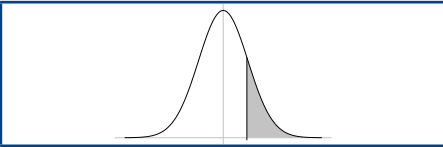
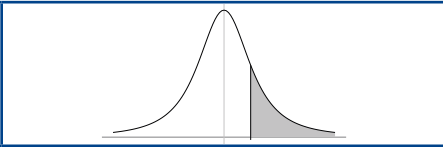
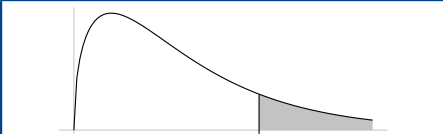
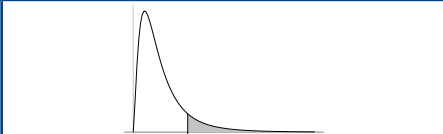


José Carlos Díaz Ramos, Antonio Gómez Tato, Enrique Macías Virgós (Departamento de Matemáticas)

Distribucións de probabilidade

Normal $Z = N(0, 1)$ (simétrica)		t-Student (simétrica)	
χ^2 de Pearson (non simétrica)		F de Fisher-Snedecor $F_{n,m,\alpha} = \frac{1}{F_{m,n,1-\alpha}}$	

Para unha variable aleatoria X con distribución D , D_α denota a abscisa para a que $P(X \geq D_\alpha) = \alpha$

Contrastes de independencia e homoxeneidade para datos categóricos

Estadístico $\sum_{i,j} \frac{(n_{ij} - \widehat{E}_{ij})^2}{\widehat{E}_{ij}} \sim \chi^2_{(f-1)(c-1)}$

Contrastes de independencia $H_0: p_{ij} = p_i \cdot p_j, \forall i \in \{1, \dots, f\}, \forall j \in \{1, \dots, c\}$

Rexión crítica $(\chi^2_{(f-1)(c-1), \alpha}, \infty)$

Contrastes de homoxeneidade $H_0: p_{1j} = p_{2j} = \dots = p_{fj}, \forall j \in \{1, \dots, c\}$

X / Y	B_1	...	B_j	...	B_c	Σ
A_1	n_{11} $\widehat{E}_{11} = \frac{n_{1 \cdot} n_{\cdot 1}}{n}$		\vdots		n_{1c} $\widehat{E}_{1c} = \frac{n_{1 \cdot} n_{\cdot c}}{n}$	$n_{1 \cdot}$
\vdots						
A_i			n_{ij} $\widehat{E}_{ij} = \frac{n_{i \cdot} n_{\cdot j}}{n}$			$n_{i \cdot}$
\vdots						
A_f	n_{f1} $\widehat{E}_{f1} = \frac{n_{f \cdot} n_{\cdot 1}}{n}$		\vdots		n_{fc} $\widehat{E}_{fc} = \frac{n_{f \cdot} n_{\cdot c}}{n}$	$n_{f \cdot}$
Σ	$n_{\cdot 1}$...	$n_{\cdot j}$...	$n_{\cdot c}$	n

Regresión e correlación

Modelo de recta de regresión $Y = \alpha + \beta X + \epsilon$

$s_{XY} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i - \bar{x} \bar{y}$

$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

Coefficiente de correlación $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$

Coefficiente de determinación $r^2 = \frac{s_{XY}^2}{s_X^2 s_Y^2} = \frac{s_R^2}{s_Y^2} = \frac{SS_R}{SS_Y}$

$s_X^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \bar{x}^2$

$a = \hat{\alpha} = \bar{y} - b \bar{x}$

$s_Y^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^2 - \bar{y}^2$

$b = \hat{\beta} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$

Análise de varianza (ANOVA)

Contraste de hipóteses $H_0: \rho = 0$ $H_1: \rho \neq 0$ (equivalentemente $H_0: \beta = 0$ $H_1: \beta \neq 0$) Rexión crítica $(F_{1, n-2, \alpha}, \infty)$

Variabilidade	g.l.	SS	MS	Cociente
Regresión	1	$SS_R = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = nr^2 s_Y^2$	$MS_R = \frac{SS_R}{1}$	$F_{1, n-2} \sim \frac{MS_R}{MS_E}$
Erro	$n - 2$	$SS_E = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = n(1 - r^2) s_Y^2$	$MS_E = \frac{SS_E}{n - 2}$	
Total	$n - 1$	$SS_Y = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = n s_Y^2$		

Media dunha poboación

Estimador puntual $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varianza poboacional coñecida

Estadístico $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim Z$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\left| \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \right| \leq z_{\alpha/2}$ Fórmula $X \pm z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

Varianza poboacional descoñecida

Estadístico $\frac{\bar{X}-\mu}{s_{n-1}/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\left| \frac{\bar{X}-\mu}{s_{n-1}/\sqrt{n}} \right| \leq t_{n-1, \alpha/2}$ Fórmula $X \pm t_{n-1, \alpha/2} \frac{s_{n-1}}{\sqrt{n}}$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: \mu = \mu_0$ $H_1: \mu \neq \mu_0$

Rexión crítica $(-\infty, -t_{n-1, \alpha/2}) \cup (t_{n-1, \alpha/2}, +\infty)$

$H_0: \mu \leq \mu_0$ $H_1: \mu > \mu_0$

Rexión crítica $(t_{n-1, \alpha}, +\infty)$

Varianza dunha poboación

Media poboacional coñecida

Estimador puntual $s_\mu^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ Estadístico $\frac{ns_\mu^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2 \leq \frac{ns_\mu^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n-1, \alpha/2}^2$ Fórmula $\left[\frac{ns_\mu^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}, \frac{ns_\mu^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2} \right]$

Media poboacional descoñecida

Estimador puntual $s_{n-1}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ Estadístico $\frac{(n-1)s_{n-1}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2 \leq \frac{(n-1)s_{n-1}^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n-1, \alpha/2}^2$ Fórmula $\left[\frac{(n-1)s_{n-1}^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}, \frac{(n-1)s_{n-1}^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2} \right]$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

Rexión crítica $(0, \chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2) \cup (\chi_{n-1, \alpha/2}^2, +\infty)$

$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$

Rexión crítica $(\chi_{n-1, \alpha}^2, +\infty)$

$H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$

Rexión crítica $(0, \chi_{n-1, 1-\alpha}^2)$

Proporción nunha poboación

Estimador puntual $\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ Estadístico $\frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \sim Z$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\left| \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \right| \leq z_{\alpha/2}$ Fórmula $\hat{p} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: p = p_0$ $H_1: p \neq p_0$

Rexión crítica $(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, +\infty)$

$H_0: p \leq p_0$ $H_1: p > p_0$

Rexión crítica $(z_\alpha, +\infty)$

Comparación da varianza de dúas poboacións

Estadístico $\frac{s_1^2/\sigma_1^2}{s_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Rexión crítica $(0, \frac{1}{F_{n_2-1, n_1-1, \alpha/2}}) \cup (F_{n_1-1, n_2-1, \alpha/2}, +\infty)$

Comparación da media de dúas poboacións

Varianzas poboacionais coñecidas

Estadístico $\frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1+\sigma_2^2/n_2}} \sim Z$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\left| \frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1+\sigma_2^2/n_2}} \right| \leq z_{\alpha/2}$

Fórmula $(\bar{X}-\bar{Y}) \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\sigma_1^2/n_1+\sigma_2^2/n_2}$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: \mu_1 - \mu_2 = (\mu_1 - \mu_2)_0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq (\mu_1 - \mu_2)_0$

Rexión crítica $(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, +\infty)$

$H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq (\mu_1 - \mu_2)_0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 > (\mu_1 - \mu_2)_0$

Rexión crítica $(z_\alpha, +\infty)$

Varianzas poboacionais descoñecidas pero iguais

Estadístico $\frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2}$

Cuasivarianza conxunta $s_p^2 = \frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\left| \frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{s_p \sqrt{1/n_1+1/n_2}} \right| \leq t_{n_1+n_2-2, \alpha/2}$

Fórmula $(\bar{X}-\bar{Y}) \pm t_{n_1+n_2-2, \alpha/2} s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: \mu_1 - \mu_2 = (\mu_1 - \mu_2)_0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq (\mu_1 - \mu_2)_0$

Rexión crítica $(-\infty, -t_{n_1+n_2-2, \alpha/2}) \cup (t_{n_1+n_2-2, \alpha/2}, +\infty)$

$H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq (\mu_1 - \mu_2)_0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 > (\mu_1 - \mu_2)_0$

Rexión crítica $(t_{n_1+n_2-2, \alpha}, +\infty)$

Varianzas poboacionais descoñecidas

Estadístico $\frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{\sqrt{s_1^2/n_1+s_2^2/n_2}} \sim t_\gamma$ Graos de liberdade $\gamma \leq \frac{(s_1^2/n_1+s_2^2/n_2)^2}{(s_1^2/n_1)^2 + (s_2^2/n_2)^2}$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\left| \frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{\sqrt{s_1^2/n_1+s_2^2/n_2}} \right| \leq t_{\gamma, \alpha/2}$

Fórmula $(\bar{X}-\bar{Y}) \pm t_{\gamma, \alpha/2} \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: \mu_1 - \mu_2 = (\mu_1 - \mu_2)_0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq (\mu_1 - \mu_2)_0$

Rexión crítica $(-\infty, -t_{\gamma, \alpha/2}) \cup (t_{\gamma, \alpha/2}, +\infty)$

$H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq (\mu_1 - \mu_2)_0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 > (\mu_1 - \mu_2)_0$

Rexión crítica $(t_{\gamma, \alpha}, +\infty)$

Comparación de proporcións de dúas poboacións

Estadístico $\frac{(\hat{p}_1-\hat{p}_2)-(p_1-p_2)}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} \sim Z$

INTERVALOS DE CONFIANZA

Inecuación $\left| \frac{(\hat{p}_1-\hat{p}_2)-(p_1-p_2)}{\sqrt{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)/n_1+\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)/n_2}} \right| \leq z_{\alpha/2}$

Fórmula $(\hat{p}_1-\hat{p}_2) \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: p_1 - p_2 = (p_1 - p_2)_0 \neq 0$ $H_1: p_1 - p_2 \neq (p_1 - p_2)_0$

Rexión crítica $(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, +\infty)$

$H_0: p_1 - p_2 \leq (p_1 - p_2)_0 \neq 0$ $H_1: p_1 - p_2 > (p_1 - p_2)_0$

Rexión crítica $(z_\alpha, +\infty)$

Valor nulo cero

Estadístico $\frac{\hat{p}_1-\hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)}} \sim Z$ Proporción ponderada $\hat{p} = \frac{n_1\hat{p}_1+n_2\hat{p}_2}{n_1+n_2}$

CONTRASTES DE HIPÓTESES

$H_0: p_1 = p_2$ $H_1: p_1 \neq p_2$

Rexión crítica $(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, +\infty)$

$H_0: p_1 \leq p_2$ $H_1: p_1 > p_2$

Rexión crítica $(z_\alpha, +\infty)$