

Parâmetro	Condições	Distribuição	Intervalo de Confiança	Notas
Valor Esperado μ	Amostra de grande dimensão População qualquer	$\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \rightarrow N(0, 1)$	$\bar{x} \pm z(\alpha/2) \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	Estimador do desvio padrão $\sigma \approx s$ (1)
	Amostra de pequena dimensão População Normal	$\frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} \rightarrow t_{n-1}$	$\bar{x} \pm t_{n-1}(\alpha/2) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$	Não é válida a aproximação $\sigma \approx s$
Proporção binomial p	Amostra de grande dimensão População de Bernoulli (2)	$\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}} \rightarrow N(0, 1)$	$\hat{p} \pm z(\alpha/2) \cdot \sqrt{\frac{\hat{p} \cdot \hat{q}}{n}}$ (3)	Estimador da proporção binomial $p \approx \hat{p} = \frac{y}{n}$
Variância σ^2	População Normal	$\frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2} \rightarrow \chi^2_{n-1}$	$\frac{(n-1) \cdot s^2}{\chi^2_{n-1}(\alpha/2)} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1) \cdot s^2}{\chi^2_{n-1}(1-\alpha/2)}$	

(1) O desvio padrão s , sendo desconhecido, é estimado através do erro padrão $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$.

(2) Proporção binomial para amostras de pequena dimensão – necessário recorrer à solução exacta através da distribuição binomial

(3) Se a população é finita e a amostragem é efectuada sem reposição, a aproximação da distribuição da variável Y pela Normal continua válida se $n \geq 20$ e $n \cdot p \geq 7$, e desde que a dimensão da população N seja grande e a dimensão da amostra n muito menor do que N . Em rigor, nesta situação, a estimativa do erro padrão de Y/n deverá ter em conta o factor de redução $(N-n)/(N-1)$.

(4) A igualdade de variâncias deverá ser testada recorrendo ao teste à razão das variâncias (Teste F).

Parâmetro	Condições		Distribuição	Intervalo de Confiança	Notas
Diferença entre valores esperados $\mu_A - \mu_B$ (4)	Amostras independentes de grandes dimensões. Populações quaisquer	Variâncias diferentes	$\frac{(\bar{x}_A - \bar{x}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}} \rightarrow N(0, 1)$	$(\bar{x}_A - \bar{x}_B) \pm z(\alpha/2) \cdot \sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}$	Estimadores dos desvios padrão $\sigma_A^2 \approx s_A^2, \sigma_B^2 \approx s_B^2$
		Variâncias iguais	$\frac{(\bar{x}_A - \bar{x}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sigma \cdot \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}} \rightarrow N(0, 1)$	$(\bar{x}_A - \bar{x}_B) \pm z(\alpha/2) \cdot \sigma \cdot \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}$	$\sigma_A^2 = \sigma_B^2 = \sigma^2 \approx s^2$ $s^2 = \frac{(n_A - 1) \cdot s_A^2 + (n_B - 1) \cdot s_B^2}{n_A + n_B - 2}$
	Amostras independentes de pequenas dimensões. Populações Normais	Variâncias diferentes	$\frac{(\bar{x}_A - \bar{x}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sqrt{\frac{s_A^2}{n_A} + \frac{s_B^2}{n_B}}} \rightarrow t_{GL}$	$(\bar{x}_A - \bar{x}_B) \pm t_{GL}(\alpha/2) \cdot \sqrt{\frac{s_A^2}{n_A} + \frac{s_B^2}{n_B}}$	$GL = \frac{(s_A^2/n_A + s_B^2/n_B)^2}{\frac{(s_A^2/n_A)^2}{n_A - 1} + \frac{(s_B^2/n_B)^2}{n_B - 1}}$
		Variâncias iguais	$\frac{(\bar{x}_A - \bar{x}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{s \cdot \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}} \rightarrow t_{GL}$	$(\bar{x}_A - \bar{x}_B) \pm t_{GL}(\alpha/2) \cdot s \cdot \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}$	$GL = n_A + n_B - 2$ $s^2 = \frac{(n_A - 1) \cdot s_A^2 + (n_B - 1) \cdot s_B^2}{n_A + n_B - 2}$
Diferença proporções binomiais $p_A - p_B$	Amostras independentes de grandes dimensões. Populações de Bernoulli		$\frac{(\hat{p}_A - \hat{p}_B) - (p_A - p_B)}{\sqrt{\frac{p_A \cdot q_A}{n_A} + \frac{p_B \cdot q_B}{n_B}}} \rightarrow N(0, 1)$	$(\hat{p}_A - \hat{p}_B) \pm z(\alpha/2) \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}_A \cdot \hat{q}_A}{n_A} + \frac{\hat{p}_B \cdot \hat{q}_B}{n_B}}$	Estimadores das proporções Binomiais $\hat{p}_A = \frac{y_A}{n_A}, \hat{p}_B = \frac{y_B}{n_B}$
Razão de variâncias σ_A^2 / σ_B^2	Populações Normais		$\frac{s_A^2 / \sigma_A^2}{s_B^2 / \sigma_B^2} \rightarrow F_{GL1, GL2}$	$\frac{s_A^2 / s_B^2}{F_{GL1, GL2}(\alpha/2)} \leq \frac{\sigma_A^2}{\sigma_B^2} \leq \frac{s_A^2 / s_B^2}{F_{GL1, GL2}(1 - \alpha/2)}$	$GL_1 = n_A - 1, GL_2 = n_B - 1$ $F_{GL1, GL2}(1 - \alpha/2) = \frac{1}{F_{GL2, GL1}(\alpha/2)}$