1, X_2, \dots$  v.a. independientes e idénticamente distribuídas con esperanza finita  $\mu$ , entonces

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \xrightarrow{p} \mu$$

o sea,

$$P\left(\left|\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} - \mu\right| \geq \epsilon\right) \rightarrow 0 \quad \forall \epsilon > 0$$

**Ley débil de Bernoulli:** Consideremos una serie de ensayos Bernoulli independientes, con probabilidad  $p$  de éxito en cada ensayo y sea  $S_n$  el número de éxitos en los primeros  $n$  ensayos. Entonces

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{p} p$$

## Ley fuerte de los Grandes Números

**Primera Ley fuerte de Kolmogorov:** Sean  $X_1, X_2, \dots$  v.a. independientes tales que

$$E(X_i) = \mu_i < \infty \quad \sum_{i=1}^{\infty} \frac{V(X_i)}{i^2} < \infty$$

Entonces,

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - E(X_i))}{n} \xrightarrow{pp} 0$$

**Nota:** En particular, si las  $X_i$  son v.a. i.i.d. con  $E(X_i) = \mu < \infty$ ,  $V(X_i) = \sigma^2 < \infty$ , entonces

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \xrightarrow{pp} \mu$$

**Ley fuerte de Kolmogorov:** Sean  $X_1, X_2, \dots$  v.a. i.i.d. tales que  $E(X_i) = \mu$ , entonces,

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \xrightarrow{pp} \mu$$

**Corolario (Ley fuerte de Borel):** Sean  $X_1, X_2, \dots$  v.a. i.i.d. tales que  $P(X_n = 1) = p$ ,  $P(X_n = 0) = 1 - p$ , entonces,

$$\frac{S_n}{n} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{pp} p.$$