

Aula 22: Teoremas limite

Disciplina: PGE950 - Probabilidade
Programa de Pós-graduação em Estatística da UFPE

Prof. Pablo M. Rodriguez
<http://www.pablo-rodriguez.org>



UNIVERSIDADE
FEDERAL
DE PERNAMBUCO

CCEN

CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS
E DA NATUREZA

Conteúdo desta aula

- ▶ Convergência em Probabilidade e quase-certa.
- ▶ Lei dos Grandes Números.
- ▶ Sequências de eventos.
- ▶ Lema de Borel-Cantelli.



Convergência em probabilidade: $X_n \xrightarrow{P} X$

Considere uma sequência de variáveis aleatórias X, X_1, X_2, \dots

Dizemos que X_n converge para X em probabilidade se:

Para todo $\epsilon > 0$, vale que $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| \geq \epsilon) = 0$.

Notação: $X_n \xrightarrow{P} X$.

Observação!

$X_n \xrightarrow{P} X$ se $\forall \epsilon > 0$ temos $P(|X_n - X| < \epsilon) \approx 1$ para n suficientemente grande.



Convergência quase certa: $X_n \xrightarrow{q.c.} X$

Considere uma sequência de variáveis aleatórias X, X_1, X_2, \dots

Dizemos que X_n converge para X quase certamente se:

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X\right) = 1.$$

Notação: $X_n \xrightarrow{q.c.} X$.

Observação!

$X_n \xrightarrow{q.c.} X$ se $P(A) = 1$, onde $A := \left\{ \omega \in \Omega : \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega) \right\}$.

Lembrete!

Se X, X_1, X_2, \dots são variáveis aleatórias tais que $X_n \xrightarrow{q.c.} X$ então $X_n \xrightarrow{P} X$.



$$X_n \xrightarrow{P} X \not\Rightarrow X_n \xrightarrow{q.c.} X$$

Exemplo 22.1

Seja $U \sim U(0, 1)$, defina os intervalos

$$I_1 = (0, 1), I_2 = (0, 1/2], I_3 = (1/2, 1), I_4 = (0, 1/4], I_5 = (1/4, 1/2],$$

$$I_6 = (1/2, 3/4], I_7 = (3/4, 1), I_8 = (0, 1/8], I_9 = (1/8, 1/4], \dots$$

e as variáveis aleatórias

$$X_n = \begin{cases} 1, & \text{se } U \in I_n, \\ 0, & \text{se } U \notin I_n. \end{cases}$$

Então, $X_n \xrightarrow{P} 0$ mas $X_n \not\xrightarrow{q.c.} 0$.



... continuação do Exemplo 22.1. Para mostrar que

$$X_n \xrightarrow{P} 0$$

note que, dado $\epsilon > 0$:

$$P(|X_n - 0| > \epsilon) = \begin{cases} P(X_n = 1), & \text{se } \epsilon \in (0, 1), \\ 0, & \text{se } \epsilon \geq 1. \end{cases}$$

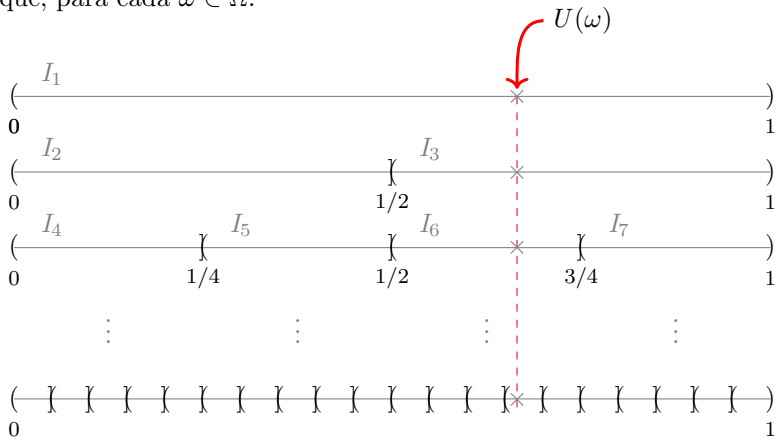
Logo,

- ▶ se $\epsilon \geq 1$, então $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - 0| > \epsilon) = \lim_{n \rightarrow \infty} 0 = 0$,
- ▶ se $\epsilon \in (0, 1)$, então:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - 0| > \epsilon) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(U \in I_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} |I_n| = 0.$$



... continuação do Exemplo 22.1. Para mostrar que $X_n \not\rightarrow 0$ note que, para cada $\omega \in \Omega$:



Isto é, $X_n(\omega) = 1$ para ∞ valores de n e $X_n(\omega) = 0$ para ∞ valores de n . Portanto, para cada $\omega \in \Omega$ temos que $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega)$ não existe.

Lei dos Grandes Números

Sejam X_1, X_2, \dots variáveis aleatórias integráveis em (Ω, \mathcal{F}, P) e seja:

$$S_n := \sum_{i=1}^n X_i, \text{ para cada } n \geq 1.$$

Dizemos que X_1, X_2, \dots satisfazem:

- ▶ a **Lei Fraca dos Grandes Números** se:

$$\frac{S_n - E(S_n)}{n} \xrightarrow{P} 0.$$

- ▶ a **Lei Forte dos Grandes Números** se:

$$\frac{S_n - E(S_n)}{n} \xrightarrow{q.c.} 0.$$



Lei Fraca de Tchebychev

Teorema 22.1

Sejam X_1, X_2, \dots variáveis aleatórias independentes 2 a 2 com variâncias finitas e uniformemente limitadas. Então:

$$\frac{S_n - E(S_n)}{n} \xrightarrow{P} 0.$$

Prova. Dado $\epsilon > 0$ temos que

$$P\left(\left|\frac{S_n - E(S_n)}{n}\right| \geq \epsilon\right) = P(|S_n - E(S_n)| \geq n\epsilon) \leq \frac{\text{Var}(S_n)}{n^2\epsilon^2}.$$

Como existe C constante tal que $\text{Var}(X_n) < C$ para todo $n \geq 1$, então

$$\frac{\text{Var}(S_n)}{n^2\epsilon^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i)}{n^2\epsilon^2} \leq \frac{nC}{n^2\epsilon^2} = \frac{C}{n\epsilon^2} \longrightarrow 0, \text{ quando } n \longrightarrow \infty.$$



- ▶ **Lei dos Grandes Números de Bernoulli.** Considere uma sequência de ensaios binomiais independentes com a mesma probabilidade p de sucesso em cada ensaio. Se S_n é o número de sucessos nos primeiros n ensaios, então:

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

Prova. Consequência da Lei Fraca de Tchebychev.

- ▶ **Lei Fraca de Khintchin.** Sejam X_1, X_2, \dots variáveis aleatórias i.i.d. integráveis com $E(X_1) = \mu$, então:

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} \mu.$$

Prova. Consequência da Lei Forte de Kolmogorov.



Sequências de eventos

Se A_1, A_2, \dots é uma sequência de eventos de Ω definimos:

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n := \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k, \quad \text{e} \quad \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n := \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=n}^{\infty} A_k.$$

Observação!

Notação: $\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = [A_n \text{ infinitas vezes}] = [A_n \text{ i.v.}]$, pois $\omega \in \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n$ se, e somente se, ω pertence a um número infinito dos A_n .

Observação!

$\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n$ é o evento de ocorrência de A_n para n suficientemente grande.



Lema de Borel-Cantelli

Proposição 22.1

Sejam A_1, A_2, \dots eventos aleatórios em (Ω, \mathcal{F}, P) .

i. Se $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty$, então

$$P(A_n \text{ i.v.}) = 0.$$

ii. Se $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty$ e os eventos são independentes, então

$$P(A_n \text{ i.v.}) = 1.$$



Prova do Lema de Borel-Cantelli. (i) Note que

$$P(A_n \text{ i.v.}) = P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) \leq P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) \leq \sum_{k=n}^{\infty} P(A_k)$$

mas $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=n}^{\infty} P(A_k) = 0$ devido a que $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty$.

(ii) Suponha que $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty$ e que os A_n são independentes. Se conseguirmos provar que para todo $n \geq 1$

$$P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = 1,$$

teremos que

$$1 = P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = P(A_n \text{ i.v.}).$$



... continuação da prova do Lema de Borel-Cantelli (ii). Note que

$$P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = 1 - P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c\right)$$

e, para todo $m \geq 1$, temos que

$$P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c\right) \leq P\left(\bigcap_{k=n}^{n+m} A_k^c\right) = \prod_{k=n}^{n+m} P(A_k^c) = \prod_{k=n}^{n+m} (1 - P(A_k)).$$

Como $1 - x \leq e^{-x}$ se $x \in [0, 1]$ então

$$P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c\right) \leq \prod_{k=n}^{n+m} e^{-P(A_k)} = \exp\left\{-\sum_{k=n}^{n+m} P(A_k)\right\} \rightarrow 0$$

quando $m \rightarrow \infty$. Portanto $P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c\right) = 0$ e $P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = 1, \forall n$.



$$X_n \xrightarrow{P} X \not\Rightarrow X_n \xrightarrow{q.c.} X$$

Exemplo 22.2

Sejam X_1, X_2, \dots i.i.d. com $X_1 \sim \text{Exp}(1)$ e, para cada $n > 1$, seja

$$Y_n = \frac{X_n}{\log n}.$$

Então $Y_n \xrightarrow{P} 0$ pois, dado $\epsilon > 0$ temos que:

$$P(|Y_n| \geq \epsilon) = P(X_n > \epsilon \log n) = e^{-\epsilon \log n} = \frac{1}{n^\epsilon} \longrightarrow 0, \text{ quando } n \rightarrow \infty.$$

Agora, dado $\epsilon \in (0, 1)$, os eventos $\{Y_n \geq \epsilon\}$ são independentes e

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(Y_n \geq \epsilon) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^\epsilon} = \infty.$$

Logo, do Lema de Borel-Cantelli (ii) temos que $P(\{Y_n \geq \epsilon\} \text{ i.v.}) = 1$.

Portanto, $Y_n \not\xrightarrow{q.c.} 0$.



Bom estudo!



UNIVERSIDADE
FEDERAL
DE PERNAMBUCO

CCEN

CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS
E DA NATUREZA