

# Inferencia: Contraste de hipótesis para una población

Grado en Ingeniería Biomédica  
Clase 3

Jorge Calero Sanz

Departamento de Teoría de la Señal y Comunicaciones  
Universidad Rey Juan Carlos

8 de marzo de 2022

# Contrastes para la media

## Alternativa $<$ Nula ( $\mu < \mu_0$ ) con varianza desconocida

- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu < \mu_0$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  desconocida.
- Calculamos el estadístico:

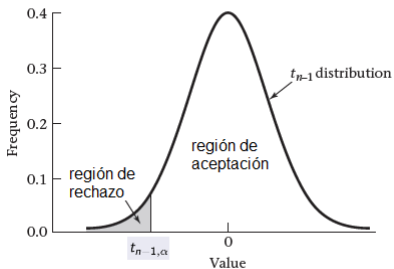
$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$$

donde  $s$  es la raíz de la cuasivarianza muestral.

- Entonces, si:
  - Si  $t < t_{n-1, \alpha}$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $t \geq t_{n-1, \alpha}$ , aceptamos  $H_0$ .

# Contrastes para la media

## Alternativa $<$ Nula ( $\mu < \mu_0$ ) con varianza desconocida

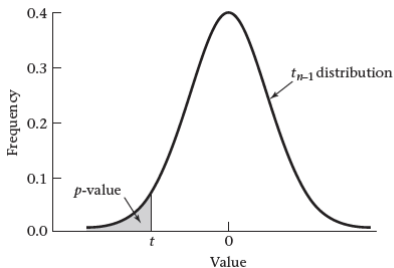


# Contrastes para la media

## Alternativa $<$ Nula ( $\mu < \mu_0$ )

- Definimos el  $p$  valor como:  $p = P(t_{n-1} \leq t)$

Graphic display of a  $p$ -value



# Contrastes para la media

## Alternativa $>$ Nula ( $\mu > \mu_0$ ) con varianza desconocida

- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu > \mu_0$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  desconocida.
- Calculamos el estadístico:

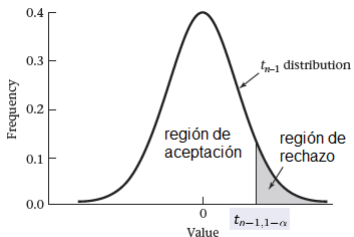
$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$$

donde  $s$  es la raíz de la cuasivarianza muestral.

- Entonces, si:
  - Si  $t > t_{n-1, 1-\alpha}$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $t \leq t_{n-1, 1-\alpha}$ , aceptamos  $H_0$ .

# Contrastes para la media

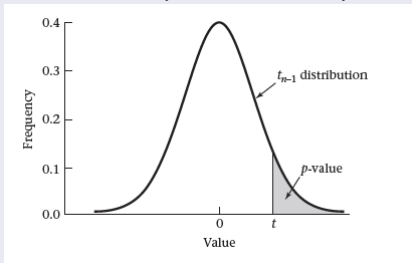
## Alternativa $>$ Nula ( $\mu > \mu_0$ ) con varianza desconocida



# Contrastes para la media

## Alternativa $>$ Nula ( $\mu > \mu_0$ ) con varianza desconocida

- Definimos el  $p$  valor como:  $p = P(t_{n-1} > t)$



# Contrastes para la media

## Alternativa $\neq$ Nula ( $\mu \neq \mu_0$ ) con varianza desconocida

- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu \neq \mu_0$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  desconocida.
- Calculamos el estadístico:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$$

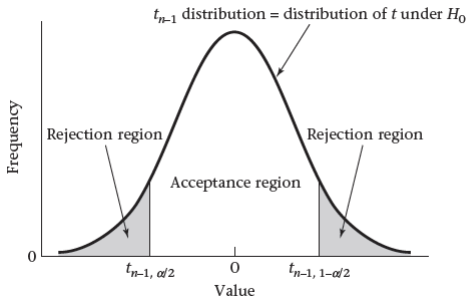
donde  $s$  es la raíz de la cuasivarianza muestral.

- Entonces, si:
  - Si  $|t| > t_{n-1, 1-\alpha/2}$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $|t| \leq t_{n-1, 1-\alpha/2}$ , aceptamos  $H_0$ .



# Contrastes para la media

## Alternativa $\neq$ Nula ( $\mu \neq \mu_0$ )

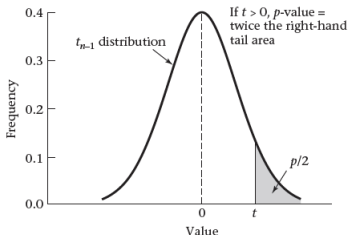
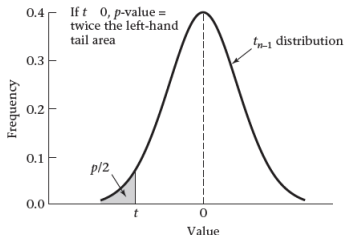


# Contrastes para la media

## Alternativa $\neq$ Nula ( $\mu \neq \mu_0$ ) con varianza desconocida

- Definimos el  $p$  valor como:
  - $p = 2 \cdot P(t_{n-1} \leq t)$  si  $t \leq 0$
  - $p = 2 \cdot [1 - P(t_{n-1} \leq t)]$  si  $t > 0$

**Figure 7.4** Illustration of the  $p$ -value for a one-sample  $t$  test for the mean of a normal distribution (two-sided alternative)



# Contrastes para la media

## Alternativa $<$ Nula ( $\mu < \mu_0$ ) con varianza conocida

- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu < \mu_0$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  **conocida**.
- Calculamos el estadístico:

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$$

- Entonces, si:
  - Si  $z < z_\alpha$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $z \geq z_\alpha$ , aceptamos  $H_0$ .
- El  $p$  valor es  $p = \Phi(z)$

# Contrastes para la media

## Alternativa $>$ Nula ( $\mu > \mu_0$ ) con varianza conocida

- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu > \mu_0$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  **conocida**.
- Calculamos el estadístico:

$$z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$$

- Entonces, si:
  - Si  $z > z_{1-\alpha}$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $z \leq z_{1-\alpha}$ , aceptamos  $H_0$ .
- El  $p$  valor es  $p = 1 - \Phi(z)$

# Contrastes para la media

## Alternativa $\neq$ Nula ( $\mu \neq \mu_0$ ) con varianza conocida

- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu \neq \mu_0$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  **conocida**.
- Calculamos el estadístico:

$$z = (\bar{x} - \mu_0) / (\sigma / \sqrt{n})$$

- Entonces, si:
  - Si  $z < z_{\alpha/2}$  o  $z > z_{1-\alpha/2}$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $z_{\alpha/2} \leq z \leq z_{1-\alpha/2}$ , aceptamos  $H_0$ .
- El  $p$  valor es:
  - $p = 2\Phi(z)$  si  $z \leq 0$
  - $p = 2(1 - \Phi(z))$  si  $z > 0$

# Potencia del contraste para la media

## Alternativa vs Nula (una alternativa) con varianza conocida

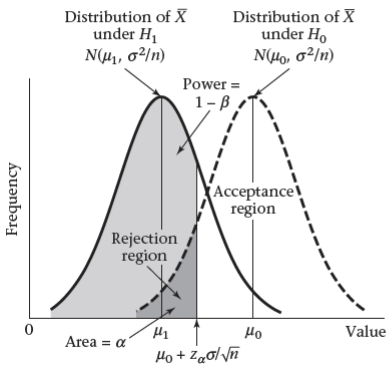
- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu = \mu_1$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  **conocida**.
- La potencia del test es:

$$\Phi[z_\alpha + |\mu_0 - \mu_1|\sqrt{n}/\sigma] = \Phi[-z_{1-\alpha} + |\mu_0 - \mu_1|\sqrt{n}/\sigma]$$

# Potencia del contraste para la media

## Alternativa vs Nula (una alternativa) con varianza conocida

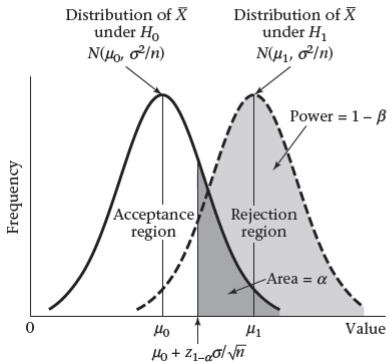
Illustration of power for the one-sample test for the mean of a normal distribution with known variance ( $\mu_1 < \mu_0$ )



# Potencia del contraste para la media

## Alternativa vs Nula (una alternativa)

Illustration of power for the one-sample test for the mean of a normal distribution with known variance ( $\mu_1 > \mu_0$ )





# Potencia del contraste para la media

## Alternativa vs Nula (doble alternativa) con varianza conocida

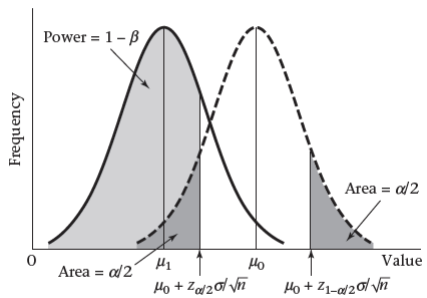
- Las hipótesis son:
  - $H_0: \mu = \mu_0$
  - $H_1: \mu = \mu_1$
- Con un nivel de significación  $\alpha$  y varianza  $\sigma$  **conocida**.
- La potencia del test es :

$$\Phi\left[-z_{1-\alpha/2} + \frac{(\mu_0 - \mu_1)\sqrt{n}}{\sigma}\right] + \Phi\left[-z_{1-\alpha/2} + \frac{(\mu_1 - \mu_0)\sqrt{n}}{\sigma}\right]$$

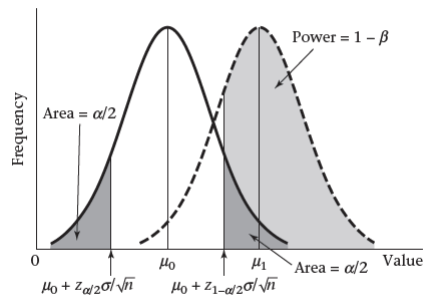
# Potencia del contraste para la media

## Alternativa vs Nula con varianza conocida

**Figure 7.8** Illustration of power for a two-sided test for the mean of a normal distribution with known variance



(a)  $\mu_1 < \mu_0$



(b)  $\mu_1 > \mu_0$

# Determinación del tamaño de la muestra para el contraste de la media

## Alternativa vs Nula (una alternativa) con varianza conocida

- Dados valores para  $\alpha$  y  $\beta$ , podemos utilizar la expresión anterior para calcular el tamaño que debe tener una muestra para poder realizar un test estadístico con esos niveles  $\alpha$  y  $\beta$  fijados y que el resultado sea válido.
- Si el contraste es de una alternativa, la  $n$  se determina a través de la ecuación:

$$n = \frac{(z_{1-\alpha} + z_{1-\beta})^2 \sigma^2}{(\mu_0 - \mu_1)^2}$$

# Determinación del tamaño de la muestra para el contraste de la media

## Alternativa vs Nula (doble alternativa) con varianza conocida

- Dados valores para  $\alpha$  y  $\beta$ , podemos utilizar la expresión anterior para calcular el tamaño que debe tener una muestra para poder realizar un test estadístico con esos niveles  $\alpha$  y  $\beta$  fijados y que el resultado sea válido.
- Si el contraste es de doble alternativa, la  $n$  se determina a través de la ecuación:

$$n = \frac{(z_{1-\alpha/2} + z_{1-\beta})^2 \sigma^2}{(\mu_0 - \mu_1)^2}$$

# Contraste para la varianza en una normal

## Alternativa vs Nula (doble alternativa)

- Las hipótesis son:
  - $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$
  - $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$
- Con un nivel de significación  $\alpha$ .
- Calculamos el estadístico:

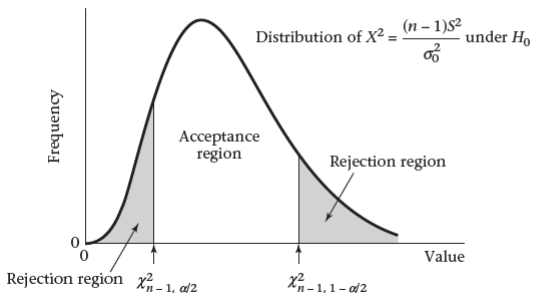
$$X^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$$

- Entonces, si:
  - Si  $X^2 < \chi_{n-1, \alpha/2}^2$  o  $X^2 > \chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $\chi_{n-1, \alpha/2}^2 \leq X^2 \leq \chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2$ , aceptamos  $H_0$ .

# Contraste para la varianza en una normal

## Alternativa vs Nula (doble alternativa)

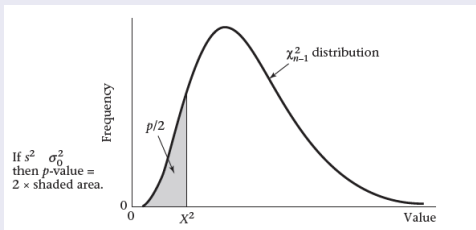
Acceptance and rejection regions for the one-sample  $\chi^2$  test for the variance of a normal distribution (two-sided alternative)



# Contraste para la varianza en una normal

## Alternativa vs Nula (doble alternativa)

- Para este test, el  $p$  valor es:
  - $2 \cdot P(\chi_{n-1}^2 < X^2)$  si  $s^2 \leq \sigma_0^2$



# Contrastes para la prevalencia $p$

## Métodos normales

- Las hipótesis son:

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

donde  $p_0$  es el parámetro poblacional y  $p$  el del grupo de interés.

- El estadístico que usaremos es la proporción muestral  $\hat{p}$ .
- Los métodos normales son aquellos en los que podemos aproximar la binomial a la normal, y esto ocurre cuando  $np_0q_0 \geq 5$ . Entonces  $\hat{p} \sim N(p_0, p_0q_0/n)$



# Contrastes para la prevalencia $p$

## Métodos normales

- Suponemos un nivel de significación  $\alpha$ .
- Calculamos el estadístico:

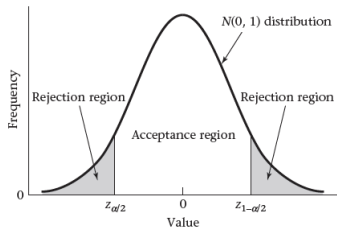
$$z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0 q_0 / n}}$$

- Entonces, si:
  - Si  $z < z_{\alpha/2}$  o  $z > z_{1-\alpha/2}$ , rechazamos  $H_0$ .
  - Si  $z_{\alpha/2} \leq z \leq z_{1-\alpha/2}$ , aceptamos  $H_0$ .

# Contrastes para la prevalencia $p$

## Métodos normales

Acceptance and rejection regions for the one-sample binomial test—normal-theory method (two-sided alternative)

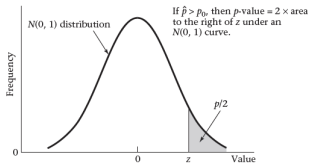
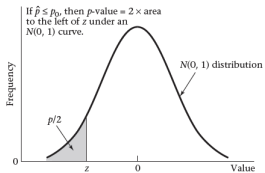


# Contrastes para la prevalencia $p$

## Métodos normales

- Si  $\hat{p} < p_0$  el  $p$  valor es  $2\Phi(z)$
- Si  $\hat{p} \geq p_0$  el  $p$  valor es  $2(1 - \Phi(z))$

Illustration of the  $p$ -value for a one-sample binomial test— normal-theory method (two-sided alternative)



# Contrastes para la prevalencia $p$

## Métodos normales

- La potencia para este test viene dada por:

$$\Phi \left[ \sqrt{\frac{p_0 q_0}{p_1 q_1}} \left( z_{\alpha/2} + \frac{|p_0 - p_1| \sqrt{n}}{\sqrt{p_0 q_0}} \right) \right] \quad (1)$$

- Y el tamaño de una muestra viene dado por:

$$n = \frac{p_0 q_0 \left( z_{1-\alpha/2} + z_{1-\beta} \sqrt{\frac{p_1 q_1}{p_0 q_0}} \right)^2}{(p_1 - p_0)^2} \quad (2)$$