## 1 Análisis Multivariado I - Práctica 1

# 1.1 Álgebra de matrices

- 1. Probar que tr(A + B) = tr(A) + tr(B) y tr(AB) = tr(BA).
- 2. Mostrar que los autovalores no nulos de AB coinciden con los de BA. (Si las matrices son cuadradas, los nulos también coinciden).
- 3. Sea A una matriz simétrica de  $d \times d$ .
  - (a) Probar que todos sus autovalores son reales. Si llamamos  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \ldots \geq \lambda_d$  a estos autovalores, mostrar que:

• 
$$tr(A) = \sum_{i=1}^{d} \lambda_i$$

$$\bullet |A| = \prod_{i=1}^{d} \lambda_i$$

• 
$$|I \pm A| = \prod_{i=1}^{d} (1 \pm \lambda_i)$$

- (b)  $A \ge 0 \Leftrightarrow \lambda_i \ge 0 \ \forall i$ .
- (c)  $A > 0 \Leftrightarrow \lambda_i > 0 \ \forall i$ .
- (d)  $A \ge 0$  y  $|A| \ne 0 \Rightarrow A > 0$ .
- (e)  $A > 0 \Rightarrow A^{-1} > 0$ .
- (f)  $A > 0 \Leftrightarrow \text{ existe } R \in \mathbb{R}^{d \times d}$  no singular tal que  $A = RR^{\mathsf{T}} \Leftrightarrow \text{ existe una matriz ortogonal } B \in \mathbb{R}^{d \times d}$  tal que si  $\Lambda = diag(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_d)$  con  $\lambda_i > 0 \quad \forall i$  entonces  $A = B\Lambda B^{\mathsf{T}}$  (es lo que se denomina descomposici'on espectral de A).
- (g)  $A \geq 0$  de rango  $r \Leftrightarrow$  existe  $R \in \mathbb{R}^{d \times d}$  de rango r tal que  $A = RR^{\mathsf{T}} \Leftrightarrow$  existe una matriz ortogonal  $B \in \mathbb{R}^{d \times d}$  tal que si  $\Lambda = diag(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_d)$  con  $\lambda_i \geq 0 \ \forall i$  entonces  $A = B\Lambda B^{\mathsf{T}}$ .
- 4. Una matriz P de  $d \times d$  se dice de proyección si es simétrica e idempotente (es decir,  $P^2 = P$ ). Probar que:
  - (a)  $rg(P) = r \Leftrightarrow \lambda_i = 1$  para i = 1, ..., r y  $\lambda_i = 0$  para i = r+1, ..., d. Entonces  $P = \sum_{i=1}^{r} \mathbf{t}_i \mathbf{t}_i^{\mathrm{T}}$  para ciertos  $\mathbf{t}_i$  ortonormales. ¿Cómo queda la descomposición espectral en este caso?
  - (b) rg(P) = tr(P).
  - (c) I-P también es de proyección. ¿Qué rango tiene? ¿Sobre qué espacio proyecta?
- 5. Sea X de  $n \times p$  y de rango p. Mostrar que  $P = X(X^{T}X)^{-1}X^{T}$  es una matriz de proyección. ¿Sobre qué espacio proyecta?

1

## 1.2 Esperanza, varianza y covarianza de vectores aleatorios

- 1. Si  $\mathbf{x}$  e  $\mathbf{y}$  son vectores aleatorios (no necesariamente de la misma dimensión) probar que:
  - (a)  $Cov(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathbb{E}(\mathbf{x}\mathbf{y}^{T}) \mathbb{E}(\mathbf{x})\mathbb{E}(\mathbf{y}^{T})$ .
  - (b)  $Cov(A\mathbf{x}, B\mathbf{y}) = ACov(\mathbf{x}, \mathbf{y}) B^{\mathrm{T}}$ .
  - (c) Si  $\mathbf{a}$  es un vector no aleatorio,  $VAR(\mathbf{x} \mathbf{a}) = VAR(\mathbf{x})$ .
  - (d)  $VAR(A\mathbf{x}) = AVAR(\mathbf{x}) A^{T}$ .
- 2. Sea  $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$  una muestra de vectores aleatorios de dimensión d (m.a.) con dispersión  $\Sigma$  y  $\{a_i\}_{1 \le i \le n}$ ,  $\{b_i\}_{1 \le i \le n}$  escalares no aleatorios. Mostrar que:

(a) VAR 
$$\left(\sum_{i=1}^{n} a_i \mathbf{x}_i\right) = \left(\sum_{i=1}^{n} a_i^2\right) \Sigma$$
.

(b) Cov 
$$\left(\sum_{i=1}^n a_i \mathbf{x}_i, \sum_{j=1}^n b_j \mathbf{x}_j\right) = \mathbf{O} \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n a_i b_i = 0.$$

- 3. Si  $\mathbf{x} \sim (\mu, \Sigma)$  y A es simétrica, probar que  $\mathbb{E}(\mathbf{x}^{\mathrm{T}} A \mathbf{x}) = tr(A \Sigma) + \mu^{\mathrm{T}} A \mu$ .
- 4. Sea  $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$  una m.a.  $(\mu, \Sigma)$ . Mostrar que:
  - (a)  $\mathbb{E}(\bar{\mathbf{x}}) = \mu \text{ y VAR}(\bar{\mathbf{x}}) = \Sigma/n$ .

(b) 
$$\mathbb{E}(Q) = (n-1)\Sigma$$
, con  $Q = \sum_{i=1}^{n} (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})^{\mathrm{T}}$ 

#### 1.3 Distribución Normal Multivariada

- 1. (a) Sean  $\mathbf{y}_i \sim N_d(\mu_i, \Sigma_i)$  independientes  $(1 \leq i \leq n)$  y  $\mathbf{a} = (a_1, \dots, a_n)^{\mathrm{T}} \in \mathbb{R}^n$ . Probar que  $\sum_{i=1}^n a_i \mathbf{y}_i \sim N_d(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \Sigma_i)$ . (Sugerencia: usar la distribución normal univariada).
  - (b) Sea  $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$  una m.a.  $N_d(\mathbf{0}, \Sigma)$ . Llamemos  $X^{\mathrm{T}} = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n) \in \mathbb{R}^{d \times n}$ .
    - i. Si **a** de  $n \times 1$  es un vector no aleatorio, entonces  $X^{\mathsf{T}} \mathbf{a} \sim N_d \left( \mathbf{0}, \|\mathbf{a}\|^2 \Sigma \right)$ .
    - ii. Si  $\{\mathbf{a}_1, \dots, \mathbf{a}_r\}$  es un conjunto de vectores ortogonales no aleatorios, entonces los vectores aleatorios  $\mathbf{u}_i = X^{\mathsf{T}} \mathbf{a}_i \ (1 \le i \le r)$  son independientes.
    - iii. Si **b** de  $d \times 1$  es un vector no aleatorio, entonces X **b**  $\sim N_n (\mathbf{0}, (\mathbf{b}^T \Sigma \mathbf{b}) I_n)$ . En particular,  $\mathbf{x}^{(j)} \sim N_n (\mathbf{0}, \sigma_{jj} I_n)$ , con  $\Sigma = (\sigma_{ij})$ .

**Definición:** Si las variables aleatorias  $X_1, X_2, ..., X_n$  son i.i.d.  $N_1(\mu_i, \sigma^2)$ , entonces

$$U = \sum_{i=1}^{n} \frac{X_i^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2(\delta)$$

es decir que la distribución de la variable aleatoria U se denomina  $\chi^2$  no central con parámetro de centralidad  $\delta = \sum_{i=1}^{n} \frac{\mu_i^2}{\sigma^2}$ .

- 2. Consideremos  $\mathbf{x} \sim N_d(\mu, \Sigma)$ .
  - (a) Probar que  $\mathbf{x}^{\mathrm{T}} \Sigma^{-1} \mathbf{x} \sim \chi_d^2(\delta)$  con  $\delta = \mu^{\mathrm{T}} \Sigma^{-1} \mu$ .
  - (b) Si B es simétrica de rango k y  $B\Sigma$  es idempotente, probar que  $\mathbf{x}^{\mathsf{T}}B\mathbf{x} \sim \chi_k^2(\delta)$  con  $\delta = \mu^{\mathsf{T}}B\mu$ .

### 1.4 Distribución Wishart

En los 4 ejercicios siguientes supondremos que  $W \sim \mathcal{W}_d\left(m, \Sigma\right)$ .

- 1. Probar que  $\mathbb{E}(W) = m\Sigma$ .
  - (a) Si **b** de  $d \times 1$  es un vector de constantes,  $(\mathbf{b}^{\mathrm{T}}W\mathbf{b}) / (\mathbf{b}^{\mathrm{T}}\Sigma\mathbf{b}) \sim \chi_{m}^{2}$ .
  - (b) En particular, si  $\mathbf{b} = \mathbf{e}_j$  el vector canónico j-ésimo, resulta  $w_{jj}/\sigma_{jj} \sim \chi_m^2$ .
- 2. Si  $C \in \mathbb{R}^{q \times d}$  es una matriz no aleatoria de rango q, entonces  $CWC^{\scriptscriptstyle T} \sim \mathcal{W}_q\left(m, C\Sigma C^{\scriptscriptstyle T}\right)$ .
- 3. Si se parten las matrices W y  $\Sigma$  de la siguiente manera:

$$W = \begin{pmatrix} W_{11} & W_{12} \\ W_{21} & W_{22} \end{pmatrix} \text{ y } \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

con  $W_{11}$  y  $\Sigma_{11}$  cuadradas y de la misma dimensión y si  $\Sigma_{12} = \mathbf{O}$ , entonces  $W_{11}$  y  $W_{22}$  tienen distribución Wishart y son independientes. Hallar los parámetros correspondientes.

4. Si  $W_1$  y  $W_2$  son independientes y  $W_i \sim \mathcal{W}_d\left(m_i, \Sigma\right)$ , entonces  $W_1 + W_2 \sim \mathcal{W}_d\left(m_1 + m_2, \Sigma\right)$ .