# Inferència

*Estimadors:* $\hat{\pi} \rightarrow p = \sum_{i, y_i=1} 1/n$ $\qquad \hat{\mu} \rightarrow \bar{y} = \sum_{i=1}^{n} y_i/n$ $\qquad \hat{\sigma}^2 \rightarrow s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i-\bar{y})^2}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{n} y_i)^2}{n}}{n-1}$

Cas de model lineal simple: $\widehat{\beta_1} \rightarrow b_1 = r_{XY} \cdot \frac{s_Y}{s_X} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$ $\qquad \widehat{\beta_0} \rightarrow b_0 = \bar{y} - b_1\bar{x}$

*Estadístics:* *"senyal /soroll"* o *"diferència / s.e"* segueixen una *N* o $t_\nu$ *"quocients de variàncies"* segueixen $\chi_\nu^2$ o $F_\nu$ (per a un possible valor versemblant $\theta_0$ del paràmetre corresponent)

| **Paràmetre θ** | **Estadístic i se*** | **Estadístic amb distribució contrastant $\theta_0$** | **Premisses per $Y = f(\theta) + \varepsilon$** (model $f(\theta)$, residus $\varepsilon$ ) | **Interval de Confiança (1-α)% (risc α%)** |
|---|---|---|---|---|
| θ és μ | $\frac{(\bar{y}-\mu)}{se}$ <br> $se = \sigma/\sqrt{n}$ | $z = \frac{(\bar{y}-\theta_0)}{se} \sim \mathrm{N}(0,1)$ | Normalitat de *Y* (o n "gran") <br> σ coneguda | $[\bar{y} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}}\ se]$ |
| θ és μ | $\frac{(\bar{y}-\mu)}{se}$ <br> $se = s/\sqrt{n}$ | $t = \frac{(\bar{y}-\theta_0)}{se} \sim t_{n-1}$ | Normalitat de *Y* | $[\bar{y} \pm t_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}\ se]$ |
| θ és π | $\frac{(p-\pi)}{se}$ <br> (se de l'estadístic no és exactament el del IC) | $z = \frac{(p-\theta_0)}{se} \sim \mathrm{N}(0,1)$ | (1-$\pi$) $n \geq\approx 5$ <br> $\pi$ $n \geq\approx 5$ <br> $(\pi \rightarrow P \text{ o } \pi \rightarrow 0.5)$ | $[p \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}}\ se]$ <br> $se = \sqrt{\pi(1-\pi)/n}$ $\quad (\pi \rightarrow P \text{ o } \pi \rightarrow 0.5)$ |
| θ és σ² | $\frac{s^2(n-1)}{\sigma^2}$ | $\chi^2 = \frac{s^2(n-1)}{\theta_0} \sim \chi_{n-1}^2$ | Normalitat de *Y* | $\left[\frac{s^2(n-1)}{\chi_{n-1,\,1-\frac{\alpha}{2}}^2}, \frac{s^2(n-1)}{\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2}\right]$ |
| θ és μ1-μ2 (o μD) | $\frac{(\bar{d}-\mu_D)}{se}$ <br> $se = s_D/\sqrt{n}$ | $t = \frac{(\bar{d}-\theta_0)}{se} \sim t_{n-1}$ | Normalitat de *D* (*Y₁* - *Y₂*) <br> (2 grups aparellats) | $[\bar{d} \pm t_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}\ se]$ |
| θ és μ1-μ2 | $\frac{(\bar{y}_1-\bar{y}_2)-(\mu_1-\mu_2)}{se}$ <br> $se = s\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}$ $\quad (s^2 = \frac{(n_1-1)s_1^2+(n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2})$ | $t = \frac{(\bar{y}_1-\bar{y}_2)-(\theta_0)}{se} \sim t_{n1+n2-2}$ | Normalitat de $Y_1$ i $Y_2$ <br> Homoscedasticitat ($\sigma_1 = \sigma_2$) <br> (2 grups independents <br> amb $\sigma_1$ i $\sigma_2$ desconegudes) | $[\,(\bar{y}_1-\bar{y}_2) \pm t_{(n1+n2-2),1-\frac{\alpha}{2}}\ se\,]$ |
| θ és π1-π2 | $\frac{(P_1-P_2)-(\pi_1-\pi_2)}{se}$ <br> (se de l'estadístic no és exactament el del IC) | $z = \frac{(P_1-P_2)-(\theta_0)}{se} \sim \mathrm{N}(0,1)$ | (1-$\pi_i$) $n_i \geq\approx 5$ <br> $\pi_i$ $n_i \geq\approx 5$ <br> $(\pi_i \rightarrow Pi)$ <br> (2 grups independents) | $[\,(P_1-P_2) \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}}\ se\,]$ <br> $se = \sqrt{P_1(1-P_1)/n_1 + P_2(1-P_2)/n_2}$ |
| θ és $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ | $\frac{s_1^2/\sigma_1^2}{s_2^2/\sigma_2^2} = \frac{s_1^2/s_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2}$ | $F = \frac{s_1^2/s_2^2}{\theta_0} \sim F_{n1-1,n2-1}$ | Normalitat de $Y_1$ i $Y_2$ <br> (2 grups independents) | $\left[\frac{s_1^2/s_2^2}{F_{(n1-1,n2-1),1-\frac{\alpha}{2}}}, \frac{s_1^2/s_2^2}{F_{(n1-1,n2-1),\frac{\alpha}{2}}}\right]$ |
| θ és $\beta_i$ | $\frac{(b_i-\beta_i)}{se_{b_i}}$ | $t = \frac{(b_i-\theta_0)}{se_{b_i}} \sim t_{n-2}$ <br> (per a $\beta_0$ o $\beta_1$ del model lineal simple) | Linealitat <br> Normalitat (dels residus) <br> Homoscedasticitat (dels residus) <br> Independència (dels residus) | $[b_i \pm t_{n-2,1-\frac{\alpha}{2}}\ se_{b_i}]$ |

* se (estàndard error o error tipus)