

ESTADISTICA TECNICA

INFERENCIA EN POBLACIONES NORMALES CON VARIANZA CONOCIDA

BIBLIOGRAFIA BASICA

Inferencia Estadística y Diseño de Experimentos (Ing. García, Eudeba 2004) (Cap.II y Cap.III)

Apuntes de Estadística Técnica (CEI): Ing. Mermoz (Cap11 Y 12)

Probabilidad y Estadística: Aplicaciones y Métodos (Canavos, Mc Graw Hill, Cap 7, 8 y 9)

Probabilidad y Estadística Para Ingenieros (Walpole Myers, Sexta Edición, Cap 8, 9 y 10)

RECURSOS LIMITADOS
DATOS LIMITADOS
ENSAYOS DESTRUCTIVOS

POBLACION
 $f(x/\theta;\omega)$
(finita o infinita)

MUESTRA
 $\{\tilde{x}_1; \tilde{x}_2; \tilde{x}_3; \dots; \tilde{x}_n\}$
 n

ESTIMACION DE PARAMETROS
PUNTUAL $\hat{\theta} \Rightarrow \theta$
POR INTERVALO $\hat{\theta}_1 \leq \theta \leq \hat{\theta}_2$

PROCESO INDUCTIVO

$\theta \geq \theta_0$
PRUEBA DE HIPOTESIS

ESTADISTICOS
 $\phi(x_1; x_2; x_3; \dots; x_n)$

LA MEDIA MUESTRAL

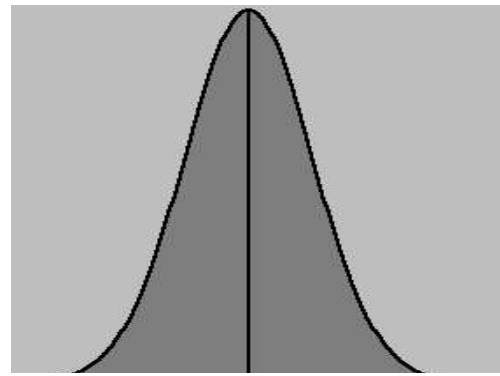
$$X \approx N(\mu; \sigma)$$

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

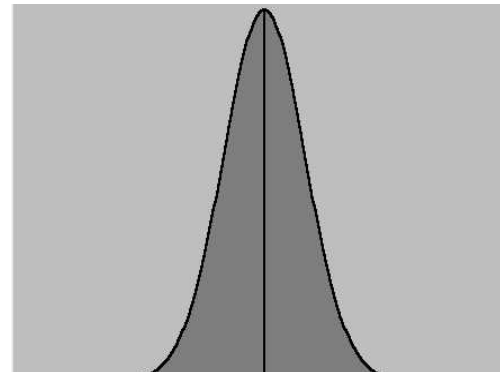
$$E(\bar{X}) = \mu$$

$$Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

$$X \approx N(\mu; \sigma)$$



$$\bar{X} \approx N\left(\mu; \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$



EJEMPLO

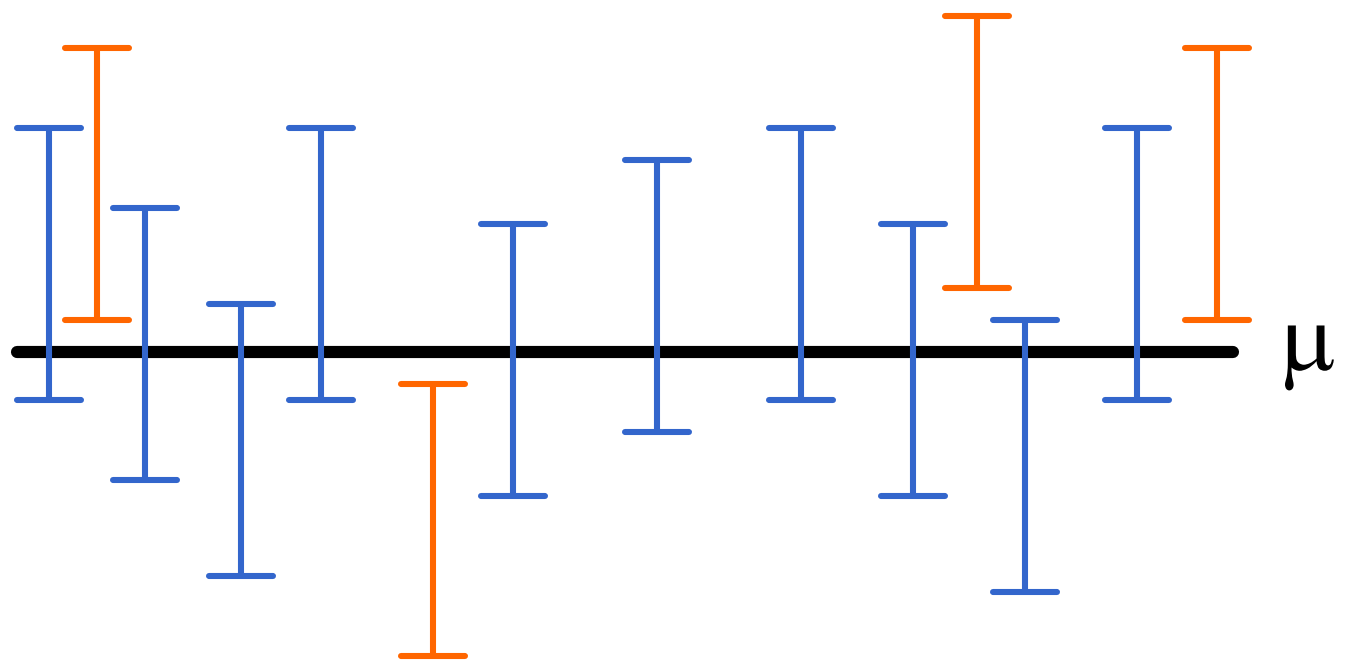
Una máquina llenadora de latas de café dosifica cantidades variables con distribución Normal de desvío 15 gramos. A intervalos regulares se toman muestras de 10 envases a fin de estimar la dosificación media. Una de las muestras arrojó un promedio de 246 gr.

- 1) Calcular a un 10% los límites de confianza para la dosificación media.
- 2) ¿Cuántos envases más se tendrían que pesar para que el intervalo tenga un error de 5 gr. ?

INTERVALO DE CONFIANZA

$$\hat{\theta}_1 \leq \theta \leq \hat{\theta}_2$$

$$P(\hat{\theta}_1 \leq \theta \leq \hat{\theta}_2) = 1 - \alpha = NC$$



INTERVALO DE CONFIANZA

$$P \left(Z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right) = 1 - \alpha = NC$$

$$P \left(Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X} - \mu \leq Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) = 1 - \alpha = NC$$

$$P \left(Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \bar{X} \leq -\mu \leq Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \bar{X} \right) = 1 - \alpha$$

$$P \left(-Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X} \geq \mu \geq -Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X} \right) = 1 - \alpha$$

$$P \left(Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X} \geq \mu \geq -Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X} \right) = 1 - \alpha$$

INTERVALO DE CONFIANZA

$$\left(Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X} \geq \mu \geq -Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X} \right) = 1 - \alpha$$

$$LI = \bar{X} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$LS = \bar{X} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

INTERVALO DE CONFIANZA

Tamaño de muestra para una amplitud dada

$$\text{AMPLITUD} = LS - LI = D$$

$$LS - LI = \bar{X} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \left(\bar{X} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

$$D = 2 Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\frac{D}{2} = \text{Error}$$

$$n = \left(\frac{Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma}{\frac{D}{2}} \right)^2$$

EJEMPLO

En una carpintería se consideran aceptables las partidas de cedro recibidas si la longitud media de las tablas es mayor que 4 m. Por experiencia la longitud de las tablas se considera distribuida normalmente con un desvío de 0.15 m.

Se recibió una partida procedente de Salta, cuya muestra arrojó los siguientes valores:

3.8 - 3.74 - 3.98- 4.1 - 3.9

- Aceptaría la partida si se establece en un 5% la probabilidad de rechazarla indebidamente. Calcular también el nivel de significación a posteriori.
- ¿Cuál sería la probabilidad de aceptar una partida cuya longitud media fuese de 3.8 m?
- ¿Cuántas tablas más se tendrían que medir si se desea disminuir la probabilidad anterior a 0.1?
- Dibujar la curva de potencia y la característica operativa

PRUEBA DE HIPOTESIS

Se plantea una hipótesis sobre el valor que puede tomar el parámetro

$$\theta \geq \theta_o$$

(hipótesis nula H_o)

Se toma una muestra aleatoria y a partir de ella se calcula un estadístico apropiado

$$\hat{\theta}_{prueba}$$

Se evalúa si el valor del estadístico es coherente con la hipótesis planteada. Para ello se define un un valor crítico del estadístico, contra el cual se efectuará la comparación

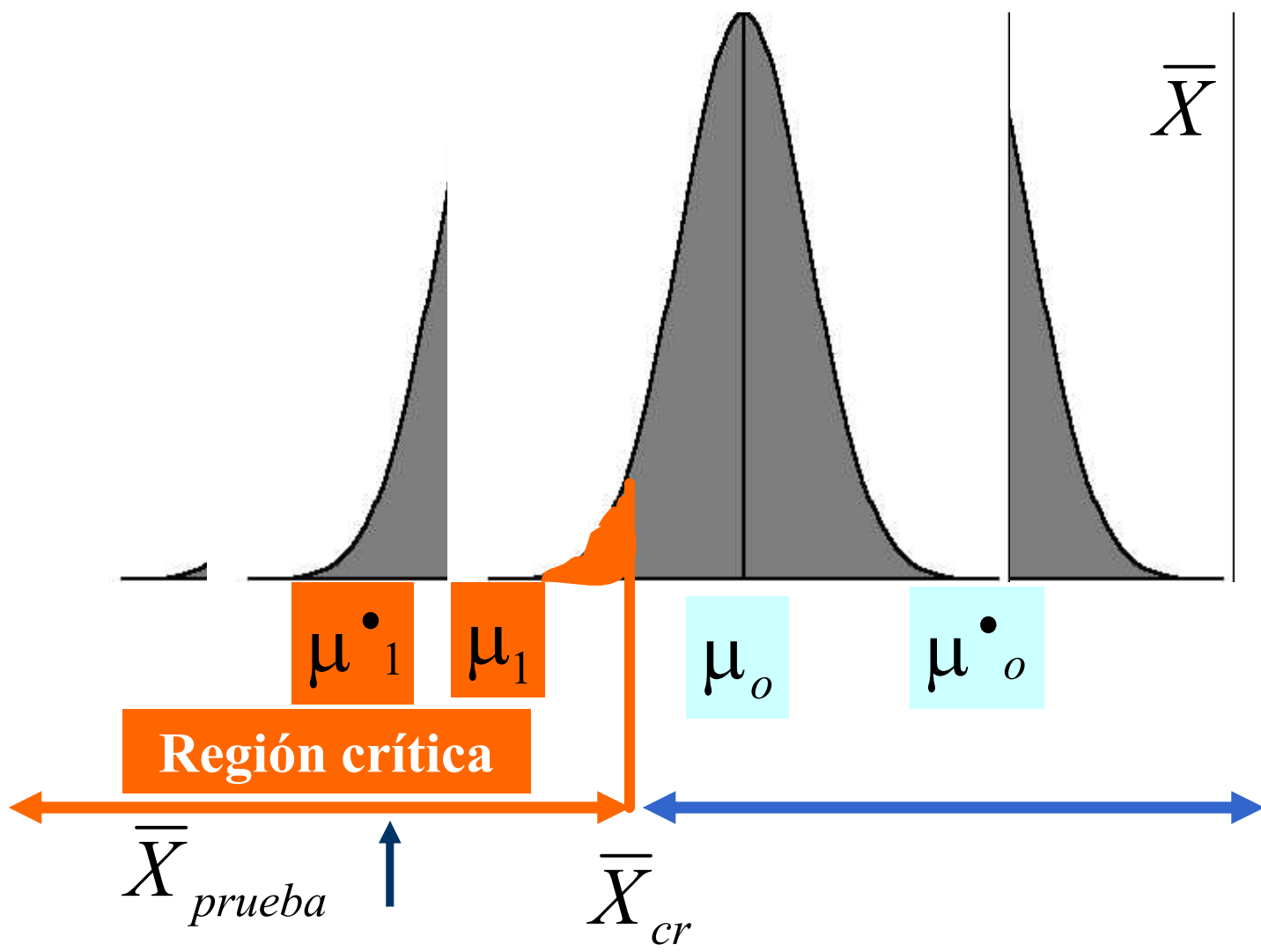
$$\hat{\theta}_{critico}$$

Si el valor del estadístico no es coherente con la hipótesis planteada se concluye con una determinada probabilidad de error que la hipótesis es falsa

$$\hat{\theta}_{pru} \leq \hat{\theta}_{crit}$$

$$H_0 : \mu \geq \mu_0$$

$$H_1 : \mu \leq \mu_0$$



ENSAYO DE HIPOTESIS

	Verdadera	Falsa
Rechazar H_0	α^* Error tipo I	π Potencia
No Rechazar H_0		β Error tipo II

$$\pi = 1 - \beta$$

$\alpha = \max(\alpha^*) = \text{nivel de significación}$

El ensayo se plantea de manera tal que cometer un error de tipo I sea más grave que el error de tipo II. Ello es así porque el error de tipo I está acotado por el nivel de significación.

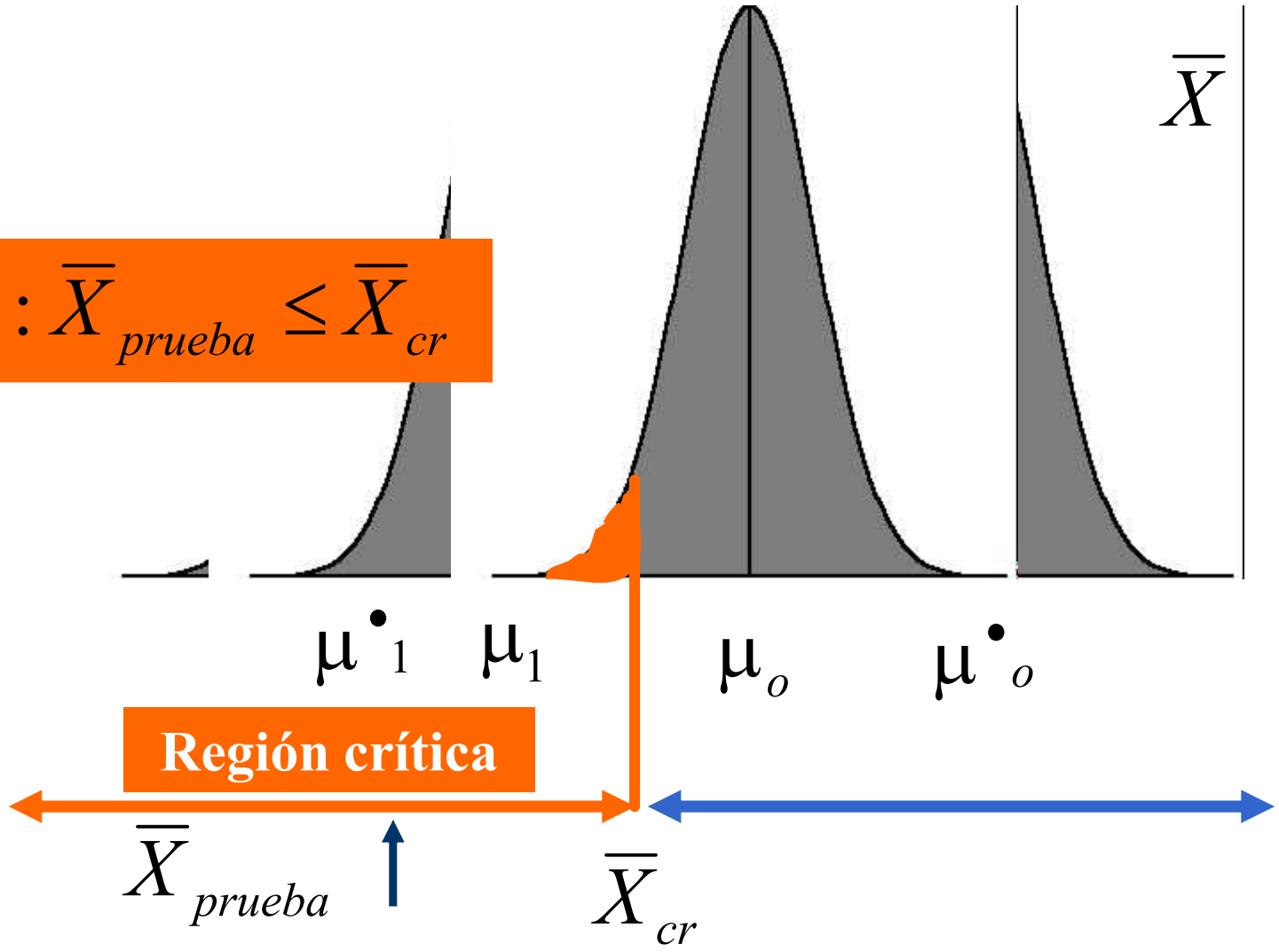
ENSAYO DE HIPOTESIS

- Planteo de la hipótesis nula
- Calculo de la región crítica (condición de rechazo)
- Toma de la muestra y decisión sobre H_0
- Trazado de las curvas del ensayo

$$H_0 : \mu \geq \mu_0$$

$$H_1 : \mu \leq \mu_0$$

$$CR : \bar{X}_{prueba} \leq \bar{X}_{cr}$$

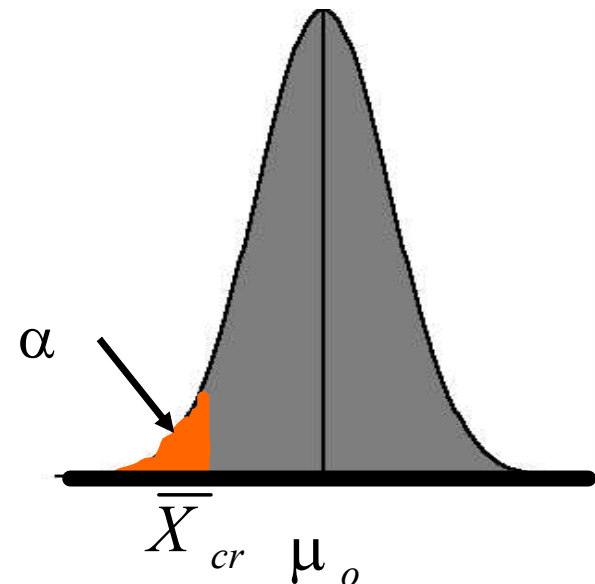


$$H_o : \mu \geq \mu_o$$

$$CR : \bar{X}_{prueba} \leq \bar{X}_{cr}$$

$$P(\bar{X}_{prueba} \leq \bar{X}_{cr} / H_o) = \alpha$$

$$P\left(\frac{\bar{X}_{prueba} - \mu_o}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq \frac{\bar{X}_{cr} - \mu_o}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) = \alpha$$



$$\frac{\bar{X}_{cr} - \mu_o}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = Z_\alpha \quad \bar{X}_{cr} = \mu_o + Z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

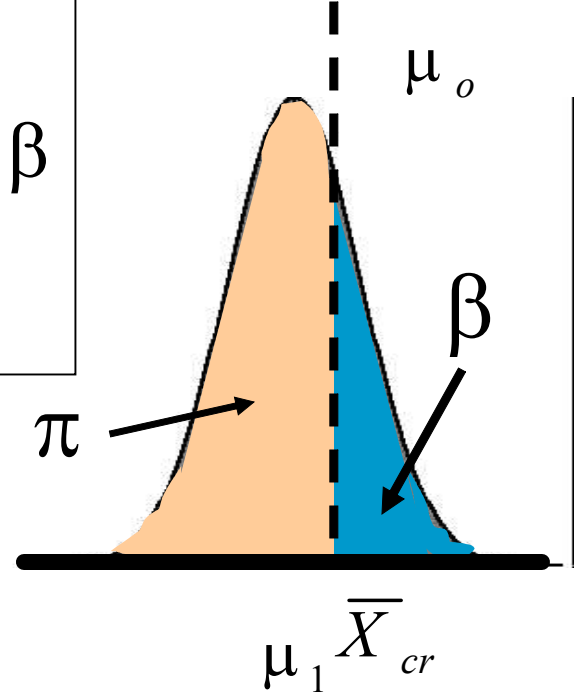
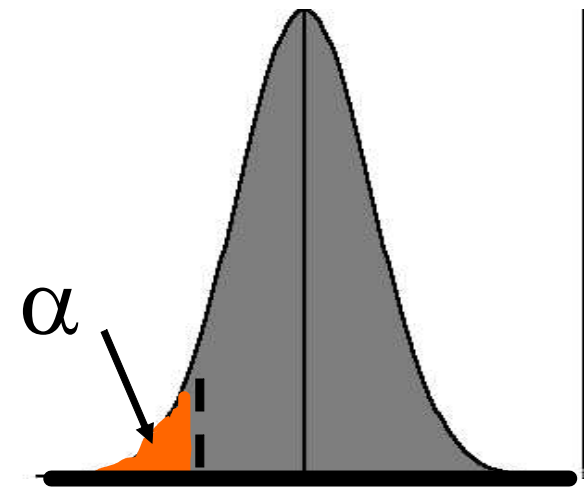
$$\bar{X}_{cr} = \mu_o - Z_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$H_o : \mu \geq \mu_o$$

$$P(\bar{X}_{prueba} \geq \bar{X}_{cr} / H_1) = \beta$$

$$P\left(\frac{\bar{X}_{prueba} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \geq \frac{\bar{X}_{cr} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) = \beta$$

$$\pi = 1 - \beta$$



$$H_o : \mu \geq \mu_o$$

$$P \left(\frac{\bar{X}_{prueba} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \geq \frac{\bar{X}_{cr} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \right) = \beta \quad P \left(\frac{\bar{X}_{prueba} - \mu_o}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq \frac{\bar{X}_{cr} - \mu_o}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \right) = \alpha$$

$$\frac{\bar{X}_{cr} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = Z_{1-\beta}$$

$$\frac{\bar{X}_{cr} - \mu_o}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = -Z_{1-\alpha}$$

$$\frac{\bar{X}_{cr} - \mu_1 - \bar{X}_{cr} + \mu_o}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = Z_{1-\beta} + Z_{1-\alpha}$$

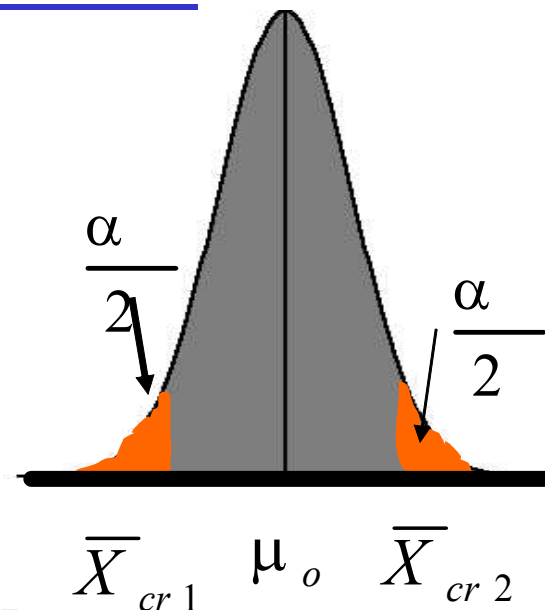
$$n = \left(\frac{(Z_{1-\beta} + Z_{1-\alpha}) \sigma}{\mu_o - \mu_1} \right)^2$$

ENSAYOS BILATERAL

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_1 : \mu \neq \mu_0$$

$$CR : (\bar{X}_{prueba} \leq \bar{X}_{cr1}) \cup (\bar{X}_{prueba} \geq \bar{X}_{cr2})$$



$$P[(\bar{X}_{prueba} \leq \bar{X}_{cr1}) \cup (\bar{X}_{prueba} \geq \bar{X}_{cr2}) / \mu_0] = \alpha$$

$$P[(\bar{X}_{prueba} \leq \bar{X}_{cr1}) / \mu_0] = \frac{\alpha}{2}$$

$$\bar{X}_{cr1} = \mu_0 - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$P[(\bar{X}_{prueba} \geq \bar{X}_{cr2}) / \mu_0] = \frac{\alpha}{2}$$

$$\bar{X}_{cr2} = \mu_0 + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$P\left(\bar{X}_{cr1} \leq \bar{X}_{prueba} \leq \bar{X}_{cr2} / \mu_1\right) = \beta$$

$$F\left(\frac{\bar{X}_{cr2} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) - F\left(\frac{\bar{X}_{cr1} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) = \beta$$

$$\pi = 1 - \beta$$

$$n = \left(\frac{\left(Z_{1-\beta} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right) \sigma}{\mu_o - \mu_1} \right)^2$$

