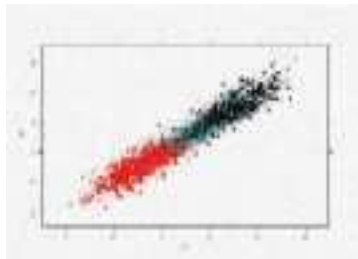


# ESTADÍSTICA (SISTEMAS)

Profesores: Hilario Navarro. Jorge Martín



DEPARTAMENTO DE ESTADÍSTICA,  
INVESTIGACIÓN OPERATIVA Y CÁLCULO  
NUMÉRICO



Soluciones a los problemas del examen.  
Convocatoria de septiembre. Curso 2003-2004

**Problema 1.** La tabla siguiente muestra el número de artículos **defectuosos** y **aceptables** que se obtienen **antes** y **después** de introducir una modificación en un proceso de fabricación

	<i>Defectuoso</i>	<i>Aceptable</i>
<i>Antes</i>	14	46
<i>Después</i>	6	34

Utilice un contraste  $\chi^2$  para decidir si el cambio es significativo ( $\alpha = 0.01$ ).

**Datos auxiliares:**  $\chi^2_{2;0.01} = 9.210$  ,  $\chi^2_{4;0.01} = 13.277$  ,  $\chi^2_{1;0.01} = 6.635$

### Solución

Para decidir si el cambio observado en la distribución de “Aceptable/Defectuoso” es significativo —aplicando un contraste del tipo  $\chi^2$ —, tendremos que comparar el valor del estadístico

$$\sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^2 \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

con el de  $\chi^2_{(2-1)(2-1);\alpha}$ . El enunciado nos proporciona la frecuencia observada ( $o_{ij}$ ); multiplicando las correspondientes frecuencias marginales y dividiendo por el tamaño de la muestra obtenemos la frecuencia esperada bajo la hipótesis nula ( $e_{ij}$ ):

	<i>Defectuoso</i>	<i>Aceptable</i>	
<i>Antes</i>	12	48	60
<i>Después</i>	8	32	40
	20	80	100

Con estos datos podemos realizar la operación  $(o - e)^2 / e$  para cada celda de la tabla, resultando:

	<i>Defectuoso</i>	<i>Aceptable</i>
<i>Antes</i>	4/12	4/48
<i>Después</i>	4/8	4/32

Entonces,

$$\sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^2 \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} = \frac{32 + 8 + 48 + 12}{96} = \frac{100}{96} \simeq 1.04$$

Como  $1.04 < \chi^2_{1;0.05} = 6.635$ , concluimos que, con un nivel  $\alpha = 0.05$ , el cambio no es estadísticamente significativo y, por tanto, es razonable aceptar que la modificación introducida en el proceso de fabricación no tiene el efecto deseado.  $\square$

**Problema 2.** En la fabricación de cierta clase de dispositivos electrónicos se puede emplear uno cualquiera de dos procesos: A y B. El tiempo de vida —en

miles de horas— de los dispositivos obtenidos del proceso A es una variable aleatoria  $X$  con densidad

$$f(x) = \begin{cases} e^{1-x}, & x \geq 1 \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Por otro lado, el tiempo de vida de los dispositivos fabricados con el B es una variable aleatoria  $Y$  con densidad

$$g(y) = \begin{cases} \frac{3}{y^4}, & y \geq 1 \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Si ambos procesos se comparan por la vida media de los dispositivos que producen, ¿cuál utilizaría?

### Solución

Puesto que el criterio de comparación es la vida media de los dispositivos, calcularemos la esperanza de ambas variables.

Para la variable aleatoria  $X$  se tiene que

$$E\{X\} = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx = \int_1^{\infty} xe^{1-x} dx = -xe^{1-x}]_1^{\infty} + \int_1^{\infty} e^{1-x} dx = 2.$$

Para la variable aleatoria  $Y$  la media es

$$E\{Y\} = \int_{-\infty}^{\infty} yf(y) dy = 3 \int_1^{\infty} y \frac{dy}{y^4} = 3 \int_1^{\infty} y^{-3} dy = \frac{3y^{-2}}{-2} \Big|_1^{\infty} = \frac{3}{2}.$$

Puesto que  $E\{X\} > E\{Y\}$ , utilizaremos el proceso A para la fabricación de los dispositivos.

□

**Problema 3.** A fin de comparar las medias de dos poblaciones con distribución normal de varianzas 2 y 3, respectivamente, se obtuvieron dos muestras aleatorias de tamaños 10 y 9 dadas por:

Pobl. 1		5	8	7	8.5	6.5	8	6	7	6	8
Pobl. 2		7	6	8	5.5	6.5	5	5	6	5	

Contrastar la hipótesis de igualdad de las medias de las dos poblaciones. Tómese un nivel de significación de  $\alpha = 0.05$ .

**Datos auxiliares:** Si  $F$  es la función de distribución de una  $N(0, 1)$ :  $F(-1.645) = 0.05$ ,  $F(-2.57) + 1 - F(2.57) = 0.01$ ,  $F(1.96) = 0.975$

### Solución

Dado que se pide contrastar la igualdad de medias de dos poblaciones, la hipótesis nula y la alternativa vienen dadas por

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$$

siendo  $\mu_1$  y  $\mu_2$  las medias poblacionales.

Puesto que las poblaciones son normales de varianzas conocidas, el estadístico de contraste que emplearemos es

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

con  $\sigma_1^2$  y  $\sigma_2^2$  las varianzas de ambas poblaciones.

La distribución del estadístico anterior es  $N(0, 1)$ . Los ingredientes muestrales que aparecen en la expresión que lo define son:

- $n_1$ : tamaño de la muestra procedente de la población 1.
- $n_2$ : tamaño de la muestra procedente de la población 2.
- $\bar{X}_1$ : media de la muestra extraída de la primera población.
- $\bar{X}_2$ : media de la muestra extraída de la segunda población.

Puesto que el contraste es bilateral, la región crítica del test viene dada por

$$\mathcal{R} = \left\{ \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2} \right\},$$

donde el punto crítico  $z_{\alpha/2}$  es el valor de una variable aleatoria  $Z$  con distribución  $N(0, 1)$  que verifica que  $P(Z > z_{\alpha/2}) = \alpha/2$ .

En nuestro caso, con tamaños muestrales de  $n_1 = 10$  y  $n_2 = 9$ , para un nivel de significación de  $\alpha = 0.05$ , el punto crítico será  $z_{\alpha/2} = 1.96$ , dado que se cumple que  $P(Z > 1.96) = 1 - F(1.96) = 0.025$ . Por tanto, la región crítica —zona sombreada de la figura 1— vendrá determinada por

$$\mathcal{R} = \left\{ \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} > 1.96 \right\}.$$

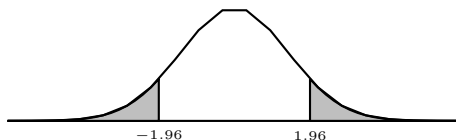


Figura 1: Región crítica para  $\alpha = 0.05$

De los datos proporcionados, se obtendrá que

$$\begin{aligned} \blacksquare \bar{X}_1 &= \frac{5 + 8 + \cdots + 6 + 8}{10} = 7. \\ \blacksquare \bar{X}_2 &= \frac{7 + 6 + \cdots + 6 + 5}{9} = 6. \end{aligned}$$

Consecuentemente, para la muestra extraída se tiene que

$$\frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{7 - 6}{\sqrt{\frac{2}{10} + \frac{3}{9}}} = \frac{\sqrt{30}}{4}$$

valor que no pertenece a la región crítica  $\mathcal{R}$ ; con lo cual se acepta la hipótesis de igualdad de las medias de ambas poblaciones. □

**Problema 4.** Con el fin de estudiar la relación existente entre las columnas  $X$  e  $Y$  de una base de datos que contiene 10 registros del par  $(X, Y)$ , se han realizado los siguientes cálculos:  $\sum x_i = 55$ ,  $\sum y_i = 61$ ,  $\sum x_i^2 = 385$ ,  $\sum y_i^2 = 545$ ,  $r = -0.875$ .

1. Resuma la correspondiente nube de puntos mediante la recta de regresión de  $Y$  sobre  $X$ .
2. ¿Cómo valoraría la bondad de dicho resumen? (Justifique —sin demostraciones— su elección)

**Datos auxiliares:** De los datos del enunciado se obtiene que la relación entre desviaciones típicas es

$$\sqrt{v_y} = 1.448\sqrt{v_x}$$

### Solución

- (a) La relación entre el **coeficiente de correlación lineal** y la **pendiente de la recta de regresión** de  $Y$  sobre  $X$  se pone de manifiesto en la siguiente igualdad:

$$Pendiente = r \sqrt{\frac{v_y}{v_x}}.$$

Con los datos del enunciado resulta

$$Pendiente = (-0.875) \times (1.448) \simeq -1.27$$

y, dado que

$$\bar{x} = \frac{1}{10} \sum x_i = 5.5 \quad , \quad \bar{y} = \frac{1}{10} \sum y_i = 6.1 \quad ,$$

la expresión de la recta de regresión de  $Y$  sobre  $X$  es

$$y - 6.1 = -1.27(x - 5.5)$$

- (b) La forma más directa es midiendo el error cuadrático medio, que se conoce como **varianza residual**. Sin embargo, resulta más útil —tiene mayor capacidad de interpretación— el cociente

$$\frac{\text{Varianza residual}}{v_y}$$

que toma valores en el intervalo  $[0, 1]$ : un valor próximo a 1 refleja un mal ajuste mientras un valor cercano a 0 indica la cualidad contraria. El cálculo de dicho cociente se puede realizar fácilmente, ya que

$$\frac{\text{Varianza residual}}{v_y} = 1 - r^2 .$$

En definitiva, podríamos valorar el ajuste simplemente a través del coeficiente  $r^2$ . En este caso se obtiene  $r^2 \simeq 0.77$ , que, en general, se considera como indicador de un ajuste no demasiado bueno.

□