

MATEMÀTIQUES II DELS GRAUS DE BIOLOGIA I BIOQUÍMICA.
TAULES DE CONTRASTOS D'HIPÒTESI MÉS USUALS I: UNA MOSTRA

En aquest document recollim els contrastos d'hipòtesis paramètrics més usuals per a una mostra que es poden portar a terme “a mà.” Per a cada contrast donam: les condicions, l'estadístic de contrast, la regió crítica, l'interval de confiança i el p-valor.

En la definició dels l'estadístics hem emprat la notacions següents:

- Z : Distribució normal estàndard $N(0, 1)$.
- t_n : Distribució t de Student amb n graus de llibertat.
- χ_n^2 : Distribució khi-quadrat amb n graus de llibertat.
- X_α : Indica l' α -quantil de la variable aleatòria X , és a dir (si X és contínua, que és sempre el cas en aquest document), el valor on la funció de distribució de X val α : $P(X \leq X_\alpha) = \alpha$.

Recordau la traducció als quantils de les propietats de simetria de Z i t :

- Simetria de la normal: $z_\alpha = -z_{1-\alpha}$.
- Simetria de la t de Student: $t_{n,\alpha} = -t_{n,1-\alpha}$.

Els contrastos paramètrics amb R els estudiam a la lliçó 23 del manual.

| Tipus de contrast i condicions | | | | |
|--------------------------------|--|--------------------------------|----------------------------------|-------------|
| Hipòtesi nul·la | Condicions | Mostra | Hipòtesi alternativa | Cas |
| $H_0 : \mu = \mu_0$ | Població normal o n gran. σ coneguda. | n observacions independents. | $H_1 : \mu \neq \mu_0$ | I |
| | | | $H_1 : \mu < \mu_0$ | II |
| | | | $H_1 : \mu > \mu_0$ | III |
| | Població normal. σ desconeguda. | n observacions independents. | $H_1 : \mu \neq \mu_0$ | IV |
| | | | $H_1 : \mu < \mu_0$ | V |
| | | | $H_1 : \mu > \mu_0$ | VI |
| | Població qualsevol. σ desconeguda. n gran. | n observacions independents. | $H_1 : \mu \neq \mu_0$ | VII |
| | | | $H_1 : \mu < \mu_0$ | VIII |
| | | | $H_1 : \mu > \mu_0$ | IX |
| $H_0 : p = p_0$ | Població Bernoulli. $n \geq 100$, $n\hat{p} \geq 10$, $n(1 - \hat{p}) \geq 10$ | n observacions independents. | $H_1 : p \neq p_0$ | X |
| | | | $H_1 : p < p_0$ | XI |
| | | | $H_1 : p > p_0$ | XII |
| $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ | Població Normal. μ desconeguda | n observacions independents. | $H_1 : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ | XIII |
| | | | $H_1 : \sigma^2 < \sigma_0^2$ | XIV |
| | | | $H_1 : \sigma^2 > \sigma_0^2$ | XV |

| Detalls del test | | | | |
|--------------------------|--|--|---|--|
| Cas | Estadístic | Regió crítica | Interval confiança | p -valor |
| I | $Z = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ és $N(0, 1)$ | $\{Z \leq -z_{1-\frac{\alpha}{2}}\} \cup \{Z \geq z_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$ | $\left] \bar{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right[$ | $2P(Z \geq z)$ |
| II | | $\{Z \leq z_\alpha\}$ | $\left] -\infty, \bar{X} - z_\alpha \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right[$ | $P(Z \leq z)$ |
| III | | $\{Z \geq z_{1-\alpha}\}$ | $\left] \bar{X} - z_{1-\alpha} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \infty \right[$ | $P(Z \geq z)$ |
| IV | $T = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$ és t_{n-1} | $\{T \leq -t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}\} \cup \{T \geq t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}\}$ | $\left] \bar{X} - t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} \right[$ | $2P(t_{n-1} \geq T)$ |
| V | | $\{T \leq t_{n-1, \alpha}\}$ | $\left] -\infty, \bar{X} - t_{n-1, \alpha} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} \right[$ | $P(t_{n-1} \leq T)$ |
| VI | | $\{T \geq t_{n-1, 1-\alpha}\}$ | $\left] \bar{X} - t_{n-1, 1-\alpha} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}, \infty \right[$ | $P(t_{n-1} \geq T)$ |
| VII | $Z = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$ és aprox. $N(0, 1)$ | $\{Z \leq -z_{1-\frac{\alpha}{2}}\} \cup \{Z \geq z_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$ | $\left] \bar{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} \right[$ | $2P(Z \geq z)$ |
| VIII | | $\{Z \leq z_\alpha\}$ | $\left] -\infty, \bar{X} - z_\alpha \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} \right[$ | $P(Z \leq z)$ |
| IX | | $\{Z \geq z_{1-\alpha}\}$ | $\left] \bar{X} - z_{1-\alpha} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}, \infty \right[$ | $P(Z \geq z)$ |
| X | $Z = \frac{\hat{p}-p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$ és $N(0, 1)$ | $\{Z \leq -z_{\frac{\alpha}{2}}\} \cup \{Z \geq z_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$ | $\left] \hat{p} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}, \hat{p} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right[$ | $2P(Z \geq z)$ |
| XI | | $\{Z \leq z_\alpha\}$ | $\left] -\infty, \hat{p} - z_\alpha \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right[$ | $P(Z \leq z)$ |
| XII | | $\{Z \geq z_{1-\alpha}\}$ | $\left] \hat{p} - z_{1-\alpha} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}, \infty \right[$ | $P(Z \geq z)$ |
| XIII ¹ | $\chi^2 = \frac{(n-1)\bar{S}^2}{\sigma_0^2}$ és χ_{n-1}^2 | $\{\chi^2 \leq \chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^2\} \cup \{\chi^2 \geq \chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^2\}$ | $\left] \frac{(n-1)\bar{S}^2}{\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^2}, \frac{(n-1)\bar{S}^2}{\chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^2} \right[$ | $2 \min\{P(\chi_{n-1}^2 \leq \chi^2), P(\chi_{n-1}^2 \geq \chi^2)\}$ |
| XIV | | $\{\chi^2 \leq \chi_{n-1, \alpha}^2\}$ | $\left] 0, \frac{(n-1)\bar{S}^2}{\chi_{n-1, \alpha}^2} \right[$ | $P(\chi_{n-1}^2 \leq \chi^2)$ |
| XV | | $\{\chi^2 \geq \chi_{n-1, 1-\alpha}^2\}$ | $\left] \frac{(n-1)\bar{S}^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha}^2}, \infty \right[$ | $P(\chi_{n-1}^2 \geq \chi^2)$ |

¹En aquest cas (**XIII**), si μ és coneguda, es pot emprar l'estadístic $\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2}$, que tindrà distribució χ_n^2 .