

LEI FORTE DOS GRANDES NÚMEROS

Vanderlei da Costa Bueno

Instituto de Matemática e Estatística

Universidade de São Paulo, SP. Brasil

Setembro de 2020

Lei forte dos grandes números

Teorema 1

Lei Forte dos Grandes Números para variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com média finita e existência do quarto momento central.

Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com $E[X_1] = \mu < \infty$ e $E[(X - \mu)^4] = \gamma < \infty$. Então

$$\overline{X}_n = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \xrightarrow{qc} \mu.$$

Lei forte dos grandes números

Prova

Observe que

$$\begin{aligned} E[(\bar{X}_n - \mu)^4] &= E\left[\frac{1}{n^4} \left(\sum_{i=1}^n X_i - n \cdot \mu\right)^4\right] = E\left[\frac{1}{n^4} \left(\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)\right)^4\right] = \\ &= \frac{1}{n^4} E\left\{ \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^4 + \sum_{i < j} (X_i - \mu)^3 \cdot (X_j - \mu) \right. \\ &+ \sum_{i < j} (X_i - \mu)^2 \cdot (X_j - \mu)^2 + \sum_{i < j < k} (X_i - \mu)^2 \cdot (X_j - \mu) \cdot (X_k - \mu) \\ &\left. + \sum_{i < j < k < l} (X_i - \mu) \cdot (X_j - \mu) \cdot (X_k - \mu) \cdot (X_l - \mu) \right\} = \end{aligned}$$

Lei forte dos grandes números

$$\frac{1}{n^4} \left\{ \sum_{i=1}^n \gamma + \sum_{i < j} 0 + \sum_{i < j} \sigma^2 \sigma^2 + \sum_{i < j < k} 0 + \sum_{i < j < k < l} 0 \right\} =$$
$$\frac{1}{n^4} \{ n\gamma + n \cdot (n-1) \sigma^4 \} = \frac{\gamma}{n^3} + \frac{(n-1)\sigma^4}{n^3} \leq \frac{\gamma}{n^3} + \frac{\sigma^4}{n^2}.$$

Lei forte dos grandes números

Portanto, pela desigualdade de Markov temos

$$P(|\bar{X}_n - \mu| > \varepsilon) = P((\bar{X}_n - \mu)^4 > \varepsilon^4) \leq \frac{E[(X - \mu)^4]}{\varepsilon^4} \leq \frac{\gamma}{\varepsilon^4 n^3} + \frac{\sigma^4}{\varepsilon^4 n^2}$$

e

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|\bar{X}_n - \mu| > \varepsilon) \leq \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{\varepsilon^4 n^3} + \frac{\sigma^4}{\varepsilon^4 n^2} \right) < \infty.$$

Pelo Lema de Borel Cantelli concluímos que

$$\bar{X}_n = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \xrightarrow{qc} \mu.$$

Observação 1

Observe que

$$(X - \mu)^4 = X^4 - 4.X^3.\mu + 6.X^2.\mu^2 - 4.X.\mu^3 + \mu^4$$

e

$$E[(X - \mu)^4] = E[X^4] - 4.\mu.E[X^3] + 6.\mu^2.E[X^2] - 4.\mu^3.E[X] + \mu^4.$$

Lei forte dos grandes números

Exemplo 1 Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. a X . Se X é uma variável aleatória de Bernoulli com parâmetro p , $0 < p < 1$, então $E[X^k] = p, \forall k$ e

$$E[(X - \mu)^4] = p - 4p^2 + 6p^3 - 4p^4 + p^4 < \infty$$

$$\text{e } \overline{X_n} \xrightarrow{qc} p.$$

Lei forte dos grandes números

Exemplo 2 Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. a X . Se X é uma variável aleatória com distribuição uniforme no intervalo $(0, 1)$, então

$$E[X^k] = \int_0^1 x^k dx = \frac{1}{k+1}$$

e

$$E[(X - 0,5)^4] = E[X^4] - 4 \cdot 0,5 \cdot E[X^3] + 6 \cdot 0,25 \cdot E[X^2] -$$

$$4 \cdot 0,125 \cdot E[X] + 0,0625 =$$

$$0,2 - 0,5 + 0,5 - 0,25 + 0,0625 = 0,0125 < \infty$$

$$\text{e } \overline{X_n} \xrightarrow{qc} 0,5.$$

Lei forte dos grandes números

Exemplo 3 Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. a X . Se X é uma variável aleatória com distribuição exponencial e parâmetro λ então

$$E[X^k] = \int_0^{\infty} x^k \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{k!}{\lambda^k} \int_0^{\infty} \frac{x^k \lambda e^{-\lambda x}}{k!} dx = \frac{k!}{\lambda^k}.$$

e

$$E[(X - \frac{1}{\lambda})^4] = \frac{4!}{\lambda^4} - 4 \cdot \frac{1}{\lambda} \frac{3!}{\lambda^3} + 6 \cdot (\frac{1}{\lambda})^2 \frac{2!}{\lambda^2} - 4 \cdot (\frac{1}{\lambda})^3 \cdot \frac{1}{\lambda} + (\frac{1}{\lambda})^4 = \frac{9}{\lambda^4} < \infty$$

$$\text{e } \bar{X}_n \xrightarrow{qc} \frac{1}{\lambda}$$

Lei forte dos grandes números

Exemplo 4 Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. a X .

Se X é uma variável aleatória com distribuição normal de média μ e variância σ^2 , então $E[(X - \mu)^{2n+1}] = 0$ e $E[(X - \mu)^{2n}] = \sigma^{2n} \cdot [(2n - 1) \cdot (2n - 3) \dots 3 \cdot 1]$.

Assim $E[(X - \mu)^4] = 3 \cdot \sigma^4$ e $\overline{X_n} \xrightarrow{qc} \mu$.

Lei forte dos grandes números

No que segue as Leis Fortes de Kolmogorov são enunciadas. O leitor encontrará as provas respectivas provas no livro *Probabilidade: um curso em nível intermediário*; Barry, R. James.

Teorema 2 Primeira Lei Forte de Kolmogorov.

Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias independentes e integráveis e suponha que

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\text{Var}(X_n)}{n^2} < \infty.$$

Então

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \frac{E[X_1] + \dots + E[X_n]}{n} \xrightarrow{qc} 0$$

Lei forte dos grandes números

Teorema 3 A Lei Forte de Kolmogorov.

Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias independentes, identicamente distribuídas e integráveis com $E[X_n] = \mu$. Então

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{qc} \mu.$$

Lei forte dos grandes números

Exemplo 5 Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com função densidade de probabilidade

$$f(x) = e^{-x+\theta} \text{ se } x \geq \theta \text{ e } 0 \text{ c.c.}$$

Prove que $\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{P} 1 + \theta$.

Observe que

$$E[X] = \int_{\theta}^{\infty} x e^{-(x-\theta)} dx = \int_0^{\infty} (y + \theta) e^{-y} dy = 1 + \theta.$$

Pela Lei Fraca dos Grandes números concluímos o exercício.

Lei forte dos grandes números

Exemplo 6 Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com distribuição uniforme no intervalo $(0, 1)$. Seja $Z_n = (\prod_{i=1}^n X_i)^{\frac{1}{n}}$, a média geométrica de X_1, \dots, X_n , $1 \leq n < \infty$. Mostre que $Z_n \rightarrow k$. Qual o valor de k ?

Observe que $-\ln Z_n = -\ln[(\prod_{i=1}^n X_i)^{\frac{1}{n}}] = \frac{\sum_{i=1}^n -\ln X_i}{n}$ e que $-\ln X_i$ tem distribuição exponencial padrão. Portanto, pela Lei Fraca dos Grandes Números, $-\ln Z_n \xrightarrow{P} 1$.

Como a função exponencial, a inversa da função logaritmo neperiano, é contínua, concluímos que $Z_n \xrightarrow{P} e$.

Exemplo 7

Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d., com $E[X_1] = \text{Var}(X_1) = 1$, então

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sqrt{n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2}} \xrightarrow{qc} \frac{1}{\sqrt{2}}.$$

Lei forte dos grandes números

Observe que

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sqrt{n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}}{\sqrt{\frac{n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2}{n^2}}}.$$

Pela Lei Forte dos Grandes Números temos $\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \xrightarrow{qc} 1$ e $\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n} \xrightarrow{qc} 2$.

A convergência quase certa é fechada por quocientes (quando possível) e a raiz quadrada é função contínua.

Exemplo 8 Seja $(X_n)_{n \geq 1}$ uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d., com distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Qual o limite quase certo de

$$\sqrt{\frac{n \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{(\sum_{i=1}^n X_i)^2}}?$$