

- **Variável Aleatória Uniforme em (a, b) :**

$$\circ f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{se } a < x < b \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{se } a < x < b \\ 1 & \text{se } x \geq b \end{cases}$$

$$\circ EX = \frac{b+a}{2} \quad e \quad Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}.$$

- **Variável Aleatória Exponencial**

$$\circ f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{se } x \geq 0 \\ 0 & \text{se } x \leq 0 \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{se } x \geq 0 \\ 0 & \text{se } x \leq 0 \end{cases}$$

$$\circ EX = \frac{1}{\lambda} \quad e \quad Var(X) = 1/\lambda^2$$

- **Distribuição condicional.** X e Y discretas

$$p_{X|Y}(x | y) = P(X = x | Y = y) = \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)} = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)}$$

X e Y contínuas

$$f_{X|Y}(x | y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}, \quad f_Y(y) > 0,$$

- **Fda condicional.** $F_{X|Y}(x | y) = P(X \leq x | Y = y)$
- **Esperança condicional discreta**

$$E(X | Y = y) = \sum_x x p_{X|Y}(x | y), \quad \text{se } X \text{ e } Y \text{ são v.a. discretas}$$

- **Esperança condicional contínua**

$$E(X | Y = y) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X|Y}(x | y) dx, \quad \text{se } X \text{ e } Y \text{ são v.a. contínuas}$$

- **Cálculo de esperanças usando condicionais.** $E[E(X | Y)] = EX$. Se Y é uma v.a. discreta

$$EX = \sum_y E(X | Y = y) p_y(y).$$

Se Y é uma v.a. contínua

$$EX = \int_{-\infty}^{\infty} E(X | Y = y) f_y(y) dy.$$

- **Desig. de Markov** Se X não negativa então, $\forall a > 0, P(X \geq a) \leq \frac{EX}{a}$
- **Desig. de Chebyshev** Se X média e variância finitas, então, $\forall k > 0, P(|X - EX| \geq k) \leq \frac{Var(X)}{k^2}$
- **Função geradora de momentos.**

$$M(t) = E[e^{tX}] = \begin{cases} \sum_x e^{tx} p(x), & \text{se } X \text{ é discreta} \\ \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x) dx, & \text{se } X \text{ é contínua} \end{cases}$$

- **Função geradora de momentos conjunta**

$$M(t_1, \dots, t_n) = E[e^{t_1 X_1 + \dots + t_n X_n}], \quad t_1, \dots, t_n \in \mathbb{R}^n$$

- **Estatísticas de ordem.** Dadas X_1, \dots, X_n v.a.'s independentes com funções de distribuição F_1, \dots, F_n respectivamente, as distribuições de $X_{(1)}$ e $X_{(n)}$ são dadas respectivamente por:

$$F_{(1)}(z) = 1 - \prod_{i=1}^n [1 - F_{X_i}(z)] \quad e \quad F_{(n)}(z) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(z)$$

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

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| > \epsilon) = 0$$

Convergência quase certa: $X_n \xrightarrow{qc} X$

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

Convergência em distribuição: $X_n \xrightarrow{d} X$ todo ponto x em que F é contínua, vale que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x).$$

Lema de Borel Cantelli. Seja A_1, A_2, \dots uma sequência de eventos.

- (i) Se $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty$, então $P(A_n \text{ infinitas vezes}) = 0$
- (ii) Se $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty$ e os A_n 's são independentes, então $P(A_n \text{ infinitas vezes}) = 1$

Lei fraca dos Grandes Números. Sejam X_1, X_2, \dots v.a. 's **independentes**, com mesma média $EX_k = \mu < \infty$ e mesma **variância** $\sigma^2 < \infty$. Então, isto é

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} \mu, \quad n \rightarrow \infty$$

Lei (fraca) dos Grandes Números de Khintchin. Sejam X_1, X_2, \dots v.a. 's **independentes e identicamente distribuídas**, com média $EX_k = \mu < \infty$. Então,

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

Primeira lei de Kolmogorov. Sejam X_1, X_2 v.a.'s independentes e com média finita (suponha $EX_k = \mu_k$) e suponha que

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

Então

$$\frac{S_n - \sum \mu_k}{n} \xrightarrow{qc} 0 \quad n \rightarrow \infty.$$

Lei forte de Kolmogorov Sejam X_1, X_2 v.a.'s i.i.d com média finita μ , então

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{qc} \mu, \quad n \rightarrow \infty.$$

Teorema Central do Limite Sejam X_1, X_2, \dots v.a. 's i.i.d. com $EX_k = \mu$ e $Var(X_k) = \sigma^2 < \infty$.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \leq a\right) = P(Z \leq a) = \Phi(a).$$

Isto é, $\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{d} Z$, quando $n \rightarrow \infty$.