

# Formulário de Probabilidades e Estatística

<b>Probabilidades</b>	
$n! = n \times (n-1) \times \dots \times 2 \times 1, \quad {}^nA_k = \frac{n!}{(n-k)!}, \quad {}^nA'_k = n^k, \quad {}^nC_k = \binom{n}{k} = \frac{n!}{(n-k)!k!}.$	
<i>Probabilidade condicionada:</i> $P(A B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$ , com $P(B) \neq 0$ ; $A$ e $B$ independentes se $P(A \cap B) = P(A) \times P(B)$ .	
Sendo $A_i, i = 1, \dots, n$ , uma partição de $\Omega$ , tem-se: $P(B) = \sum_{j=1}^n P(B A_j)P(A_j)$ , $P(A_i B) = \frac{P(B A_i)P(A_i)}{P(B)}$ .	
<b>Variáveis aleatórias</b>	
<b>Discretas:</b> $f(x_i) \geq 0, \sum_{i=1}^n f(x_i) = 1, F(x) = \sum_{x_i \leq x} f(x_i), E(X) = \sum_{i=1}^n x_i f(x_i), E[g(X)] = \sum_{i=1}^n g(x_i) f(x_i)$ .	
<b>Contínuas:</b> $f(x) \geq 0, \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1, F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt, E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx, E[g(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$ .	
$Var(X) = \sigma_X^2 = E[(X - \mu_X)^2] = E(X^2) - \mu_X^2$	
<b>Distribuição conjunta de duas variáveis</b>	
$Cov(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E(XY) - E(X)E(Y), \quad Corr(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}.$	
$E[g(X, Y)] = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) f(x_i, y_j)$	
$E(a + bX + cY) = a + bE(X) + cE(Y), \quad Var(a + bX + cY) = b^2Var(X) + c^2Var(Y) + 2bc Cov(X, Y).$	
<b>Distribuições teóricas</b>	
$X \sim B(n, p)$	$f(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ , para $n \in \mathbb{N}$ e $x = 0, \dots, n$ ; $E(X) = np$ e $Var(X) = np(1-p)$
$X \sim BN(r, p)$	$f(x) = \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}$ , para $r \in \mathbb{N}$ e $x = r, r+1, \dots$ ; $E(X) = \frac{r}{p}$ e $Var(X) = \frac{r \times (1-p)}{p^2}$
$X \sim H(N, n, r)$	$f(x) = \frac{\binom{r}{x} \binom{N-r}{n-x}}{\binom{N}{n}}$ , $\max\{0, n - (N-r)\} \leq x \leq \min\{r, n\}$ e $x, N, n, r \in \mathbb{N}$ ; $E(X) = n \times \frac{r}{N}$ e $Var(X) = n \times \frac{r}{N} \times \frac{N-r}{N} \times \frac{N-n}{N-1}$
$X \sim P(\lambda)$	$f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$ , com $\lambda > 0$ e $x = 0, 1, \dots$ ; $E(X) = \lambda$ e $Var(X) = \lambda$
$X \sim U(a, b)$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 0 & x < a \vee x > b \end{cases}$ , com $a < b$ ; $E(X) = \frac{a+b}{2}$ e $Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$
$X \sim Exp(\lambda)$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$ , com $\lambda > 0$ ; $E(X) = \frac{1}{\lambda}$ e $Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}$
$X \sim N(\mu, \sigma)$	para $\sigma > 0$ e $\mu, x \in \mathbb{R}$ ; $E(X) = \mu, Var(X) = \sigma^2$ e $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$
$X \sim \chi_{(n)}^2$	para $x > 0$ e $n \in \mathbb{N}$ ; $E(X) = n$ e $Var(X) = 2n$
$X \sim t_{(n)}$	para $x \in \mathbb{R}$ e $n \in \mathbb{N}$ ; $E(X) = 0$ e $Var(X) = \frac{n}{n-2}$ (para $n \geq 3$ )

**Convergência assintótica**

$X \sim H(N, n, r)$	$\Rightarrow X \overset{\cdot}{\sim} B(n, p)$ se $\frac{n}{N} \leq 0.05$ , sendo $p = \frac{r}{N}$
$X \sim B(n, p)$	$\Rightarrow X \overset{\cdot}{\sim} P(\lambda)$ se $n \geq 20$ e $p \leq 0.05$ , sendo $\lambda = np$
$X \sim B(n, p)$	$\Rightarrow X' \overset{\cdot}{\sim} N(\mu, \sigma)$ se $n \times p \geq 15$ e $n \times (1 - p) \geq 15$ , sendo $\mu = np$ e $\sigma^2 = n \times p \times (1 - p)$
$X \sim P(\lambda)$	$\Rightarrow X' \overset{\cdot}{\sim} N(\mu, \sigma)$ se $\lambda > 20$ , sendo $\mu = \lambda$ e $\sigma^2 = \lambda$
$X \sim \chi_{(n)}^2$	$\Rightarrow (\sqrt{2X} - \sqrt{2n}) \overset{\cdot}{\sim} N(0, 1)$ se $n \geq 30$
$X \sim \chi_{(n)}^2$	$\Rightarrow X \overset{\cdot}{\sim} N(\mu, \sigma)$ se $n \geq 100$ , sendo $\mu = n$ e $\sigma^2 = 2n$
$X \sim t_{(n)}$	$\Rightarrow X \overset{\cdot}{\sim} N(0, 1)$ se $n \geq 30$
$X_i$ i. i. d.	$\Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i \overset{\cdot}{\sim} N(n\mu, \sqrt{n}\sigma)$ se $n \geq 30$ , sendo $\mu = E(X_i)$ e $\sigma^2 = Var(X_i)$

**Correcção de continuidade**  $P(X = k) \simeq P(k - 0.5 < X' \leq k + 0.5)$

$X_i \sim P(\lambda_i)$	$\Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i \sim P\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$ se $X_i$ independentes para $i = 1, \dots, n$
$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i)$	$\Rightarrow a + \sum_{i=1}^n b_i X_i \sim N\left(a + \sum_{i=1}^n b_i \mu_i, \sqrt{\sum_{i=1}^n b_i^2 \sigma_i^2}\right)$ se $X_i$ independentes para $i = 1, \dots, n$
$X_i \sim \chi_{(n_i)}^2$	$\Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i \sim \chi_{\left(\sum_{i=1}^n n_i\right)}^2$ se $X_i$ independentes para $i = 1, \dots, n$
$Z_i \sim N(0, 1)$	$\Rightarrow \sum_{i=1}^n Z_i^2 \sim \chi_{(n)}^2$ se $Z_i$ independentes para $i = 1, \dots, n$
$Z \sim N(0, 1)$ e $X \sim \chi_{(n)}^2$	$\Rightarrow \frac{Z}{\sqrt{\frac{X}{n}}} \sim t_{(n)}$ se $Z$ e $X$ independentes

**Desigualdade de Tchebycheff:**  $P(|X - \mu| < k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^2}$  ou  $P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}, \forall k > 0$

**Inferência Estatística**

$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$	$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2$	$S_C^2 = \frac{n}{n-1} S^2$
<i>Estimador centrado:</i> $E(\hat{\theta}) = \theta$ ; $\hat{\theta}_1$ é mais eficiente que $\hat{\theta}_2$ se $Var(\hat{\theta}_1) < Var(\hat{\theta}_2)$ , com $E(\hat{\theta}_1) = E(\hat{\theta}_2) = \theta$		
Condições suficientes para que $\hat{\theta}$ seja um <i>estimador consistente</i> : $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(\hat{\theta}) = \theta$ e $\lim_{n \rightarrow +\infty} Var(\hat{\theta}) = 0$		
$\bar{X}$ - com $\sigma$ conhecido	e população Normal: $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$ ;	$\bar{X}$ - com $\sigma$ conhecido e $n \geq 30$ : $\bar{X} \overset{\cdot}{\sim} N\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$
$\bar{X}$ - com $\sigma$ desconhecido	e população Normal: $\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S_C}{\sqrt{n}}} \sim t_{(n-1)}$	
$\hat{p}$ - População Bernoulli e $n \geq 30$ :	$\hat{p} \overset{\cdot}{\sim} N\left(p, \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}\right)$	$S_C^2$ - População Normal: $\frac{(n-1)S_C^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n-1)}^2$

$\alpha = P(\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira}), \quad \beta = P(\text{não rejeitar } H_0 | H_0 \text{ falsa}), \quad \text{Potência do teste: } 1 - \beta$

	$H_1 : \theta > \theta_0$	$H_1 : \theta < \theta_0$	$H_1 : \theta \neq \theta_0$
p-value	Normal	$P(Z > z_{obs.})$	$2P(Z >  z_{obs.} )$
	t-Student	$P(T > t_{obs.})$	$2P(T >  t_{obs.} )$
	Qui-Quadrado	$P(\chi^2 > \chi_{obs.}^2)$	$2 \min \{P(\chi^2 > \chi_{obs.}^2), P(\chi^2 < \chi_{obs.}^2)\}$