



**Universidade do Minho**

**Escola de Engenharia**

Departamento de Produção e Sistemas

Prof. Ana Cristina Braga

# **ESTATÍSTICA APLICADA**

## **FORMULÁRIO**

**1º semestre 2020/2021**

MIEI (2º ano)

MEDIDAS DE LOCALIZAÇÃO	MEDIDAS DE DISPERSÃO
<b>Média</b> $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_i x_i \quad \bar{x} \approx \sum_k f_{r_k} M_k = \frac{1}{n} \sum_k f_k M_k$	<b>Erro Quadrático Médio</b> $EQM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$
<b>Mediana</b> $Med = \frac{x_{\left(\frac{n}{2}\right)} + x_{\left(\frac{n}{2}+1\right)}}{2} \quad \text{com } n \text{ par}$ $Med = x_{\left(\frac{n+1}{2}\right)} \quad \text{com } n \text{ ímpar}$ $Med = LI + \frac{0.5 - F_{r_A}^-}{F_{r_{Med}} - F_{r_A}^-} \Delta$	<b>Variância</b> $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ $s^2 \approx \frac{n}{n-1} \sum_k f_{r_k} (M_k - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_k f_k (M_k - \bar{x})^2$ <b>Desvio padrão</b> $s = \sqrt{s^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$
<b>Moda</b> $Mod = LI + \frac{d_1}{d_1 + d_2} \Delta \quad \text{com } d_1 = f_{Mod} - f_A^- \quad d_2 = f_{Mod} - f_D^+$	<b>Amplitude</b> $A = X_{(n)} - X_{(1)}$

### PROBABILIDADES

$0 \leq P(A) \leq 1; \quad P(S) = 1; \quad P(A) + P(\bar{A}) = 1; \quad P(\emptyset) = 0; \quad P(\bar{A} \cap B) = P(B) - P(A \cap B)$	
$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$	$P(A \cap B) = P(A   B) \times P(B)$
$P(A   B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$	$P(B_r   A) = \frac{P(B_r) \cdot P(A   B_r)}{\sum_{i=1}^k P(B_i) \cdot P(A   B_i)}$

### DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADE

DISCRETO	CONTÍNUO
<ul style="list-style-type: none"> <li>propriedades da f.p.:</li> </ul> <ol style="list-style-type: none"> <li><math>f(x) \geq 0</math></li> <li><math>\sum_x f(x) = 1</math></li> </ol>	<ul style="list-style-type: none"> <li>propriedades da f.d.p.:</li> </ul> <ol style="list-style-type: none"> <li><math>f(x) \geq 0</math></li> <li><math>\int_x f(x) dx = 1</math></li> </ol>
<ul style="list-style-type: none"> <li>função probabilidade acumulada</li> </ul> $F(x) = P(X \leq x) = \sum_{-\infty}^x f(x)$	<ul style="list-style-type: none"> <li>função probabilidade acumulada</li> </ul> $F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$
<ul style="list-style-type: none"> <li>valor esperado</li> </ul> $E(x) = \sum_x x \times f(x)$	<ul style="list-style-type: none"> <li>valor esperado</li> </ul> $E(x) = \int_x x \times f(x) dx$
<ul style="list-style-type: none"> <li>variância <math>\sigma^2</math></li> </ul> $V(x) = E(x^2) - [E(x)]^2$ $V(x) = \sum_x (x - \mu)^2 f(x)$	<ul style="list-style-type: none"> <li>variância</li> </ul> $V(x) = E(x^2) - [E(x)]^2$ $V(x) = \int_x (x - \mu)^2 f(x) dx$

## FUNÇÕES DE PROBABILIDADE

DISCRETAS	CONTÍNUAS
<b>Distribuição de Bernoulli</b> $f(x) = \pi^x (1-\pi)^{1-x} \quad x = 0 \text{ ou } 1$ $\mu = \pi \quad \sigma^2 = \pi(1-\pi)$ $\pi \rightarrow \text{probabilidade de sucesso}$	<b>Distribuição Uniforme <math>U(\alpha, \beta)</math></b> $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta - \alpha} & \alpha < x < \beta \\ 0 & \text{outros valores} \end{cases}$ $\mu = \frac{\beta + \alpha}{2} \quad \sigma^2 = \frac{1}{12}(\beta - \alpha)^2$
<b>Distribuição Binomial <math>B(n, \pi)</math></b> $f(x) = \binom{n}{x} \pi^x (1-\pi)^{n-x} \quad x = 0, 1, 2, \dots, n$ $\mu = n\pi \quad \sigma^2 = n\pi(1-\pi)$ $\pi \rightarrow \text{probabilidade de sucesso}$	<b>Distribuição Exponencial <math>EN(1/\theta)</math></b> $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & \text{outros} \end{cases}$ $\mu = \theta \quad \sigma^2 = \theta^2$
<b>Distribuição Poisson <math>P(\lambda)</math></b> $f(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \quad x = 0, 1, 2, \dots$ $\mu = \lambda \quad \sigma^2 = \lambda$	<b>Distribuição Normal <math>N(\mu, \sigma^2)</math></b> $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ $\mu = \mu \quad \sigma^2 = \sigma^2$ $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$
<b>Aproximação da Binomial à Poisson</b> $n$ grande e $\pi$ muito pequeno $\lambda = n\pi$ $n \geq 10 \quad e \quad \pi \leq 0,05$ $n \geq 100 \quad e \quad n\pi < 10$	<b>Aproximação da Binomial à Normal</b> Condições $\begin{cases} n\pi > 5 \\ n(1-\pi) > 5 \end{cases}$ $\mu = n\pi$ $\sigma^2 = n\pi(1-\pi)$
	<b>Correcção de Yates</b> $P(X \leq x) \approx P(X < x + 0.5)$ $P(Y \geq y) \approx P(Y > y - 0.5)$

### INTERVALOS DE CONFIANÇA E TESTES DE HIPÓTESES PARA UMA AMOSTRA

Parâmetro a estimar	Tipo de População	Dimensão da amostra	Conhece $\sigma$ ?	E.T ~ Distribuição	Intervalo de Confiança	Notas
Média $\mu$	Normal	Qualquer	Sim	$Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$	$\bar{x} - z_{(1-\alpha/2)} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z_{(1-\alpha/2)} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$z_{(1-\alpha/2)}$ : quantil da tabela acumulada da Normal padrão à esquerda (tabela 5)
	Qualquer	$n \geq 30$	Não	$Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$	$\bar{x} - z_{(1-\alpha/2)} \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z_{(1-\alpha/2)} \frac{s}{\sqrt{n}}$	Estimador do desvio padrão: $\sigma \approx s$ (1)
	Normal	$n < 30$	Não	$T = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$	$\bar{x} - t_{(\alpha/2), n-1} \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + t_{(\alpha/2), n-1} \frac{s}{\sqrt{n}}$	
Proporção binomial $\pi$	Binomial	$n > 30$ (2)	-	$Z = \frac{p - \pi}{\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}}} \sim N(0, 1)$	$p - z_{(1-\alpha/2)} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} < \pi < p + z_{(1-\alpha/2)} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$	Estimador da proporção binomial $\pi \approx p = \frac{x}{n}$
Variância $\sigma^2$	População Normal			$Q = \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$	$\frac{(n-1)s^2}{\chi_{(\alpha/2), n-1}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s^2}{\chi_{(1-\alpha/2), n-1}^2}$	

### INTERVALOS DE CONFIANÇA E TESTES DE HIPÓTESES PARA DUAS AMOSTRAS

Parâmetro a estimar	Tipo de População	Dimensão da amostra	Conhece $\sigma$ ?	E.T ~ Distribuição	Intervalo de Confiança	Notas
Diferença entre as médias $\mu_1 - \mu_2$	Normais	Quaisquer	$\sigma_1$ e $\sigma_2$ Sim	$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$	$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm z_{(1-\alpha/2)} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$	
	Quaisquer	$n_1 \geq 30$ e $n_2 \geq 30$	$\sigma_1$ e $\sigma_2$ Não	$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$	$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm z_{(1-\alpha/2)} \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$	Estimadores dos desvios padrão: $\sigma_1 \approx s_1$ , $\sigma_2 \approx s_2$
	Normais	$n_1 < 30$ e $n_2 < 30$	$\sigma_1$ e $\sigma_2$ Não e $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$T = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{GL}$	$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{(\alpha/2), GL} s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$	$GL = n_1 + n_2 - 2$ $s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$
	Normais Amostras dependentes	$n_1 < 30$ e $n_2 < 30$	$\sigma_1$ e $\sigma_2$ Não	$T = \frac{\bar{D}_i - (\mu_1 - \mu_2)}{\frac{s_{D_i}}{\sqrt{n}}} \sim t_{(n-1)}$	$\bar{D}_i - t_{(n-1), \alpha/2} \frac{s_{D_i}}{\sqrt{n}} < \mu_1 - \mu_2 < \bar{D}_i + t_{(n-1), \alpha/2} \frac{s_{D_i}}{\sqrt{n}}$	$s_{D_i} = s_{n-1}$ para $D_i = X_{1i} - X_{2i}$
Diferença de proporções $\pi_1 - \pi_2$	Binomial	$n_1 \geq 30$ e $n_2 \geq 30$	-	$Z = \frac{(p_1 - p_2) - (\pi_1 - \pi_2)}{\sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}} \sim N(0, 1)$ (3)	$(p_1 - p_2) \pm z_{(1-\alpha/2)} \sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}$	Estimadores das proporções binomiais (4) $p_1 = \frac{x_1}{n_1}$ e $p_2 = \frac{x_2}{n_2}$
Razão de variâncias $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$	Normais	Quaisquer	-	$F = \frac{s_1^2/\sigma_1^2}{s_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{v_1, v_2}$	$\frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_{(\alpha/2), v_1, v_2}} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_{(1-\alpha/2), v_1, v_2}}$	$v_1 = n_1 - 1$ e $v_2 = n_2 - 1$ $\frac{1}{F_{(1-\alpha/2), v_1, v_2}} = F_{(\alpha/2), v_2, v_1}$

(1) O desvio padrão  $\sigma$ , sendo desconhecido, é estimado através de  $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$ ; (2) Proporção para amostras de pequena dimensão necessário recorrer à solução exata através da distribuição binomial; (3) e (4) No teste

à diferença de proporções se  $H_0: \pi_1 - \pi_2 = 0$ , a E.T. passa a ser:

$$Z = \frac{(p_1 - p_2)}{\sqrt{p(1-p) \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \sim N(0, 1), \text{ com } p = \frac{x_1 + x_2}{n_1 + n_2}.$$

### PLANEAMENTO COMPLETAMENTE ALEATÓRIO

$H_0$ : Não existem diferenças significativas na variável resposta devido aos diferentes tratamentos

$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k$  ou  $\alpha_j = 0$  com  $j = 1, 2, \dots, k$

$H_1$ : Pelo menos 2 tratamentos são diferentes ( $\alpha_j \neq 0$  para pelo menos um valor de  $j$ ).

R.R:  $F > c$

#### Tabela ANOVA

Fonte de variação	Soma dos Quadrados	Graus de liberdade	Média dos Quadrados	Estatística de teste, F
<b>Tratamentos (Entre grupos)</b>	SQT	$k-1$	MQT	F = MQT/MQR
<b>Resíduos (dentro dos grupos)</b>	SQR	$\sum n_j - k$	MQR	
<b>Total</b>	STQ	$N - 1$		

$$SQT = \sum_{j=1}^k \frac{T_j^2}{n_j} - \frac{T^2}{N} \quad STQ = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}^2 - \frac{T^2}{N} \quad STQ = SQT + SQR \quad N = \sum_{j=1}^k n_j$$

Intervalos de confiança para diferenças entre pares de médias de tratamentos  $i$  e  $j$  com  $i \neq j = 1, 2, \dots, k$

$$(\bar{y}_i - \bar{y}_j) - t_{(N-k, \alpha/2)} \cdot \sqrt{MQR} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}} \leq \mu_i - \mu_j \leq (\bar{y}_i - \bar{y}_j) + t_{(N-k, \alpha/2)} \cdot \sqrt{MQR} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}}$$

### PLANEAMENTO COM BLOCOS ALEATÓRIOS

$H_{01}$ : Não existem diferenças significativas na variável resposta devido aos diferentes tratamentos

$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k$  ou  $\alpha_j = 0$  com  $j = 1, 2, \dots, k$

$H_{11}$ : Pelo menos 2 tratamentos são diferentes ( $\alpha_j \neq 0$  para pelo menos um valor de  $j$ ).

R.R:  $F_1 > c_1$

$H_{02}$ : Não existem diferenças significativas na variável resposta devido aos diferentes blocos

$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_b$  ou  $\beta_i = 0$  com  $i = 1, 2, \dots, b$

$H_{12}$ : Pelo menos 2 blocos são diferentes ( $\beta_i \neq 0$  para pelo menos um valor de  $i$ ).

R.R:  $F_2 > c_2$

#### Tabela ANOVA

Fonte de variação	Soma dos Quadrados	Graus de liberdade	Média dos Quadrados	Estatística de teste, F
<b>Tratamentos (colunas)</b>	SQT	$k-1$	MQT	F <sub>1</sub> = MQT/MQR
<b>Blocos (linhas)</b>	SQB	$b-1$	MQB	
<b>Resíduos (dentro dos grupos)</b>	SQR	$(k-1)(b-1)$	MQR	F <sub>2</sub> = MQB/MQR
<b>Total</b>	STQ	$N - 1$		

$$SQT = \frac{1}{b} \sum_{j=1}^k T_j^2 - \frac{T^2}{N} \quad SQB = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^b T_i^2 - \frac{T^2}{N} \quad STQ = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^b y_{ij}^2 - \frac{T^2}{N} \quad STQ = SQT + SQB + SQR \quad N = k.b$$

## TESTES DO “BOM AJUSTE” DO QUI-QUADRADO

### *Probabilidades completamente especificadas na hipótese nula*

$$H_0: p_1 = p_{10}, p_2 = p_{20}, \dots, p_k = p_{k0} \quad \text{e} \quad p_{10} + p_{20} + \dots + p_{k0} = 1$$

$$\text{R.R: } Q > c \quad \text{com } c = \chi^2_{k-1, \alpha}$$

### *Probabilidades não estão completamente especificadas na hipótese nula*

$H_0$ : As probabilidades correspondentes das classes provêm de uma distribuição da família.....

$$\text{R.R: } Q > c \quad \text{com } c = \chi^2_{g.l., \alpha}$$

g.l. = nº de celas – 1 – nº de parâmetros estimados

$$Q = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - e_i)^2}{e_i} \quad \text{com } e_i = n \cdot p_i$$