

# Leis dos grandes números

Professor Luís Antonio Fantozzi Alvarez

12 de fevereiro de 2026

Nestas notas, veremos duas versões das leis dos grandes números vistas em aula:

**Proposição 1** (Lei forte de Kolmogorov). *Seja  $X_1, X_2, \dots$  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  $n \rightarrow \infty$ :*

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

*Demonstração.* Para a primeira parte, observe que, pelo segundo exercício da Lista 2, para todo  $i \in \mathbb{N}$ .

$$\mathbb{E}[X_i] = \int x \mathbb{P}_{X_i}(dx),$$

onde  $\mathbb{P}_{X_i}$  é a lei induzida por  $X_i$  sobre  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ . Mas, pelo lema do  $\pi$ -sistema, como  $F_{X_i} = F_{X_j}$  para todo  $i$  e  $j$  (visto que a sequência é identicamente distribuída), então  $\mathbb{P}_{X_i} = \mathbb{P}_{X_j}$  para todo  $i$  e  $j$ ; de onde concluímos que  $\mathbb{E}[X_i] = \mathbb{E}[X_j]$  para todo  $i, j$ .

Para a segunda parte, vamos fazer a demonstração supondo que a sequência está em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ .<sup>1</sup> Nesse caso, observe que, por um argumento similar ao do parágrafo precedente,  $\infty > \mathbb{V}[X_1] = \mathbb{E}[X_1^2] - \mathbb{E}[X_1]^2 = \mathbb{E}[X_i^2] - \mathbb{E}[X_i]^2 = \mathbb{V}[X_i]$  para todo  $i \in \mathbb{N}$ . Nós também notamos que é suficiente provar a convergência quase-certa para um sequência de variáveis aleatórias iid em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$  **não negativas** (i.e. tais que  $X_i \geq 0$  para todo  $i \in \mathbb{N}$ ). De fato, suponha que tenhamos provado a lei forte para o caso não negativo. Para o caso geral, sempre podemos escrever:

---

<sup>1</sup>O caso geral pode ser obtido adaptando-se o argumento a seguir (embora isso não seja tão imediato como se possa imaginar).

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^+ - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^-.$$

Como  $(X_i)_i$  é iid, não é difícil ver que  $(X_i^+)_i$  é iid, e  $(X_i^-)_i$  é iid.<sup>2</sup> Ademais como os  $X_i$  estão em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ , então  $\max\{\mathbb{E}[(X_i^+)^2], \mathbb{E}[(X_i^-)^2]\} \leq \mathbb{E}[X_i^2] < \infty$ , i.e. os  $X_i^+$  e  $X_i^-$  também estão em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ . Mas então a lei forte se aplica às sequências de variáveis aleatórias não negativas  $(X_i^+)_i$  e  $(X_i^-)_i$ , i.e.:

$$\begin{aligned}\mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^+(\omega) \rightarrow \mathbb{E}[X_1^+] \right\} \right] &= 1, \\ \mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^-(\omega) \rightarrow \mathbb{E}[X_1^-] \right\} \right] &= 1,\end{aligned}$$

de onde obtemos que:

$$1 = \mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^+(\omega) \rightarrow \mathbb{E}[X_1^+] \right\} \cap \left\{ \omega : \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^-(\omega) \rightarrow \mathbb{E}[X_1^-] \right\} \right] \leq \mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) \rightarrow \mathbb{E}[X_1] \right\} \right]$$

mostrando a lei forte no caso geral. Portanto, de agora em diante, vamos supor que  $X_i \geq 0$  para todo  $i$ .

Fixe  $\alpha > 1$  e, para um  $\epsilon > 0$ , defina sequência de eventos:

$$E_k^\epsilon := \left\{ \left| \frac{1}{\lceil \alpha^k \rceil} \sum_{i=1}^{\lceil \alpha^k \rceil} (X_i - \mu) \right| > \epsilon \right\}, \quad k \in \mathbb{N},$$

onde, para  $x \in \mathbb{R}_+$ ,  $\lceil x \rceil$  consiste na operação "arredondar para cima", i.e.  $\lceil x \rceil$  é o menor número natural  $z$  tal que  $z \geq x$ .

Observe que, pela desigualdade de Markov, temos:

$$\mathbb{P}[E_k^\epsilon] \leq \frac{\mathbb{V}[\frac{1}{\lceil \alpha^k \rceil} \sum_{i=1}^{\lceil \alpha^k \rceil} X_i]}{\epsilon^2}$$

A demonstração então se valerá do seguinte fato, cuja demonstração consiste em uma simples manipulação algébrica:

---

<sup>2</sup>Isso segue da observação de que, para todo  $i \in \mathbb{N}$  e  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ ,  $(X_i^+)^{-1}(A) = X_i^{-1}(h^{-1}(A))$ , onde  $h : \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$  é a transformação dada por  $h(x) = \max\{x, 0\}$ . Como  $h$  é contínua,  $h$  é  $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ -mensurável, e portanto  $h^{-1}(A) \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ . Mas então  $(X_i^+)^{-1}(A) \in \sigma(X_i)$ , e, como  $A$  foi escolhido arbitrariamente,  $\sigma(X_i^+) \subseteq \sigma(X_i)$ .

**Fato 1.** Seja  $Y_1, \dots, Y_l$  uma sequência de variáveis aleatórias em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ , então:

$$\mathbb{V} \left[ \sum_{i=1}^l Y_i \right] = \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^l \text{cov}(Y_i, Y_j).$$

e, além disso, do fato abaixo, cuja demonstração encontra-se no Williams (Teorema 7.1; um resultado similar foi por vocês demonstrado na lista 2).

**Fato 2.** Sejam  $X$  e  $Z$  variáveis aleatórias independentes em  $L^2(\Omega, \Sigma, \mathbb{P})$ , então:

$$\text{cov}(X, Z) = 0.$$

Combinando os dois fatos acima, temos que:

$$\mathbb{P}[E_k^\epsilon] \leq \frac{\sum_{i=1}^{\lceil \alpha^k \rceil} \mathbb{V}[X_i]}{\epsilon^2 \lceil \alpha^k \rceil^2} = \frac{\mathbb{V}[X_1]}{\epsilon^2 \lceil \alpha^k \rceil} \leq \frac{\mathbb{V}[X_1]}{\epsilon^2 \alpha^k}$$

Mas então, como  $|1/\alpha| < 1$ , segue que:

$$\sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}[E_k^\epsilon] \leq \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\mathbb{V}[X_1]}{\epsilon^2 \alpha^k} < \infty,$$

de onde concluímos, por aplicação do primeiro lema de Borel-Cantelli, que:

$$\mathbb{P} \left[ \limsup_k E_k^\epsilon \right] = 0,$$

e como  $\epsilon > 0$  foi escolhido arbitrariamente, obtemos, da caracterização de convergência quase certa vista em aula, que:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{\lceil \alpha^k \rceil} \sum_{i=1}^{\lceil \alpha^k \rceil} X_i = \mu, \quad \mathbb{P}\text{-quase certamente}.$$

Para concluir, notamos o seguinte fato. Para todo  $n \in \mathbb{N}$ , é possível encontrar um  $k(n) \in \mathbb{N} \cup \{0\}$  tal que:  $\alpha^{k(n)} \leq n \leq \alpha^{k(n)+1}$ .<sup>3</sup> Observe que essa sequência é tal que  $\lim_{n \rightarrow \infty} k(n) = \infty$  e satisfaz as seguintes propriedades:

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\alpha^{k(n)}}{\lceil \alpha^{k(n)} \rceil} &= 1 \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\alpha^{k(n)+1}}{\lceil \alpha^{k(n)+1} \rceil} &= 1 \end{aligned}$$

---

<sup>3</sup>De fato, isso é consequência direta de  $\alpha > 1$  e  $\lim_{s \rightarrow \infty} \alpha^s = \infty$ .

e que além disso, as seguintes implicações são imediatas:

$$\frac{\alpha^{k(n)}}{n} \leq 1, \quad \forall n \implies \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{\alpha^{k(n)}}{n} \leq 1$$

$$\frac{\alpha^{k(n)}}{n} \geq \frac{1}{\alpha}, \quad \forall n \implies \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{\alpha^{k(n)}}{n} \geq \frac{1}{\alpha}$$

Ademais, como os  $X_i$  são não negativos, temos, para todo  $n \in \mathbb{N}$ , que:

$$\begin{aligned} & \frac{\alpha^{k(n)}}{n} \frac{\lceil \alpha^{k(n)} \rceil}{\alpha^{k(n)}} \frac{\sum_{i=1}^{\lceil \alpha^{k(n)} \rceil} X_i}{\lceil \alpha^{k(n)} \rceil} = \\ & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{\lceil \alpha^{k(n)} \rceil} X_i \leq \\ & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \leq \\ & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{\lceil \alpha^{k(n)+1} \rceil} X_i = \\ & \frac{\sum_{i=1}^{\lceil \alpha^{k(n)+1} \rceil} X_i}{\lceil \alpha^{k(n)+1} \rceil} \frac{\lceil \alpha^{k(n)+1} \rceil}{\alpha^{k(n)+1}} \frac{\alpha^{k(n)+1}}{n} \end{aligned}$$

Dos fatos acima, não é difícil ver que a seguinte inclusão de eventos é verdadeira:

$$\begin{aligned} & \left\{ \omega : \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{\lceil \alpha^k \rceil} \sum_{i=1}^{\lceil \alpha^k \rceil} X_i(\omega) = \mu \right\} \subseteq \\ & \left\{ \omega : \frac{1}{\alpha} \mu \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) \leq \alpha \mu \right\} =: A_\alpha \end{aligned}$$

e que, portanto, como a probabilidade do evento incluso é 1,  $\mathbb{P}[A_\alpha] = 1$ . Mas então, considerando uma sequência  $\alpha_j = (1 + \frac{1}{j})$  para todo  $j \in \mathbb{N}$ , observe que:

$$\cap_{j \in \mathbb{N}} A_{\alpha_j} \subseteq \left\{ \omega : \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} X_i = \mu \right\},$$

e, como  $\mathbb{P}[\cap_{j \in \mathbb{N}} A_{\alpha_j}] = 1$ , segue a conclusão desejada.  $\square$

**Proposição 2** (Lei fraca de Markov). *Seja  $X_1, X_2, \dots$  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  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}[X_j]$  existe em  $\mathbb{R}$ , então, denotando esse limite por  $\mu$ , temos, quando  $n \rightarrow \infty$ :*

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j \xrightarrow{p} \mu.$$

*Demonstração.* Fixe  $\epsilon > 0$ . Da desigualdade de Markov, temos que:

$$\mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] \right| > \frac{\epsilon}{2} \right\} \right] \leq 4 \frac{\mathbb{V} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \right]}{\epsilon^2} \leq 4 \frac{\sup_{j \in \mathbb{N}} \mathbb{V}[X_j]}{n \epsilon^2}.$$

O limite superior acima vai a zero quando  $n \rightarrow \infty$ ; portanto, pelo lema do sanduíche,  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] \right| > \epsilon \right\} \right] = 0$ . Para concluir, note que, como  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}[X_j]$  existe e é um número real  $\mu$ , existe um  $K^*$  tal que, para todo  $n \geq K^*$ :

$$\left| \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}[X_j] - \mu \right| < \frac{\epsilon}{2},$$

e portanto, para todo  $n \geq K^*$ , segue da desigualdade triangular a seguinte inclusão:

$$\left\{ \omega : \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] \right| \leq \frac{\epsilon}{2} \right\} \subseteq \left\{ \omega : \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) - \mu \right| \leq \epsilon \right\}$$

de onde concluímos que, para  $n \geq K^*$ :

$$\mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] \right| > \frac{\epsilon}{2} \right\} \right] \geq \mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) - \mu \right| > \epsilon \right\} \right],$$

e portanto,  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left[ \left\{ \omega : \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(\omega) - \mu \right| > \epsilon \right\} \right] = 0$ . Como  $\epsilon$  foi escolhido de forma arbitrária, obtemos a conclusão desejada.  $\square$