

# Probabilidad

## Parcial I

Rubén Pérez Palacios Lic. Computación Matemática  
Profesor: Dr. Ehyter Matías Martín González

8 de octubre de 2020

### Problemas

#### 1. Definiciones

- a) Explique clara y concisamente los conceptos de convergencia casi segura, en probabilidad y en  $L_p$ , resaltando las relaciones entre ellos y qué tan restrictivo es cada tipo de convergencia.

Sea  $\{X_n\}$  y  $X$  definidas sobre  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . Ahora veamos las definiciones de los siguientes tipos de convergencia

- 1) **Convergencia casi segura:**  $X_n$  converge  $\mathbb{P}$ -casi seguramente a  $X$  si y sólo si existe un conjunto nulo medible  $N$ , tal que  $X_n$  converge sobre  $N^c$  de manera puntual a  $X$ , es decir para todo  $\omega \in N^c$  se tiene que  $X_n(\omega) \rightarrow X(\omega)$ . Esto es denotado por

$$X_n \xrightarrow{c.s.} X.$$

Esto lo que quiere decir es que en todo los eventos que son importantes es decir que su probabilidad no es 0 entonces el valor de las variables aleatorias de la sucesión  $X_n$  si convergen a  $X$  en estos eventos.

- 2) **Convergencia en probabilidad:**  $X_n$  converge en probabilidad a  $X$  si y sólo si para todo  $\epsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}[|X_n - X| > \epsilon] = 0.$$

Esto es denotado por

$$X_n \xrightarrow{P} X.$$

Esto lo que quiere decir es que los eventos  $w$  tales que la diferencia del valor de la variable aleatoria  $X_n$  en ese evento  $X_n(w)$  es muy cercana (a distancia menor a  $\epsilon$ ) al valor de la variable aleatoria  $X$  en ese evento  $X(w)$ , cada vez son mas eventos mientras  $n$  crece hasta que son todos los eventos con medida distinta de 0. Esto no es tan fuerte como c.s. puesto que no solo te asegura que estan muy cerca estos valores pero no son realmente esos valores.

- 3) **Convergencia en  $L_p$ :**  $X_n$  para  $p \geq 1$  converge en  $L_p$  a  $X$  si y sólo si

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|X_n - X|^p] = 0.$$

Esto es denotado por

$$X_n \xrightarrow{L_p} X.$$

Luego tenemos que

$$X_n \xrightarrow{c.s} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X.$$

$$X_n \xrightarrow{L_p} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X.$$

por lo que convergencia c.s y en  $L_p$  son mas restrictivos que convergencia en probabilidad.

- b) Demuestre que existe una sucesión  $\{X_n\}$  tal que ella converge casi seguramente, en probabilidad y en  $L_p$  al mismo límite, donde  $\{X_n\}$  es tal que para toda  $n$ ,  $X_n$  **no** es degenerada.

*Demostración.* Sea  $\{X_n\}$  y  $X$  definidas sobre  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ , tales que  $X_n$  converge puntualmente a  $X$ , y  $g \in L_p$  para algún  $p \geq 1$  tal que  $|X_i(\omega)| \leq g(\omega)$ .

Como  $X_n$  converge puntualmente a  $X$  entonces converge casi seguramente a  $X$  y por lo tanto converge en probabilidad a  $X$ . Ahora por el Teorema de convergencia dominada tenemos que  $X_n$  converge en  $L_p$  a  $X$ .

Tomemos  $X_n$  tal que  $X_N$  converge c.s, luego la sucesión

$$\{-\sup_{k \geq n} \{X_k - X\}\}_{n \in \mathbb{N}}$$

es monótona y acotada por lo que esta sucesión de variables aleatorias es un ejemplo tal que converge c.s, en probabilidad y en  $L_p$ .

Sea  $\{X_n\}$  tal que  $X_i = Y$  para todo  $i \in \mathbb{N}$ , donde  $Y \in L_1$ , entonces podemos ver  $X_n \rightarrow Y$  puntualmente por lo que converge c.s y por lo tanto en probabilidad, puesto que  $X_n \leq Y$  entonces por convergencia dominada se tiene

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - Y|^p] = E[\lim_{n \rightarrow \infty} |X_n - Y|^p],$$

por continuidad del valor absoluto y de  $x^p$  tenemos que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - Y|^p] = E[|Y - Y|^p] = 0,$$

por lo tanto converge también en  $L_p$ . □

c) Escriba la definición de  $X_n \rightarrow \infty$  en probabilidad.

Sea  $\{X_n\}$  y  $X$  definidas sobre  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ .  $X_n$  diverge en probabilidad si y sólo si para todo  $\epsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}[X_n > \epsilon] = 1.$$

Esto es denotado por

$$X_n \xrightarrow{P} \infty.$$

2. Sea  $\{X_n\}$  una sucesión de variables aleatorias tales que  $X_n \xrightarrow{L_p} X$  para algún  $p \geq 1$  y sea  $g : A \rightarrow B$  medible y **no constante**, donde  $A, B \subseteq \mathbb{R}$ . Mencione al menos dos casos en los cuales la convergencia en  $L_p$  de la sucesión  $\{X_n\}$ , implique  $g(X_n) \xrightarrow{L_p} g(X)$ .

**Lema 1** – Si  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  es una función acotada y  $Y \in L_p$  entonces

$$g(Y) \in L_p.$$

*Demostración.* Sea  $Y \in L_p$  entonces  $g(Y) \in L_p$  si y sólo si

$$E[|g(Y)|^p] < \infty.$$

Tenemos que por ser  $g$  acotada digamos por  $M$  entonces

$$E[|g|^p] \leq E[M^p] = M^p,$$

por lo tanto

$$g(Y) \in L_p.$$

□

- **Continua y acotada:** Si  $g$  es continua y acotada por algún  $h \in L_p$ , es decir  $|g(x)| \leq h(x)$  entonces se cumple que

$$g(X_n) \xrightarrow{L_p} g(X).$$

*Demostración.* Al ser  $g$  acotada entonces por el Lema 1 tenemos que para todo  $X \in L_p$  se cumple

$$g(X) \in L_p,$$

por convergencia dominada se cumple

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|g(X_n) - g(X)|^p] = \mathbb{E}\left[\lim_{n \rightarrow \infty} |g(X_n) - g(X)|^p\right],$$

por continuidad del valor absoluto y de  $x^p$  tenemos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|g(X_n) - g(X)|^p] = \mathbb{E}\left[\left|\lim_{n \rightarrow \infty} g(X_n) - g(X)\right|^p\right]$$

como  $g(X_n) \in L_p$  y  $X_n \xrightarrow{L_p} X$  concluimos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|g(X_n) - g(X)|^p] = \mathbb{E}[|g(X) - g(X)|^p] = 0,$$

es decir

$$g(X_n) \xrightarrow{L_p} g(X)$$

□

- **Lipchitz:** Si  $g$  es Lipschitz y acotada entonces se cumple que

$$g(X_n) \xrightarrow{L_p} g(X).$$

*Demostración.* Al ser  $g$  acotada entonces por el Lema 1 tenemos que para todo  $X \in L_P$  se cumple que

$$g(X) \in L_P.$$

Por ser  $g$  Lipchitz tenemos que existe  $K \geq 0$  tal que

$$|g(X_n) - g(X)| \leq K|X_n - X|,$$

por monotonía de  $x_p$  se cumple que

$$|g(X_n) - g(X)|^p \leq K^p |X_n - X|^p.$$

Por ser la esperanza monótona se tiene

$$\mathbb{E}[|g(X_n) - g(X)|^p] \leq \mathbb{E}[K^p |X_n - X|^p],$$

luego por linealidad de la esperanza se cumple

$$\mathbb{E}[|g(X_n) - g(X)|^p] \leq K^p \mathbb{E}[|X_n - X|^p].$$

Ahora por linealidad del operador límite tenemos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} K^p \mathbb{E}[|X_n - X|^p] = K^p \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|X_n - X|^p],$$

por hipótesis sabemos que  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|X_n - X|^p] = 0$  por Teorema del emparejado concluimos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|g(X_n) - g(X)|^p] = 0,$$

es decir

$$g(X_n) \xrightarrow{L_p} g(X)$$

□

Puesto que toda función es Lipschitz y derivable si y sólo si es derivable y cuya derivada es acotada, entonces si  $g$  es derivable y cuya derivada es acotada entonces se cumple que

$$g(X_n) \xrightarrow{L_p} g(X).$$

3. Sean  $\{X_n\}, \{Y_n\}$  sucesiones de variables aleatorias tales que  $X_n \xrightarrow{P} X$ ,  $Y_n \xrightarrow{L^q} Y$  y  $|X_n| \leq |Y_n|$  casi seguramente.

a) Utilice el Teorema 7.3 de las notas para probar que  $\left\{\frac{|X_n|}{1+|Y_n|}\right\}$  converge en probabilidad y determine la variable límite. **Nota:** cualquier solución que no use dicho Teorema, será calificada automáticamente con cero puntos, independientemente de si es correcta o no.

*Demostración.* Sea  $W_N, V_n$  sucesiones de variables aleatorias tales que  $W_n \xrightarrow{P} X$ ,  $V_n \xrightarrow{P} Y$ . Tomemos un subsucesión arbitrario de  $X_n Y_n$  digamos  $X_{n_k} Y_{n_k}$ .

Ahora como  $X_n \xrightarrow{P} X$  entonces  $X_{n_k} \xrightarrow{P} X$ , por el Teorema 7.3 existe una subsucesión digamos  $X_{n_{k_m}}$  tal que  $X_{n_{k_m}} \xrightarrow{c.s.} X$ .

Análogamente como  $Y_n \xrightarrow{P} Y$  entonces  $Y_{n_{k_m}} \xrightarrow{P} Y$ , por el Teorema 7.3 existe una subsucesión digamos  $Y_{n_{k_{m_l}}}$  tal que  $Y_{n_{k_{m_l}}} \xrightarrow{c.s.} Y$ .

Ahora tenemos

$$X_{n_{k_{m_l}}} \xrightarrow{c.s.} X \text{ y } Y_{n_{k_{m_l}}} \xrightarrow{c.s.} Y,$$

luego puesto que

$$||a| - |b|| \leq |a - b|,$$

también sus valores absolutos cumplen

$$|X_{n_{k_{m_l}}}| \xrightarrow{c.s.} |X| \text{ y } |Y_{n_{k_{m_l}}}| \xrightarrow{c.s.} |Y|,$$

Las siguientes operaciones se siguen de las propiedades del límite en los números reales. Por linealidad del operador límite tenemos

$$1 + |Y_{n_{k_{m_l}}}| \xrightarrow{c.s.} 1 + |Y|,$$

además al ser  $0 < 1 + |Y_{n_{k_{m_l}}}|$  entonces su inverso cumple que

$$\frac{1}{1 + |Y_{n_{k_{m_l}}}|} \xrightarrow{c.s.} \frac{1}{1 + |Y|},$$

por último el el producto de ellos también converge c.s. es decir

$$\frac{|X_{n_{k_{m_l}}}|}{1 + |Y_{n_{k_{m_l}}}|} \xrightarrow{c.s.} \frac{|X|}{1 + |Y|},$$

por el Teorema 7.3 concluimos que

$$\frac{|X_n|}{1 + |Y_n|} \xrightarrow{P} \frac{|X|}{1 + |Y|}$$

□

b) Determine si  $\left\{ \frac{|X_n|}{1+|Y_n|} \right\}$  converge en  $L_p$  para algún  $p \geq 1$ . Justifique formalmente su respuesta.

*Demostración.* Primero al ser  $|X_n| \leq |Y_n|$  c.s. entonces

$$\frac{|X_n|}{1+|Y_n|} \leq \frac{|Y_n|}{1+|Y_n|} \leq 1,$$

Ahora recordemos que el límite de sucesiones en  $\mathbb{R}$  conservan el orden, por lo que

$$|X| \leq |Y| \text{ c.s.},$$

por lo tanto

$$\frac{|X|}{1+|Y|} \leq \frac{|Y|}{1+|Y|} \leq 1.$$

De las dos desigualdades anteriores obtenemos

$$\left| \frac{|X_n|}{1+|Y_n|} - \frac{|Y|}{1+|Y|} \right| \leq 2,$$

por convergencia dominada tenemos que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left[ \left| \frac{|X_n|}{1+|Y_n|} - \frac{|X|}{1+|Y|} \right|^p \right] = \mathbb{E} \left[ \lim_{n \rightarrow \infty} \left| \frac{|X_n|}{1+|Y_n|} - \frac{|X|}{1+|Y|} \right|^p \right]$$

por continuidad de valor absoluto y  $x^p$  tenemos que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left[ \left| \frac{|X_n|}{1+|Y_n|} - \frac{|X|}{1+|Y|} \right|^p \right] = \mathbb{E} \left[ \left| \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{|X_n|}{1+|Y_n|} - \frac{|X|}{1+|Y|} \right|^p \right]$$

luego por el inciso anterior concluimos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left[ \left| \frac{|X_n|}{1+|Y_n|} - \frac{|X|}{1+|Y|} \right|^p \right] = \mathbb{E} \left[ \left| \frac{|X|}{1+|Y|} - \frac{|X|}{1+|Y|} \right|^p \right] = 0,$$

por lo tanto concluimos quiere

$$\frac{|X_n|}{1+|Y_n|} \xrightarrow{L_p} \frac{|X|}{1+|Y|}$$

□



4. Sea  $\{\vec{X}_n\}$  una sucesión de vectores aleatorios  $d$ -dimensionales, tales que  $\vec{X}_n = (X_{n,1}, \dots, X_{n,d})$  y  $X_{n,j} \xrightarrow{L_p} X_j$  para algún  $p \geq 1$  ( $p$  **no necesariamente es el mismo** para todos los vectores y tampoco para todas las entradas de cada vector). Demuestre que  $\vec{X}_n \xrightarrow{P} \vec{X}$ , donde  $\vec{X} = (X_1, \dots, X_d)$ .

**Lema 2** – La suma de  $d$  sucesiones convergentes en probabilidad convergen a la suma de sus límites

*Demostración.* Demostraremos por Inducción Matemática.

Para el caso base  $d = 2$  sabemos que si dos sucesiones de variables aleatorias convergen en probabilidad entonces la suma de estas sucesiones converge a la suma de sus límites. Para el paso inductivo tomemos  $d + 1$  sucesiones de variables aleatorias convergentes en probabilidad, es decir sean  $\{X_{i_n}\}, i \in \{1, \dots, d + 1\}$  sucesiones de variables aleatorias tales que

$$X_{i_n} \xrightarrow{P} X_i,$$

ahora sabemos que por hipótesis de inducción

$$\sum_{i=1}^d X_{i_n} \xrightarrow{P} \sum_{i=1}^d X_i,$$

luego como la suma de dos sucesiones de variables aleatorias convergen en probabilidad entonces la suma de estas sucesiones converge a la suma de sus límites, tenemos

$$\sum_{i=1}^d X_{i_n} + X_{d+1_n} \xrightarrow{P} \sum_{i=1}^d X_i + X_{d+1},$$

es decir

$$\sum_{i=1}^{d+1} X_{i_n} \xrightarrow{P} \sum_{i=1}^{d+1} X_i.$$

Por Inducción Matemática concluimos que la suma de  $d$  sucesiones convergentes en probabilidad convergen a la suma de sus límites.  $\square$

Recordemos que si  $W_n \xrightarrow{L_p} W$  para algún  $p \geq 1$ , entonces para todo  $q < p$  se cumple que

$$W_n \xrightarrow{L_q} W.$$

Ahora entonces que

$$X_{n,j} \xrightarrow{L_{p_{n,j}}} X_j, p_{n,j} \geq 1,$$

luego entonces

$$X_{n,j} \xrightarrow{P} X_j.$$

Ahora sean las proyecciones de cada componente  $g_i(Y) = (0, \dots, X_i, 0, \dots, 0)$ . Al ser  $g_i$  continua por el Teorema del mapeo continuo tenemos que

$$g_i(X_{n,i}) \xrightarrow{P} g_i(X_i).$$

Por el Lema 2 tenemos

$$\sum_{i=1}^d g_i(X_{n,i}) \xrightarrow{P} \sum_{i=1}^d g_i(X_i),$$

por definición concluimos que

$$\vec{X}_n \xrightarrow{P} \vec{X}$$

5. Sea  $m_n$  el mínimo de  $n$  variables aleatorias iid con distribución común  $\exp(\theta)$ , todas sobre el mismo espacio de probabilidad. Demuestre que  $m_n \xrightarrow{L_R} 0$  para todo  $p > 0$ .

*Demostración.* Empecemos por ver cual es la función de distribución de  $m_n$ , para ello digamos que nuestras  $n$  variables aleatorias son  $X_1, \dots, X_n$ , ahora

$$\begin{aligned}
 F_{m_n}(x) &= \mathbb{P}[m_n \leq x] && \text{por definición de fda} \\
 &= 1 - \mathbb{P}[m_n > x] && \text{por definición de P} \\
 &= 1 - \mathbb{P}[X_1 > x, \dots, X_n > x] && \text{por definición de mínimo} \\
 &= 1 - \prod_{i=1}^n \mathbb{P}[X_i > x] && \text{por independencia} \\
 &= 1 - \prod_{i=1}^n \mathbb{P}[X_1 > x] && \text{por ser iid} \\
 &= 1 - \mathbb{P}[X_1 > x]^n \\
 &= 1 - (e^{-\theta x})^n && \text{por tener distribución exp}(\theta) \\
 &= 1 - e^{-\theta n x}
 \end{aligned}$$

por lo que

$$f_{m_n}(x) = \theta n e^{-\theta n x},$$

Ahora veamos que

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[|m_n|^p] &= \mathbb{E}[m_n^p] && \text{ya que minimo es no negativo} \\
 &= \int_0^\infty x^p f_{m_n}(x) dx && \text{por definición de esperanza} \\
 &= \int_0^\infty x^p \theta n e^{-\theta n x} dx && \text{sutituyendo la funsión de densidad} \\
 &= \theta n \int_0^\infty x^p e^{-\theta n x} dx \\
 &= \frac{\Gamma(p+1)}{(\theta n)^p} \int_0^\infty \frac{(\theta n)^{p+1}}{\Gamma(p+1)} x^p e^{-\theta n x} dx
 \end{aligned}$$

Sabemos que  $\frac{(\theta n)^{p+1}}{\Gamma(p+1)} x^p e^{-\theta n x}$  es la función de distribución de una variable aleatoria con distribución Gamma con para metros  $\alpha = p+1, \beta = \theta n$ , por lo que

$$\mathbb{E}[|m_n|^p] = \frac{\Gamma(p+1)}{(\theta n)^p}.$$

Como  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\Gamma(p+1)}{(\theta n)^p} = 0$  concluimos que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|m_n|^p] = 0$$

□