

$$\bar{X}_{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \begin{pmatrix} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i1} \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i2} \\ \vdots \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{ip} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{X}_{\cdot 1} \\ \bar{X}_{\cdot 2} \\ \vdots \\ \bar{X}_{\cdot p} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} y \quad V &= \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_{(n)})(X_i - \bar{X}_{(n)})' \\ &= \sum_{i=1}^n X_i X_i' - n \bar{X}_{(n)} \bar{X}_{(n)}' \\ &\stackrel{(1)}{=} X'X - \frac{1}{n} X' \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' X \\ &= X' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) X \\ &= X' P X. \end{aligned}$$

Entonces si $p+1 \leq n$,

$$V > 0 \quad y \quad V \sim \text{Wishart}_p(\Sigma, n-1). \quad (2)$$

Como consecuencia de este resultado, si $\hat{\Sigma}$ es

$$(1) \quad \bar{X}_{(n)} = \frac{1}{n} X' \mathbf{1}_n = \frac{1}{n} \begin{pmatrix} X_{11} & X_{21} & \dots & X_{n1} \\ X_{12} & X_{22} & \dots & X_{n2} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ X_{1p} & X_{2p} & \dots & X_{np} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$$

(2) Véase Press, J. (2005). "Applied Multivariate Analysis". Dover

la matriz de covarianzas estimada a partir de los datos x_1, \dots, x_n

$$\begin{aligned}\hat{\Sigma} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_{(n)}) (x_i - \bar{x}_{(n)})' \\ &= \frac{1}{n} X' H X,\end{aligned}$$

entonces $n \hat{\Sigma}$ es una realización de la v.d. matricial $X' H X \sim \text{Wishart}_p(\Sigma, n-1)$.

Recordemos que para n pequeña suele utilizarse el estimador insesgado (corrección de Bessel) para Σ

$$\hat{\Sigma}^{(c)} = \frac{n}{n-1} \hat{\Sigma} = \frac{1}{n-1} X' H X$$

De la discusión anterior

$(n-1) \hat{\Sigma}^{(c)}$ es una realización de $X' H X \sim \text{Wishart}_p(\Sigma, n-1)$.

Por ejemplo si $p=1$ $\hat{\Sigma}^{(c)} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ (1x1)

$$(n-1) \hat{\Sigma}^{(c)} \sim \text{Wishart}_1(\Sigma, n-1)$$

$$\text{ó bien } \frac{(n-1) \hat{\Sigma}^{(c)}}{\Sigma} \sim \chi^2_{(n-1)}$$