

## PROBLEMES PROPOSATS

### PROBLEMA N° 27

#### 2. Continuación del problema n° 25

Es bien sabido que  $\bar{X}$  e  $\bar{Y}$  siguen una distribución normal multivariante  $N_m(\mu_1, \frac{1}{N}\Sigma)$  y  $N_m(\mu_2, \frac{1}{M}\Sigma)$  respectivamente, y que  $A$  sigue una distribución Wishart,  $W_m(N + M - 2, \Sigma)$ , además  $\bar{X}$ ,  $\bar{Y}$  y  $A$  son estocásticamente independientes. Concluir que dicha familia probabilística paramétrica es invariante frente la acción del grupo  $G$  actuando sobre  $\chi \equiv E$ . ¿Cuál es el grupo inducido  $\bar{G}$  que actúa sobre  $\Omega \equiv E$ ?

Sea el contraste:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \quad \text{frente} \quad H_1 : \mu_2 \neq \mu_1$$

Demostrar que es invariante respecto la acción de  $G$ . Concluir que los únicos tests invariantes para resolver este contraste están basados en estadísticos

$$U = f((\bar{X} - \bar{Y})' A^{-1}(\bar{X} - \bar{Y}))$$

y su distribución sólo dependerá de  $(\mu_2 - \mu_1)' \Sigma^{-1}(\mu_2 - \mu_1)$ . Comprobar que la  $T^2$  de Hotelling es de dicha forma.

Demostrar finalmente a través del lema de Neymann-Pearson que dentro de la clase de test invariantes frente la acción de  $G$ , el test basado en la  $T^2$  de Hotelling que rechaza la hipótesis nula para valores grandes de  $T^2$  es el test uniformemente más potente.

Josep M. Oller

### PROBLEMA N° 28

Sea  $\{C_1, C_2\}$  una partición de una población  $\Omega$ . Un problema característico de análisis discriminante consiste en la asignación de un individuo  $w$  a una de las dos clases a partir de la observación de un vector aleatorio  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_q)$  teniendo como información previa la observación de una muestra de cada clase. Sean  $x_{11}, \dots, x_{1n_1}$  y  $x_{21}, \dots, x_{2n_2}$  muestras para cada una de las clases y  $x$  la observación para el nuevo individuo. El método del discriminador lineal

consiste en assignar el individu  $w$  a la classe  $C_i$  tal que

$$(x - \bar{x}_i)' S^{-1} (x - \bar{x}_i) \quad \left( \bar{x}_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \quad i = 1, 2 \right)$$

sea mínimo, siendo

$$S = \frac{(n_1 - 1)S_1 + (n_2 - 1)S_2}{n_1 + n_2 - 2} \quad \text{y}$$

$$S_i = \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)(x_{ij} - \bar{x}_i)' / (n_i - 1) \quad (i = 1, 2)$$

El método de la máxima verosimilitud consiste en asignar  $x$  a la clase  $C_i$  tal que la verosimilitud de la muestra bajo tal suposición sea máxima. Si  $n_1 = n_2$  y el vector  $\underline{X}$  sigue la distribución normal multivariante,  $N(\mu_i, \Sigma)$  ( $i = 1, 2$ ), de forma respectiva en cada clase  $C_i$  (matriz de covarianzas común), demostrar que ambos criterios coinciden.

Antoni Arcas Pons

#### PROBLEMA N° 29

Calcular  $E(1/\chi_m^2)$ , on  $E$  denota esperança matemàtica i  $\chi_m^2$  és una variable aleatòria *khi*-quadrat amb  $n$  graus de llibertat (g.ll.). Obtenir com a corol.laris  $E(F_{m,n})$  i  $V(t_n)$  on  $V$  denota variància,  $F_{m,n}$  és una  $F$  de Snedecor amb  $m$  g.ll. al numerador i  $n$  al denominador i  $t_n$  una  $t$  de Student amb  $n$  g.ll.

**Nota:** El resultat de la primera part del problema, per  $n > 2$ , és obtingut i utilitzat per J. M<sup>a</sup> Oller (1987, *Qüestió*, vol. 11 n° 2, problema n° 13), quan busca un estimador de la mitjana poblacional, per mostres de talla  $n$ , amb error quadràtic mitjà menor que la mitjana poblacional, pel cas d'una població Normal amb  $\Sigma = I$ .

També és utilitzat per Fuller (1987, *Measurement error models*, New-York: Wiley & Sons, p.6), quan calcula la variància del coeficient de regressió en el cas de tenir variables explicatives estocàstiques.

Carles Capdevila

Francesc Oliva

Universitat de Barcelona