# Atividade 4

### Convergência estocástica

## Paulo Ricardo Seganfredo Campana

3 de maio de 2023

## 1.

Seja  $(A_n)$  sequência de eventos em  $(\Omega,\mathcal{F},\mathbf{P})$ .  $\forall n$ , defina  $X_n=\mathbbm{1}_{A_n}$  (indicadora de  $A_n$ ). Mostre que  $\mathbf{P}(A_n)\longrightarrow 0 \Longleftrightarrow X_n\stackrel{\mathbf{P}}{\longrightarrow} 0$ .

$$\begin{split} X_n & \xrightarrow{\mathbf{P}} \mathbf{0} \Longleftrightarrow \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}(|X_n - \mathbf{0}| > \varepsilon) = \mathbf{0} \\ & \Longleftrightarrow \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}\left(|\mathbbm{1}_{A_n}| > \varepsilon\right) = \mathbf{0} \\ & \Longleftrightarrow \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}\left(\mathbbm{1}_{A_n} = \mathbf{1}\right) = \mathbf{0} \\ & \Longleftrightarrow \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}(A_n) = \mathbf{0} \\ & \Longleftrightarrow \mathbf{P}(A_n) \longrightarrow \mathbf{0} \end{split}$$

Seja  $(X_n)$  sequência de variáveis aleatórias tal que  $\mathrm{E}(X_n)=\alpha$  para todo n e  $\mathrm{Var}(X_n)\longrightarrow 0$  quando  $n\to\infty$ . Mostre que  $X_n\stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow}\alpha$  (Dica: use a desigualdade clássica de Chebyshev). Seja  $\varepsilon>0$  qualquer:

$$\begin{split} \mathbf{P}(|X_n - \mathbf{E}(X_n)| \geq \varepsilon) & \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \mathrm{Var}(X_n) \\ \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}(|X_n - \alpha| \geq \varepsilon) & \leq \lim_{n \to \infty} \frac{1}{\varepsilon^2} \mathrm{Var}(X_n) \\ \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}(|X_n - \alpha| \geq \varepsilon) & \leq 0 \\ \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}(|X_n - \alpha| \geq \varepsilon) & = 0 \\ X_n \overset{\mathbf{P}}{\longrightarrow} \alpha \end{split}$$

## 3.

Seja  $X, X_1, X_2, X_3, \dots$  sequência de variáveis aleatórias tal que  $X_n = \frac{n}{n+1}X$ , para todo n.

Mostre que a sequência converge em média quadrática para zero se  $\mathrm{E}(X^2)<\infty,$  mas não em caso contrário.

$$\begin{split} X_n & \stackrel{r=2}{\longrightarrow} 0 \implies \lim_{n \to \infty} \mathrm{E}(|X_n - 0|^2) = 0 \\ & \implies \lim_{n \to \infty} \mathrm{E}(X_n^2) = 0 \\ & \implies \lim_{n \to \infty} \frac{n^2}{(n+1)^2} \mathrm{E}(X^2) = 0 \\ & \implies \mathrm{E}(X^2) = 0 \end{split}$$

 $X_n \xrightarrow{r=2} 0$  apenas quando  $E(X^2) = 0$ .

Seja  $(X_n)$  sequência de variáveis aleatórias discretas tal que

$${\rm P}(X_n=0)=1-\frac{1}{n^2},\; {\rm P}(X_n=n)=\frac{1}{n^2},\; \forall n$$

Prove que  $X_n \stackrel{\text{q.c.}}{\longrightarrow} 0$ .

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(X_n = n) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^2} = \frac{\pi^2}{6} < \infty$$

Pelo lema de Borel-Cantelli,  $\mathrm{P}(\limsup[X_n=n])=0$ 

$$\begin{split} \mathbf{P}(\limsup[X_n = n]) &= 0 \implies \mathbf{P}(\limsup[X_n > \varepsilon]) = 0 \\ &\implies \mathbf{P}(\limsup[|X_n - 0| > \varepsilon]) = 0 \\ &\implies X_n \stackrel{\text{q.c.}}{\longrightarrow} 0 \end{split}$$

Para  $n\geq 1$ , sejam  $X_n\sim \mathrm{Unif}(0,1)$  variáveis aleatórias i.i.d. Defina  $Y_n=X_{(1)}=\min\{X_1,X_2,\dots,X_n\}$  e  $U_n=nY_n.$  Mostre que

#### a)

$$Y_n \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} 0.$$

$$\begin{array}{ll} F_{Y_n}(y) & P(Y_n > \varepsilon) & \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = 1 - (1 - F_{X_n}(y))^n & = 1 - P(Y_n < \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = 1 - F_{Y_n}(\varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = 1 - F_{Y_n}(\varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) & = \lim_{n \to \infty} P(|Y_n - 0| > \varepsilon) \\ = \lim_{n \to$$

 $\lim_{n\to\infty} \mathrm{P}(|Y_n-0|>\varepsilon)=0,\, \text{portanto}\,\, Y_n \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} 0.$ 

#### b)

 $U_n \xrightarrow{\mathcal{D}} U$ , sendo  $U \sim \text{Exp}(1)$ .

$$\begin{split} F_{U_n}(u) &= \mathrm{P}(U_n \leq u) \\ &= \mathrm{P}(nY_n \leq u) \\ &= \mathrm{P}\Big(Y_n \leq \frac{u}{n}\Big) \\ &= F_{Y_n}\left(\frac{u}{n}\right) \\ &= 1 - \left(1 - \frac{u}{n}\right)^n \end{split}$$

 $\lim_{n\to\infty}F_{U_n}(u)=F_U(u), \text{ portanto } U_n\stackrel{\mathrm{D}}{\longrightarrow} U.$ 

Seja  $(X_n)$  sequência de variáveis aleatórias. Mostre que

a)

Se  $X_n$ não converge em probabilidade para 0, então  $\sum_{n=1}^{\infty} \mathrm{P}(|X_n|>\varepsilon)=\infty$ 

$$\begin{split} X_n & \xrightarrow{\mathbf{P}} \mathbf{0} \implies \lim_{n \to \infty} \mathbf{P}(|X_n| > \varepsilon) \neq \mathbf{0} \\ & \implies \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{P}(|X_n| > \varepsilon) \longrightarrow \infty \end{split}$$

Pois séries de sequências que não convergem para 0 divergem.

b)

Se as variáveis aleatórias são independentes e  $X_n \stackrel{\text{q.c.}}{\longrightarrow} 0$ , então, para todo  $\varepsilon>0$ , temos que  $\sum_{n=1}^\infty \mathrm{P}(|X_n|>\varepsilon)<\infty$ 

$$\begin{split} X_n & \xrightarrow{\text{q.c.}} 0 \implies \mathrm{P}(\limsup[|X_n| > \varepsilon]) = 0 \\ & \implies \sum_{n=1}^\infty \mathrm{P}(|X_n| > \varepsilon) < \infty \end{split}$$

Pois são independentes e pelo lema de Borel-Cantelli.

Seja  $(X_n)$  sequência de variáveis aleatórias independentes tal que  $X_n \sim \text{Bernoulli}(1/n), \ \forall n.$  Mostre que  $X_n \stackrel{\text{P}}{\longrightarrow} 0$  porém  $X_n$  não converge para zero q.c.

$$\begin{split} \sum_{n=1}^{\infty} \mathrm{P}(|X_n| > \varepsilon) &= \sum_{n=1}^{\infty} 1 - \mathrm{P}(X_n \leq \varepsilon) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} 1 - F(\varepsilon) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} 1 - (1 - 1/n) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} 1/n \longrightarrow \infty \\ &\implies \mathrm{P}(\limsup[|X_n| > \varepsilon]) = 1 \neq 0 \\ &\implies X_n \overset{\mathrm{q.c.}}{\nrightarrow} 0 \end{split}$$

Pois são independentes e pelo lema de Borel-Cantelli.

#### 9.

Seja  $(X_n)$  sequência de variáveis aleatórias, sendo  $X_n \sim \mathrm{Unif}(a,b_n), \forall n.$  Se  $b_n \longrightarrow a$  quando  $n \to \infty,$  mostre que  $X_n \stackrel{\mathrm{D}}{\longrightarrow} a.$ 

$$\begin{split} \lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) &= \lim_{n \to \infty} \begin{cases} 0, & \text{se } x < a \\ \frac{x-a}{b_n-a}, & \text{se } a \leq x < b_n \\ 1, & \text{se } x \geq b_n \end{cases} \\ &= \begin{cases} 0, & \text{se } x < a \\ 1, & \text{se } x \geq a \end{cases} \\ &= F_a(x) \\ &\Longrightarrow X_n \overset{\mathrm{D}}{\longrightarrow} a \end{split}$$

Seja  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , em que  $\Omega = (0,1]$ ,  $\mathcal{F} = (0,1]$  (borelianos no intervalo (0,1]) e P é a medida de Lebesgue em (0,1], ou seja, para todo  $0 < a < b \le 1$ , temos que P((a,b]) = b-a. Para cada n, seja  $X_n = n\mathbb{1}_{(0,1/n^2]}$ .

a)

Mostre que  $X_n \xrightarrow{\text{q.c.}} 0$ .

$$\begin{split} \mathbf{P}(\limsup[|Xn|>\varepsilon]) &= \mathbf{P}\left(\limsup[n\mathbbm{1}_{(0,1/n^2]}>\varepsilon]\right) \\ &= \mathbf{P}\left(\limsup[\mathbbm{1}_{(0,1/n^2]}>\varepsilon/n]\right) \\ &= \mathbf{P}\left(\limsup[\mathbbm{1}_{(0,1/n^2]}=1]\right) \\ &= \mathbf{P}(\limsup[0,1/n^2]) \\ &= \mathbf{P}([0,0]) \\ \mathbf{P}(\limsup[|Xn|>\varepsilon]) &= 0 \\ &\Longrightarrow X_n \overset{\mathrm{q.c.}}{\longrightarrow} 0 \end{split}$$

b)

Para que valores de r temos que  $X_n \stackrel{\mathbf{r}}{\longrightarrow} 0$ ?

$$\begin{split} \lim_{n \to \infty} \mathbf{E}(|X_n|^r) &= \lim_{n \to \infty} \mathbf{E}\left((n\mathbbm{1}_{(0,1/n^2]})^r\right) & X_n \overset{\mathbf{r}}{\longrightarrow} 0 \Longleftrightarrow \lim_{n \to \infty} \mathbf{E}(|X_n|^r) = 0 \\ &= \lim_{n \to \infty} n^r \mathbf{E}\left((\mathbbm{1}_{(0,1/n^2]})\right) & \Leftrightarrow \lim_{n \to \infty} n^{r-2} = 0 \\ &= \lim_{n \to \infty} n^r \mathbf{P}((0,1/n^2]) & \Leftrightarrow r - 2 < 0 \\ &= \lim_{n \to \infty} n^r/n^2 & \Leftrightarrow r = 1, \text{ pois } r \in \mathbb{N}^* \end{split}$$

 $X_n \stackrel{\mathbf{r}}{\longrightarrow} 0$  apenas para r > -2.

Seja  $(X_n)$  sequência de variáveis aleatórias, em que para cada  $n,\ X_n$  tem função de distribuição acumulada dada por

$$F_{X_n}(x) = \left\{ \begin{array}{ll} 0, & \text{se } x < 0 \\ 1 - \left(1 - \frac{\lambda x}{n}\right)^n, & \text{se } 0 \leq x < n/\lambda \\ 1, & \text{se } x \geq n/\lambda \end{array} \right.$$

em que  $\lambda>0.$  Mostre que  $X_n \stackrel{\mathrm{D}}{\longrightarrow} X,$  sendo  $X \sim \mathrm{Exp}(\lambda).$ 

$$\begin{split} \lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) &= \lim_{n \to \infty} \left\{ \begin{array}{l} 0, & \text{se } x < 0 \\ 1 - \left(1 - \frac{\lambda x}{n}\right)^n, & \text{se } 0 \leq x < n/\lambda \\ 1, & \text{se } x \geq n/\lambda \end{array} \right. \\ &= \left\{ \begin{array}{l} 0, & \text{se } x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x}, & \text{se } x \geq 0 \end{array} \right. \\ &= F_X(x) \\ &\Longrightarrow X_n \stackrel{\mathcal{D}}{\longrightarrow} X \end{split}$$

Pois  $\lim_{n \to \infty} \left( 1 + \frac{a}{n} \right)^{bn} = e^{ab}$ .