

A continuación, verificaremos que, como se establece en el Teorema C, $\text{VAR}(Y_i) = \lambda_i$.

$$\begin{aligned}\text{VAR}(Y_1) &= \text{VAR}\left\{\frac{1}{\sqrt{2}}(X_1 + X_2)\right\} = \frac{1}{2} \text{VAR}(X_1 + X_2) \\ &= \frac{1}{2} \{ \text{VAR}(X_1) + \text{VAR}(X_2) + 2 \text{COV}(X_1, X_2) \} \\ &= \frac{1}{2} \{ 1 + 1 + 2\rho \} = 1 + \rho = \lambda_1\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{VAR}(Y_2) &= \text{VAR}\left\{\frac{1}{\sqrt{2}}(X_1 - X_2)\right\} = \frac{1}{2} \text{VAR}(X_1 - X_2) \\ &= \frac{1}{2} (1 + 1 - 2\rho) = 1 - \rho = \lambda_2\end{aligned}$$

Teorema: Dado un vector aleatorio \bar{X} tal que $E(\bar{X}) = \mu$ y $\text{VAR}(\bar{X}) = \Sigma$, sea $Y = \Gamma'(\bar{X} - \mu)$ la transformación de Componentes Principales. Entonces:

$$(1) E(Y_j) = 0 ; \forall j = 1, 2, \dots, p.$$

$$(2) \text{VAR}(Y_j) = \lambda_j ; \forall j = 1, 2, \dots, p.$$

$$(3) \text{COV}(Y_i, Y_j) = 0 ; \forall i \neq j ; i, j \in \{1, \dots, p\}.$$

$$(4) \text{VAR}(Y_1) \geq \text{VAR}(Y_2) \geq \dots \geq \text{VAR}(Y_p) \geq 0.$$

$$(5) \sum_{j=1}^p \text{VAR}(Y_j) = \text{traza}(\Sigma)$$

$$(6) \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p \text{VAR}(Y_j) = |\Sigma|.$$

Dem

$$1) E[Y_j] = \underset{\substack{\uparrow \\ Y_j = \mathcal{D}_j^u (X - \mu)}}{\mathcal{D}_j^u} E(X - \mu) = \mathcal{D}_j^u (\mu - \mu) = 0$$

$$2) \text{VAR}(Y_j) = \text{VAR}(\mathcal{D}_j^u (X - \mu)) = \mathcal{D}_j^u \text{VAR}(X - \mu) \mathcal{D}_j^u \\ = \mathcal{D}_j^u \text{VAR}(X) \mathcal{D}_j^u = \mathcal{D}_j^u \Sigma \mathcal{D}_j^u$$

Pero por el Teorema C (cuando $B = I$)

Si $\lambda_1, \dots, \lambda_p$ son los valores propios de $B'A = A$

entonces $\lambda_p \leq \frac{x'Ax}{x'x} \leq \lambda_1 \quad \forall x \neq 0; x \in \mathbb{R}^p.$

En particular si $\|x\|=1$ $\lambda_p \leq x'Ax \leq \lambda_1.$

Si \mathcal{D}_j^u es el vector propio (normalizado) de

$A = \Sigma$, asociado a λ_j entonces

$$\Sigma \mathcal{D}_j^u = \lambda_j \mathcal{D}_j^u$$

Lo que implica que $\mathcal{Y}_j' \Sigma \mathcal{Y}_j = \lambda_j \mathcal{Y}_j' \mathcal{Y}_j = \lambda_j$

$$\therefore \text{VAR}(Y_j) = \lambda_j$$

$$3) \text{COV}(Y_i, Y_j) = E[(Y_i - E(Y_i))(Y_j - E(Y_j))]$$

$$(1) \rightarrow = E[Y_i Y_j] = E[\mathcal{Y}_i' (X - \mu)(X - \mu)' \mathcal{Y}_j]$$

$$= \mathcal{Y}_i' E[(X - \mu)(X - \mu)'] \mathcal{Y}_j$$

$$= \mathcal{Y}_i' \Sigma \mathcal{Y}_j \underset{\substack{\uparrow \\ \text{Teor(2)}}}{=} \mathcal{Y}_i' \Gamma \Lambda \Gamma' \mathcal{Y}_j$$

Pero las columnas de Γ' (los **vectores propios** de Σ) son ortogonales y con norma 1

$$\mathcal{Y}_i' \Gamma = (0, 0, \dots, \underset{\substack{\uparrow \\ \text{lugar } i}}{1}, 0, \dots, 0)$$

$$\Gamma' \mathcal{Y}_j = \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 1 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \text{--- lugar } j, \text{ entonces}$$

$$\mathcal{Y}_i' \Gamma \Lambda \Gamma' \mathcal{Y}_j = \begin{cases} 0 & i \neq j \\ \lambda_i & i = j \end{cases}$$

de aquí se siguen
(3) y (2)

(4) Se sigue de que $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p$
y se tiene (2)

(5) Es resultado del siguiente teorema
para matrices

Teor: Sea A una matriz de dimensiones
 $p \times p$ con valores propios $\lambda_1, \dots, \lambda_p$,
entonces

$$\text{traza}(A) = \sum_{i=1}^p \lambda_i$$

(+) $\left\{ \begin{array}{l} \text{véase por ejemplo: Magnus y Neudecker} \\ \text{Matrix differential calculus with Applications} \\ \text{in Statistics and Econometrics Wiley} \\ \text{(1999).} \end{array} \right.$

(6) Es resultado del siguiente resultado

Teor: Sea A una matriz de dimensiones
 $p \times p$ con valores propios $\lambda_1, \dots, \lambda_p$,
entonces

$$|A| = \prod_{j=1}^p \lambda_j$$

véase (+)