

TEMA 1

INTRODUCCIÓN A LA ESTADÍSTICA
MULTIVARIANTE.

INFERENCIA EN POBLACIONES NORMALES

Curso 2017-18

1 Introducción. Conceptos básicos de inferencia estadística.

- Muestra aleatoria
- Estadístico
- Estimador
- Intervalos de Confianza
- Test de hipótesis. Test de Razón de Verosimilitudes
- Contrastes en poblaciones normales

Una muestra - Dos muestras independientes - Dos muestras relacionadas

1.1 Características poblaciones y muestra aleatoria:

Caso unidimensional: X

- Características (parámetros) poblacionales
 - Esperanza: $E(X) = \mu$
 - Varianza: $Var(X) = \sigma^2$
- Muestra aleatoria de X
 - X_1, \dots, X_n independientes
 - X_1, \dots, X_n idénticamente distribuidas a X
 - $E(\bar{X}) = \mu; \quad var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$
 - $E(S_c^2) = \sigma^2$

2 Características poblaciones y muestra aleatoria

Caso p –dimensional: $\underline{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_p \end{bmatrix} = [X_1, \dots, X_p]'$

2.1 Características (parámetros) poblacionales

- Vector de medias

$$E[X_i] = \mu_i,$$

$$\begin{bmatrix} E[X_1] \\ \vdots \\ E[X_p] \end{bmatrix} = \underline{\mu} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_p \end{bmatrix}$$

- Matriz de covarianzas (matriz de varianzas y covarianzas o matriz dispersión)

$$\sigma_{jk} = Cov(X_j, X_k) = E((X_j - \mu_j)(X_k - \mu_k))$$

$$\sigma_j^2 = \sigma_{jj} = Cov(X_j, X_j) = Var(X_j)$$

$$\Sigma = Cov(\underline{X}) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \cdots & \sigma_{pp} \end{bmatrix} = [\sigma_{jk}]_{j,k=1,\dots,p}$$

- Matriz de correlaciones

$$\rho_{jk} = \frac{\sigma_{jk}}{\sigma_j \sigma_k}, \quad \rho_{jj} = 1$$

$$\mathbf{R} = (\rho_{jk})_{j,k=1,\dots,p}$$

$$\mathbf{R} = \Delta^{-1} \Sigma \Delta^{-1}$$

con $\Delta = diag\{\sigma_1, \dots, \sigma_p\}$

Vector de variables estandarizadas

$$\underline{X}_{(s)} = \begin{bmatrix} \frac{X_1 - \mu_1}{\sigma_1} \\ \vdots \\ \frac{X_p - \mu_p}{\sigma_p} \end{bmatrix} = \mathbf{\Delta}^{-1} (\underline{X} - \underline{\mu})$$

$$\mathbf{R} = \mathbf{\Sigma}_{(s)} = \mathbf{R}_{(s)}$$

Notación

$$\underline{X} \sim (\underline{\mu}, \mathbf{\Sigma})$$

2.2 Muestra aleatoria de $\underline{X} \sim (\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$

- $\underline{X}_1, \underline{X}_2, \dots, \underline{X}_n$ independientes e idénticamente distribuidas a \underline{X}
 - Elementos muestrales

$$\underline{X}_i = \begin{bmatrix} X_{i1} \\ X_{i2} \\ \vdots \\ X_{ip} \end{bmatrix}, \quad \underline{X}_i^t = (X_{i1} \ X_{i2} \ \dots \ X_{ip}), \quad i = 1, 2, \dots, n$$

- **Matriz (aleatoria) de datos muestrales**

$$\underset{n \times p}{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \underline{X}_1^t \\ \underline{X}_2^t \\ \vdots \\ \underline{X}_n^t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1p} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{np} \end{bmatrix}$$

- X_{ij} es independiente de X_{kt} , para $i \neq k$
- X_{ij} no es independiente de X_{it}

3 Estadísticos muestrales

3.1 Vector de medias

$$\underline{\bar{X}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \underline{X}_i = \begin{bmatrix} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i1} \\ \vdots \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{ip} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{X}_1 \\ \vdots \\ \bar{X}_p \end{bmatrix}$$

$$\underline{\bar{X}} = \frac{1}{n} \mathbf{X}^t \underline{\mathbf{1}}_n \quad \left(\underline{\mathbf{1}}_n = (1, \dots, 1)^t \right)$$

- Propiedad

$$\sum_{i=1}^n (\underline{X}_i - \underline{\bar{X}}) = \underline{\mathbf{0}}$$

3.1.1 Matriz de datos centrados

$$\widetilde{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} X_{11} - \overline{X}_1 & X_{12} - \overline{X}_2 & \dots & X_{1p} - \overline{X}_p \\ X_{21} - \overline{X}_1 & X_{22} - \overline{X}_2 & \dots & X_{2p} - \overline{X}_p \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{n1} - \overline{X}_1 & X_{n2} - \overline{X}_2 & \dots & X_{np} - \overline{X}_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{X}_1^t - \overline{X}^t \\ \underline{X}_2^t - \overline{X}^t \\ \vdots \\ \underline{X}_n^t - \overline{X}^t \end{bmatrix}$$

$$\widetilde{\mathbf{X}} = \mathbf{X} - \underline{1}_n \overline{X}^t = \mathbf{X} - \frac{1}{n} \underbrace{\underline{1}_n \underline{1}_n^t}_{\mathbf{E}_n} \mathbf{X} = \mathbf{X} - \frac{1}{n} \mathbf{E}_n \mathbf{X} = \left[\underbrace{\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{E}_n}_{\mathbf{H}} \right] \mathbf{X}$$

$$\widetilde{\mathbf{X}} = \mathbf{H}\mathbf{X}, \text{ siendo } \mathbf{H} \text{ simétrica e idempotente } (\mathbf{H}^2 = \mathbf{H}).$$

3.1.2 Matriz de suma de cuadrados y productos cruzados (s.c.p.c.)

Suma de cuadrados

$$S_{jj} = \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \overline{X}_j)^2 \quad 1 \leq j \leq p$$

Suma de productos cruzados

$$S_{jk} = \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \overline{X}_j) (X_{ik} - \overline{X}_k) \quad 1 \leq j \neq k \leq p$$

Matriz s.c.p.c.

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & \dots & S_{1p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{p1} & S_{p2} & \dots & S_{pp} \end{bmatrix} = [S_{jk}]$$

$$\mathbf{S} = \sum_{i=1}^n (\underline{X}_i - \underline{\overline{X}}) (\underline{X}_i - \underline{\overline{X}})^t = \sum_{i=1}^n \underline{X}_i \underline{X}_i^t - n \underline{\overline{X}} \underline{\overline{X}}^t =$$

$$\mathbf{S} = \widetilde{\mathbf{X}}^t \widetilde{\mathbf{X}} = \mathbf{X}^t \mathbf{H} \mathbf{X}$$

3.2 Matriz de covarianzas muestrales

- (Cuasi-)varianza muestral de la j -ésima componente

$$\hat{\sigma}_j^2 = \hat{\sigma}_{jj} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_j)^2 = \frac{1}{n-1} S_{jj} \quad 1 \leq j \leq p$$

- (Cuasi-)covarianza muestral entre las componentes j y k

$$\hat{\sigma}_{jk} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_j) (X_{ik} - \bar{X}_k) = \frac{1}{n-1} S_{jk} \quad 1 \leq j \neq k \leq p$$

- **Matriz de varianzas y covarianzas muestrales**

$$\hat{\Sigma} = (\hat{\sigma}_{jk})_{j,k=1,\dots,p}$$

- $\hat{\Sigma}_{p \times p}$ es simétrica semidefinida positiva (con probabilidad 1)

–

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n-1} \mathbf{S}$$

3.3 Matriz de correlaciones muestrales

Correlaciones poblacionales

$$\rho_{jk} = \frac{\sigma_{jk}}{\sigma_j \sigma_k}, \quad \rho_{jj} = 1$$

$$\mathbf{R} = (\rho_{jk})_{1 \leq j, k \leq p} = \mathbf{\Delta}^{-1} \mathbf{\Sigma} \mathbf{\Delta}^{-1}$$

Correlaciones muestrales

$$\hat{\rho}_{jk} = \frac{\hat{\sigma}_{jk}}{\hat{\sigma}_j \hat{\sigma}_k}, \quad \hat{\rho}_{jj} = 1$$

$$\widehat{\mathbf{R}} = \widehat{\mathbf{\Delta}}^{-1} \widehat{\mathbf{\Sigma}} \widehat{\mathbf{\Delta}}^{-1}$$

con $\widehat{\mathbf{\Delta}} = \text{diag}\{\hat{\sigma}_1, \dots, \hat{\sigma}_p\}$

Vector de variables estandarizadas

$$\underline{X}_{(s)} = \begin{bmatrix} \frac{X_1 - \mu_1}{\sigma_1} \\ \vdots \\ \frac{X_p - \mu_p}{\sigma_p} \end{bmatrix} = \Delta^{-1} (\underline{X} - \underline{\mu})$$

Vector de datos estandarizados

$$\underline{X}_{i(s)} = \begin{bmatrix} \frac{X_{i1} - \bar{X}_1}{\hat{\sigma}_1} \\ \vdots \\ \frac{X_{ip} - \bar{X}_p}{\hat{\sigma}_p} \end{bmatrix} = \hat{\Delta}^{-1} (\underline{X}_i - \bar{\underline{X}})$$

Matriz de datos estandarizados

$$\mathbf{X}_{(s)} = \begin{bmatrix} \frac{X_{11} - \bar{X}_1}{\hat{\sigma}_1} & \frac{X_{12} - \bar{X}_2}{\hat{\sigma}_2} & \dots & \frac{X_{1p} - \bar{X}_p}{\hat{\sigma}_p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{X_{n1} - \bar{X}_1}{\hat{\sigma}_1} & \frac{X_{n2} - \bar{X}_2}{\hat{\sigma}_2} & \dots & \frac{X_{np} - \bar{X}_p}{\hat{\sigma}_p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{X}_1^t - \bar{\underline{X}}^t \\ \underline{X}_2^t - \bar{\underline{X}}^t \\ \vdots \\ \underline{X}_n^t - \bar{\underline{X}}^t \end{bmatrix} \hat{\Delta}^{-1} = \widetilde{\mathbf{X}} \hat{\Delta}^{-1}$$

$$\widehat{\mathbf{R}} = \widehat{\Sigma}_{(s)} = \widehat{\mathbf{R}}_{(s)}$$

- Nota

- Matriz de datos $\mathbf{X}_{n \times p}$

- Vector de medias: $\bar{\mathbf{X}}_{p \times 1}$

- Matriz de s.c.p.d., covarianzas y correlaciones:

$$\mathbf{S}_{p \times p}, \hat{\Sigma}_{p \times p} \text{ y } \hat{\mathbf{R}}_{p \times p}$$

- **Transformaciones lineales:** Dada $\mathbf{A}_{m \times p}$, sea $\mathbf{Y}_{m \times 1} = \mathbf{A} \mathbf{X}$

Muestra transformada $\mathbf{Y}_1, \dots, \mathbf{Y}_n$ con $\mathbf{Y}_i = \mathbf{A} \mathbf{X}_i$.

-

$$\bar{\mathbf{Y}} = \mathbf{A} \bar{\mathbf{X}}$$

-

$$\begin{aligned} \mathbf{S}_Y &= \mathbf{A} \mathbf{S}_X \mathbf{A}^t \\ \hat{\Sigma}_Y &= \mathbf{A} \hat{\Sigma}_X \mathbf{A}^t \end{aligned}$$

4 Matrices aleatorias

- Sea $\{Z_{ij}, i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, q\}$ un conjunto de variables aleatorias
- **Matriz aleatoria**

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} & \dots & Z_{1q} \\ Z_{21} & Z_{22} & \dots & Z_{2q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{m1} & Z_{m2} & \dots & Z_{mq} \end{bmatrix} = [Z_{ij}]$$

4.1 Operador esperanza. Propiedades

Definición 1 (Supuesto que existe $E(Z_{ij})$)

Matriz esperanza o matriz de medias

$$E[\mathbf{Z}] = \begin{bmatrix} E[Z_{11}] & E[Z_{12}] & \dots & E[Z_{1q}] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E[Z_{m1}] & E[Z_{m2}] & \dots & E[Z_{mq}] \end{bmatrix} = [E(Z_{ij})]$$

Lema 1 Sean \mathbf{Z} e \mathbf{Y} son dos matrices aleatorias de la misma dimensión. Sean \mathbf{A}, \mathbf{B} y \mathbf{C} matrices constantes de dimensiones adecuadas

- $E[\mathbf{AZB} + \mathbf{C}] = \mathbf{A} E[\mathbf{Z}] \mathbf{B} + \mathbf{C}$
- $E[\mathbf{Z} + \mathbf{Y}] = E[\mathbf{Z}] + E[\mathbf{Y}]$

Lema 2 Sea $\underline{X} \sim (\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$

$$1. \quad \underline{\Sigma} = E \left((\underline{X} - E(\underline{X})) (\underline{X} - E(\underline{X}))^t \right) = E[\underline{X}\underline{X}^t] - \underline{\mu}\underline{\mu}^t$$

$$2. \quad E(\underline{A}\underline{X} + \underline{b}) = \underline{A} E[\underline{X}] + \underline{b}$$

$$3. \quad Cov(\underline{A}\underline{X} + \underline{b}) = \underline{\Sigma}_{\underline{A}\underline{X} + \underline{b}} = \underline{A}\underline{\Sigma}\underline{A}^t$$

4. En particular para $\underline{c} \in \mathbb{R}^p$

$$\begin{aligned} E[\underline{c}^t \underline{X}] &= \underline{c}^t \underline{\mu} \\ Var[\underline{c}^t \underline{X}] &= \underline{c}^t \underline{\Sigma} \underline{c} \end{aligned}$$

5. $\underline{\Sigma}$ es semidefinida positiva ($\underline{\Sigma} \geq \mathbf{0}$)

Definición 2 Sean $\underline{X} = (X_1, \dots, X_p)^t$ e $\underline{Y} = (Y_1, \dots, Y_q)^t$ dos vectores aleatorios.

Se define la **matriz de covarianzas** entre \underline{X} e \underline{Y} :

$$Cov(\underline{X}, \underline{Y}) = [Cov(X_i, Y_j)]$$

Lema 3 *Propiedades*

- Si \underline{X} e \underline{Y} son independientes entonces $Cov(\underline{X}, \underline{Y}) = \mathbf{0}_{p \times q}$
- $Cov(\underline{X}) = Cov(\underline{X}, \underline{X}) = \Sigma_{\underline{X}}$
- $Cov(\underline{X}, \underline{Y}) = E[(\underline{X} - E(\underline{X}))(\underline{Y} - E(\underline{Y}))^t]$
- $Cov(\underline{X}, \underline{Y}) = Cov(\underline{Y}, \underline{X})^t$

- $Cov(\mathbf{A}\underline{X} + \underline{c}, \mathbf{B}\underline{Y} + \underline{d}) = \mathbf{A}Cov(\underline{X}, \underline{Y})\mathbf{B}^t$
- $Cov(\underline{X}_1 + \underline{X}_2, \underline{Y}) = Cov(\underline{X}_1, \underline{Y}) + Cov(\underline{X}_2, \underline{Y})$
- *Si $p = q$, entonces* $\Sigma_{\underline{X} + \underline{Y}} = \Sigma_{\underline{X}} + Cov(\underline{X}, \underline{Y}) + Cov(\underline{Y}, \underline{X}) + \Sigma_{\underline{Y}}$
- $Cov\left(\sum_{i=1}^n \underline{X}_i\right) = \sum_{i=1}^n \Sigma_{\underline{X}_i} + \sum_{i \neq j} Cov(\underline{X}_i, \underline{X}_j)$

5 Propiedades de los estadísticos muestrales

Proposición 4 Sea $\underline{X}_1, \underline{X}_2, \dots, \underline{X}_n$ una m.a. de un vector aleatorio \underline{X} p -dimensional, $\underline{X} \sim (\mu, \Sigma)$.

Se verifica:

$$(1) E[\underline{\bar{X}}] = \underline{\mu} \quad ; \quad (2) Cov[\underline{\bar{X}}] = \frac{1}{n} \Sigma \quad ; \quad (3) E(\hat{\Sigma}) = E\left[\frac{1}{n-1} \mathbf{S}\right] = \Sigma$$

- El elemento j de $\underline{\bar{X}}$ es un estimador insesgado de μ_j .
- El elemento (j, k) de $\hat{\Sigma}$ es un estimador insesgado de σ_{jk} .

Definición 3

$$\text{Varianza muestral generalizada} : |\hat{\Sigma}| = \left| \frac{1}{n-1} \mathbf{S} \right|$$

$$\text{Varianza muestral total} : tr(\hat{\Sigma}) = \frac{1}{n-1} tr(\mathbf{S})$$

$$\text{Varianza muestral efectiva} : |\hat{\Sigma}|^{1/p} = \frac{1}{n-1} |\mathbf{S}|^{1/p}$$