# Probabilidade e Estatística Aula 3 – Convergência estocástica

Luis A. F. Alvarez

3 de fevereiro de 2025

## VETORES ALEATÓRIOS

- Seja  $(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$  um espaço de probabilidade.
- Um vetor aleatório  $\mathbf{Y}: \Omega \mapsto \mathbb{R}^k$  é uma função tal que cada coordenada  $\mathbf{Y}_I: \Omega \mapsto \mathbb{R}, \ I=1,\ldots,k$ , é uma variável aleatória real.
- Um vetor aleatório induz uma distribuição de probabilidade sobre  $(\mathbb{R}^k, \mathcal{B}(\mathbb{R}^k))$ , dada por  $\mathbb{P}_{\mathbf{Y}}[A] = \mathbb{P}[\mathbf{Y}^{-1}(A)], A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ .
- Pelo lema do  $\pi$ -sistema, essa distribuição de probabilidade é carectarizada pela função de distribuição  $F_{\mathbf{Y}}: \mathbb{R}^k \mapsto [0,1]$ , dada por:

$$F_{\mathbf{Y}}(\mathbf{c}) \coloneqq \mathbb{P}_{\mathbf{Y}} \left[ \prod_{l=1}^{k} (-\infty, \mathbf{c}_l) \right], \quad \mathbf{c} \in \mathbb{R}^k.$$

# Convergência quase-certa

- Seja  $(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$  um espaço de probabilidade, e  $\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \ldots$  uma sequência de vetores aleatórios.
- Dizemos que  $Y_n$  converge quase-certamente para um vetor aleatório Y, denotado por  $Y_n \stackrel{\text{q.c.}}{\to} Y$ , se:

$$\mathbb{P}[\{\omega: \mathbf{Y}_n(\omega) \nrightarrow \mathbf{Y}(\omega)\}] = 0.$$

- Sequência de funções  $\boldsymbol{Y}_n$  convergem (ponto a ponto), a não ser num conjunto de pontos de probabilidade zero.

#### LEMA

 $\mathbf{Y}_n \overset{q.c.}{\to} \mathbf{Y}$  se, e somente se, para todo  $\epsilon > 0$ :

$$\mathbb{P}\left[\limsup_{n}\{\omega:\|\boldsymbol{Y}_{n}(\omega)-\boldsymbol{Y}(\omega)\|>\epsilon\}\right]=0.$$

## Convergência em probabilidade

- Dizemos que  $\mathbf{Y}_n$  converge em probabilidade para um vetor aleatório  $\mathbf{Y}$ , denotado por  $\mathbf{Y}_n \overset{p}{\to} \mathbf{Y}$ , se, para todo  $\epsilon > 0$ :

$$\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}\left[\left\{\omega: \|\boldsymbol{Y}_n(\omega) - \boldsymbol{Y}(\omega)\| > \epsilon\right\}\right] = 0.$$

#### LEMA

Se  $\mathbf{Y}_n \stackrel{q.c.}{\to} \mathbf{Y}$ , então  $\mathbf{Y}_n \stackrel{p}{\to} \mathbf{Y}$ .

# Convergência em distribuição

- Dizemos que  $\mathbf{Y}_n$  converge em distribuição para um vetor aleatório  $\mathbf{Y}$ , denotado por  $\mathbf{Y}_n \overset{d}{\to} \mathbf{Y}$ , se as funções de distribuição dos  $\mathbf{Y}_n$ ,  $\{F_{\mathbf{Y}_n}\}_{n\in\mathbb{N}}$ , convergem para a função de distribuição  $F_{\mathbf{Y}}$  nos pontos em que  $F_{\mathbf{Y}}$  é contínua.
  - Isto é,  $\lim_n F_{Y_n}(c) = F_{Y}(c)$  para todo c em que  $F_{Y}$  é contínua.
  - Conjunto de pontos em que uma função de distribuição é descontínua é enumerável  $\Longrightarrow$  se há convergência em distribuição, então, para qualquer  $c \in \mathbb{R}^k$ , é sempre possível encontrar um  $c' \geq c$  em que a função de distribuição converge.

#### LEMA

Se  $\mathbf{Y}_n \stackrel{p}{\to} \mathbf{Y}$ , então  $\mathbf{Y}_n \stackrel{d}{\to} \mathbf{Y}$ .

# Lema (Trecho do Lema Portmanteau)

 $\mathbf{Y}_n \stackrel{d}{ o} \mathbf{Y}$  se, e somente se, para qualquer  $f: \mathbb{R}^k \mapsto \mathbb{R}$  contínua e limitada.

$$\mathbb{E}[f(\mathbf{Y}_n)] \to \mathbb{E}[f(\mathbf{Y})].$$

## Convergência em $L^p$

- Dizemos que  $\boldsymbol{Y}_n$  converge para um vetor aleatório  $\boldsymbol{Y}$  na norma  $L^p$ , denotado por  $\boldsymbol{Y}_n \overset{L_p}{\to} \boldsymbol{Y}$ , se  $\|\boldsymbol{Y}_n \boldsymbol{Y}\|_p \to 0$ .
- Pela desigualdade de Markov, convergência em  $L_p$  implica convergência em probabilidade.
  - Recíproca não é, no geral, verdadeira.

## TEOREMA DO MAPA CONTÍNUO

#### TEOREMA

Seja  $(\boldsymbol{X}_n)_n$  uma sequência de vetores aleatórios,  $\boldsymbol{X}$  um vetor aleatório, e  $f: \mathbb{R}^k \mapsto \mathbb{R}^l$  uma função contínua num conjunto C do domínio tal que:  $\mathbb{P}[\{\omega: \boldsymbol{X}(\omega) \in C\}] = 1$ . Então:

- 1.  $\mathbf{X}_n \stackrel{q.c.}{\to} \mathbf{X} \implies f(\mathbf{X}_n) \stackrel{q.c.}{\to} f(\mathbf{X}).$
- 2.  $\mathbf{X}_n \stackrel{p}{\to} \mathbf{X} \implies f(\mathbf{X}_n) \stackrel{p}{\to} f(\mathbf{X})$ .
- 3.  $\mathbf{X}_n \stackrel{d}{\to} \mathbf{X} \implies f(\mathbf{X}_n) \stackrel{d}{\to} f(\mathbf{X}).$ 
  - Modos de convergência quase certa, em probabilidade e distribuição são preservados por transformações contínuas.

## RESULTADOS ADICIONAIS E LEMA DE SLUTSKY

#### LEMA

- 1. Se  $X_n \stackrel{d}{\to} X$  e  $||X_n Y_n|| \stackrel{p}{\to} 0$ , então  $Y_n \stackrel{d}{\to} X$ .
- 2. Se  $X_n \stackrel{d}{\to} X$  e  $Y_n \stackrel{p}{\to} c$ , onde  $c \in \mathbb{R}^k$  é constante, então  $(X_n, Y_n) \stackrel{d}{\to} (X, c)$ .
- 3. Se  $X_n \stackrel{p}{\to} X$  e  $Y_n \stackrel{p}{\to} Y$ , então  $(X_n, Y_n) \stackrel{p}{\to} (X, Y)$ .

## COROLÁRIO (LEMA DE SLUTSKY)

Sejam  $X_n \stackrel{d}{\to} X$  e  $Y_n \stackrel{p}{\to} c$ , duas sequências de variáveis aleatórias ou vetores aleatórios, onde c é constante, então:

- $X_n + Y_n \stackrel{d}{\rightarrow} X + c$ .
- $X_n \cdot Y_n \stackrel{d}{\to} X \cdot c$ .
- Se  $c \neq 0$ ,  $X_n/Y_n \stackrel{d}{\rightarrow} X/c$ .

# Notação O e o para sequências não estocásticas

- Sejam  $(x_n)_n$  e  $(y_n)_n$  duas sequências de **números reais**.
- Dizemos que  $x_n = o(y_n)$  se  $\lim_{n \to \infty} \frac{x_n}{y_n} = 0$ .
- Dizemos que  $x_n = O(y_n)$  se existem C > 0 e  $K \in \mathbb{N}$  tais que:  $|x_n| \le C|y_n|$ , para todo  $n \ge K$ .
  - Nesse caso, a razão  $\frac{x_n}{y_n}$  é limitada.

# Notação $O_p$ e $o_p$ para sequências estocásticas

- Sejam  $X_n$  e  $Y_n$  sequências de variáveis aleatórias.
- Dizemos que  $X_n = o_p(Y_n)$  se  $\frac{X_n}{Y_n} \stackrel{P}{\to} 0$ .
- Dizemos que  $X_n=O_p(Y_n)$  se, para todo  $\epsilon>0$ , existem M>0 e  $K\in\mathbb{N}$  tais que:

$$\mathbb{P}[|X_n| > M|Y_n|] \le \epsilon, \forall n \ge K.$$

- Nesse caso, dizemos que  $\left| \frac{X_n}{Y_n} \right|$  é limitada em probabilidade.

# Notação $O_p$ e $o_p$ : propriedades

#### LEMA

- $-o_p(1) + o_p(1) = o_p(1).$
- $o_p(1) + O_p(1) = O_p(1)$ .
- $O_p(1)o_p(1) = o_p(1)$ .
- $-\frac{1}{(1+o_{P}(1))}=O_{P}(1)$
- $o_p(Y_n) = Y_n o_p(1)$ .
- $O_p(Y_n) = Y_n O_p(1).$
- $o_p(O_p(1)) = o_p(1)$ .
- Se  $X_n$  converge em distribuição,  $X_n = O_p(1)$ .
- Seja  $\phi : \mathbb{R}^k \mapsto \mathbb{R}$  uma função tal que  $\phi(\mathbf{0}) = 0$ . Se  $X_n \stackrel{p}{\to} \mathbf{0}$ , então, para qualquer p > 0:
  - A Se  $R(h) = o(\|h\|^p)$  quando  $h \to 0$ , então  $R(\boldsymbol{X_n}) = o_p(\|\boldsymbol{X_n}\|^p)$ .
  - B Se  $R(h) = O(\|h\|^p)$  quando  $h \to 0$ , então  $R(\boldsymbol{X_n}) = O_p(\|\boldsymbol{X_n}\|^p)$ .

## MÉTODO DELTA

- Seja  $X_n$  uma sequência de vetores aleatórios.
- Suponha que existe uma sequência de números reais  $r_n \to \infty$ , uma constante  $\theta \in \mathbb{R}^k$  e um vetor aleatório  $\boldsymbol{S}$  tais que:  $r_n(\boldsymbol{X}_n \theta) \stackrel{d}{\to} \boldsymbol{S}$ .
  - Nesse caso,  $X_n \stackrel{p}{\to} \theta$  (por quê?).
- Será que podemos calcular  $r_n(\psi(\boldsymbol{X}_n) \psi(\theta))$  para uma transformação  $\psi : \mathbb{R}^k \mapsto \mathbb{R}^l$ ?
  - Interpretação estatística: derivar a distribuição em amostras grandes de uma estatística a partir de outra estatística.

# Lema (Método Delta)

Se  $\psi$  é continuamente diferenciável numa vizinhança de  $\theta$ , então:

$$r_n(\psi(\mathbf{X}_n) - \psi(\theta)) \stackrel{d}{\to} \nabla_{\mathbf{X}} \psi(\theta) S$$
,

onde  $\nabla_{\mathsf{x}}\psi(\theta)$  é o Jacobiano de  $\psi$  avaliado em  $\theta$ 

# Função geradora de momentos

- Seja X uma variável aleatória real. Definimos a função geradora de momentos,  $M: \mathcal{S} \mapsto \mathbb{R}_+$ ,  $\mathcal{S} \subseteq \mathbb{R}$ , como a função dada por.

$$M(s) = \mathbb{E}[\exp(sX)], \quad s \in \mathcal{S},$$

onde S é o conjunto de pontos em que a esperança  $\mathbb{E}[\exp(sX)]$  é finita.

## Proposição

Se existe  $\epsilon > 0$  tal que  $(-\epsilon, \epsilon) \subseteq \mathcal{S}$ , então X possui todos os momentos (i.e.  $\mathbb{E}[|X|^j] < \infty$  para todo  $j \in \mathbb{N}$ ), a expansão de Taylor infinita de M(s) em torno de 0 é exata para  $|s| < \epsilon$ , i.e.

$$M(s) = \sum_{j=0}^{\infty} M^{(j)}(0) \frac{s^j}{j!},$$

e as derivadas em zero podem ser calculadas por diferenciação sob a integral, resultando em  $M^{(j)}(0)=\mathbb{E}[X^j]$  para todo  $j\in\mathbb{N}$ .

# FUNÇÃO CARACTERÍSTICA

- Dificuldade de utilizar função característica é que nem sempre ela está disponível numa vizinhança do zero.
- Por esse motivo, definimos uma função alternativa, conhecida como função característica.
- Seja X um vetor aleatório de dimensão k. Sua função característica é dada por  $\phi: \mathbb{R}^k \mapsto \mathbb{C}$ , definida por:

$$\phi(s) = \mathbb{E}[e^{is'\boldsymbol{X}}] = \mathbb{E}[\cos(s'\boldsymbol{X})] + i\mathbb{E}[\sin(s'\boldsymbol{X})]$$

- Função está sempre bem-definida, para todo  $s \in \mathbb{R}^k$  (por quê?).
- Propriedade útil 1: se  $\boldsymbol{X}$  é escalar (k=1), e  $\mathbb{E}[|\boldsymbol{X}|^j] < \infty$  para  $j \in \mathbb{N}$  então  $\phi$  é j-vezes diferenciável no zero, com j-ésima derivada dada por diferenciação sob a integral, resultando em  $\phi^{(j)}(0) = i^j \mathbb{E}[\boldsymbol{X}^j]$ .
- Propriedade útil 2: se  $\boldsymbol{X}$  e  $\boldsymbol{Y}$  são vetores aleatórios independentes,  $\mathbb{E}[\exp(is'(\boldsymbol{X}+\boldsymbol{Y}))] = \mathbb{E}[\exp(is'\boldsymbol{X})]\mathbb{E}[\exp(is'\boldsymbol{Y})].$

# CARACTERIZAÇÕES COM BASE EM FUNÇÕES CARACTERÍSTICA

 Funções características apresentam propriedades poderosas de caracterização de distribuições, que coletamos (sem demonstrar) abaixo.

# Proposição

- 1. Dois vetores aleatórios, **X** e **Y**, possuem funções distribuição iguais se, e somente se, suas funções características são idênticas.
- 2. Uma sequência de vetores aleatórios  $\mathbf{X}_n$  convergem em distribuição para um vetor aleatório  $\mathbf{Y}$  se, e somente se, as funções características de  $\mathbf{X}_n$  convergem para a função característica de  $\mathbf{Y}$  pontualmente em todo  $s \in \mathbb{R}^k$ , i.e.  $\phi_{\mathbf{X}_n}(s) \to \phi_{\mathbf{Y}}(s)$  para todo  $s \in \mathbb{R}^k$ .

# COROLÁRIO (DISPOSITIVO DE CRÁMER-WOLD)

 $\boldsymbol{X}_n \stackrel{d}{\to} \boldsymbol{X}$  se, e somente se,  $t' \boldsymbol{X}_n \stackrel{d}{\to} t' \boldsymbol{X}$  para todo  $t \in \mathbb{R}^k$ .

## LEI FORTE DOS GRANDES NÚMEROS

- Dizemos que uma sequência de vetores aleatórios  $X_1, X_2, \ldots$  é independente e identicamente distribuída (iid) se os vetores aleatórios são independentes (i.e. suas  $\sigma$ -álgebras geradas são independentes) e se suas funções distribuição  $F_{X_i}$  coincidem.
  - Pelo lema do  $\pi$ -sistema, a lei induzida por cada  $\pmb{X}_j$  sobre  $\mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$  é igual.

# Proposição (Lei forte de Kolmogorov)

Seja  $X_1, X_2, \ldots$  uma sequência de variáveis aleatórias iid em  $L^1(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ . Então existe  $\mu \in \mathbb{R}$  tal que  $\mathbb{E}[X_j] = \mu$  para todo  $j \in \mathbb{N}$  e, quando  $n \to \infty$ :

$$\frac{1}{n}\sum_{j=1}^n X_j \stackrel{q.c.}{\to} \mu.$$

# LEI FRACA DOS GRANDES NÚMEROS

# COROLÁRIO (LEI FRACA DE KHINCHINE)

Seja  $X_1, X_2, \ldots$  uma sequência de variáveis aleatórias iid em  $L^1(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ . Então temos quando  $n \to \infty$ :

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_j \stackrel{p}{\to} \mathbb{E}[X_1].$$

## Proposição (Lei fraca de Markov)

Seja  $X_1, X_2, \ldots$  uma sequência de variáveis aleatórias em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ , não correlacionadas e tais que  $\sup_{j \in \mathbb{N}} \mathbb{V}[X_j] < \infty$ . Se  $\lim_{n \to \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}[X_j]$  existe em  $\mathbb{R}$ , então, denotando esse limite por  $\mu$ , temos, quando  $n \to \infty$ :

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_j \stackrel{p}{\to} \mu.$$

## TEOREMA CENTRAL DO LIMITE

# Proposição

Seja  $X_1, X_2, \ldots$  uma sequência de variáveis aleatórias iid em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ . Então, denotando por  $\mu = \mathbb{E}[X_1]$  e  $\sigma^2 = \mathbb{V}[X_1]$ , temos, quando  $n \to \infty$ :

$$\frac{1}{\sqrt{n}}\sum_{i=1}^n (X_1 - \mu) \stackrel{d}{\to} \mathcal{N}(0, \sigma^2),$$

onde  $\mathcal{N}(0,\sigma^2)$  denota uma variável aleatória com distribuição normal com média zero e variância  $\sigma^2$ .