## Análisis Multivariado

ID 033521 - Clase 4901

#### Lina Maria Acosta Avena

Ciencia de Datos Departamento de Matemáticas Pontificia Universidad Javeriana

Semana 9: 16/09/24 - 21/09/24



1/55



• Un agrónomo puede tomar p mediciones relativas al rendimiento de las plantas (altura, peso seco, número de hojas, etc) en sitios en una región y al mismo tiempo, puede registrar q variables relacionadas con las condiciones climáticas (precipitación diaria promedio, humedad, horas de sol, etc) en estos sitios. Esto con el interés de medir la asociación entre "rendimiento" y "clima". Claramente, la investigación completa envuelve p + q mediciones en n unidades (plantas).



En psicología, un investigador suele tomar p mediciones de variables de aptitud y q variables de rendimiento para una muestra de n estudiantes con el objetivo de estudiar la relación entre "aptitud" y "rendimiento".



- En psicología, un investigador suele tomar p mediciones de variables de aptitud y q variables de rendimiento para una muestra de n estudiantes con el objetivo de estudiar la relación entre "aptitud" y "rendimiento".
- En una empresa, n vendedores pueden ser evaluados por dos conjuntos de variables: desempeño en el trabajo (creciemiento en ventas, ventas rentables, nuevas cuentas, etc) y desempeño psicológico (creatividad, matemática, raciocinio, etc) para estudiar por ejemplo la relación "productividad" y "competencia".



- En psicología, un investigador suele tomar p mediciones de variables de aptitud y q variables de rendimiento para una muestra de n estudiantes con el objetivo de estudiar la relación entre "aptitud" y "rendimiento".
- En una empresa, n vendedores pueden ser evaluados por dos conjuntos de variables: desempeño en el trabajo (creciemiento en ventas, ventas rentables, nuevas cuentas, etc) y desempeño psicológico (creatividad, matemática, raciocinio, etc) para estudiar por ejemplo la relación "productividad" y "competencia".

En todos los casos, es evidente que se quiere establecer una relacion entre las p variables de un conjunto y las q variables de otro conjunto p

En el proceso de selección de una empresa se pueden tomar algunas medidas

- iniciales  $(X_1, X_2, \dots, X_p)$ , esto es **antes de ingresar** o cuando está aplicando algún cargo.
- medidas de productividad o de rendimiento  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_q)$  cuando ya **asumió el cargo**.

El **interés** es determinar si existe una **relación lineal** fuerte o debil entre las puntuaciones que los candidatos obtuvieron durante el proceso de selección y las puntuación de su rendimiento o productividad en el cargo cuando fueron contratados.

Así, se tienen dos conjuntos de variables

```
Conjunto 1 : \{X_1, X_2, \dots, X_p\}
Conjunto 2 : \{Y_1, Y_2, \dots, Y_q\}
```

y el interés es analizar las relaciones lineales entre éstos dos conjuntos de variables.

En particular, si se tienen dos variables en cada conjunto, esto es

```
Conjunto 1 : \{X_1, X_2\}
Conjunto 2 : \{Y_1, Y_2\}
```

se desea analizar las **relaciones lineales entre los dos conjuntos** de variables.

5 / 55

Seguramente usted pensó en una matriz de correlación para las cuatro variables, pues ésta contiene toda la información sobre las asociaciones lineales entre pares de variables en los dos conjuntos.

Suponga que se tiene la siguiente matriz de correlación

¿Qué puede decir con respecto a la **relación lineal entre los dos conjuntos** de datos?

En este caso, la mayoría de las correlaciones lineales son bajas, de hecho, la más alta (0.445) se observa entre  $X_2$  e  $Y_1$ ; aunque ésta es moderada. Así que, aún para conjuntos de apenas 2 variables, queda un poco dificil evaluar la correlación entre ellos a partir de esta matriz. Imagine cuando los conjuntos están conformados por mas de dos variables!



En general, intentar extraer de la matriz de correlación alguna idea de la asociación entre los dos conjuntos de variables no es sencillo o casi imposible!. Esto se debe principalmente a que las correlaciones entre los dos conjuntos:

- pueden no tener un patrón consistente,
- deben ajustarse de alguna manera para las correlaciones dentro del conjunto.



# ¿Cómo **cuantificar la asociación lineal** entre los conjuntos de variables

$$\mathbf{X} = \{X_1, X_2, \dots, X_p\}$$

e

$$\mathbf{Y} = \{Y_1, Y_2, \dots, Y_q\}$$
?



Semestre 2430

## Introducción

Hotelling (1935) propuso hacer una combinación lineal con las variables del primer conjunto (U), la cuál llamó variable canónica. Así mismo, hacer una combinación lineal con las variables del segundo conjunto (V), la cuál también llamó variable canónica. Entonces, la correlación entre las variables canónicas U y V  $(\rho_{U,V})$  se llama correlación canónica y mide el grado de asociación lineal existente entre dos conjuntos de variables.



## Introducción

- El objetivo principal en la correlación canónica es estudiar las relaciones lineales entre dos conjuntos de variables (no de variable a variable).
- La idea básica de la correlación canónica es resumir la información de cada conjunto de variables en combinaciones lineales de las variables de cada conjunto(variables canónicas), cuyos coeficientes son seleccionados a partir del criterio de maximización de la correlación entre los conjuntos de variables.



Semestre 2430

## Introducción

#### Observaciones:

- El análisis de correlación canónica **generaliza al análisis de correlación entre dos variables**. Aquí la diferencia es que se tienen dos conjuntos de variables y el objetivo es entender cómo éstos conjuntos se relacionan de forma lineal.
- Así como en el ACP, el análisis de correlación canónica busca reducir el (los) conjunto(s) de datos.
- Los **resultados** de este tipo de análisis suelen ser **difíciles de interpretar**, en consecuencia, esta técnica se utiliza menos que otras técnicas multivariadas.

# Objetivos de la Correlación Canónica

## Principales objetivos de la correlación canónica:

- √ Compreender y cuantificar la asociación lineal entre dos conjuntos de variables.
- ✓ Resumir la información de cada conjunto de variables en las variables canónicas, para evaluar la correlación canónica entre ellas.





## ¿Cuándo usar análisis de correlación canónica?

- ✓ Cuando el interés principal es la correlación entre dos conjuntos de variables que, al principio, parecen estar moderadamente correlacionadas. Por lo tanto, no tiene sentido tratarlos por separado, ignorando la interdependencia entre ellos.
- √ Cuando se quiere predecir el resultado de un indicador basándose en un conjunto de variables a partir de otro conjunto de variables.





Sea

$$egin{aligned} egin{aligned} egin{aligned} egin{aligned} egin{aligned} X_1 \ X_2 \ dots \ & dots \ X_p \ & dots \ X_{p+1} \ & dots \ X_{p+1} \ & dots \ X_{p+q} \ & dots \ X_{p+q} \ & dots \ X_{p+q} \ \end{pmatrix} & egin{aligned} egin{aligned}$$





donde

• 
$$\mathbf{X}_{p \times 1} = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p]^{\top}$$

• 
$$\mathbf{Y}_{q \times 1} = [X_{p+1} \ X_{p+2} \ \dots \ X_{p+q}]^{\top}$$

Observe que

$$\mathbf{X}_{p \times 1}$$
 e  $\mathbf{Y}_{q \times 1}$ 

son dos conjuntos de variables.

El interés es medir la relación lineal entre éstos dos conjuntos.





donde

• 
$$\mathbf{X}_{p \times 1} = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p]^{\top}$$

• 
$$\mathbf{X}_{p \times 1} = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p]^{\top}$$
  
•  $\mathbf{Y}_{q \times 1} = [X_{p+1} \ X_{p+2} \ \dots \ X_{p+q}]^{\top}$ 

Observe que

$$\mathbf{X}_{p \times 1}$$
 e  $\mathbf{Y}_{q \times 1}$ 

son dos conjuntos de variables.

El interés es medir la relación lineal entre éstos dos conjuntos.

Considere

$$oldsymbol{\Sigma} = egin{bmatrix} oldsymbol{\Sigma}_{XX} & \vdots & oldsymbol{\Sigma}_{XY} \ & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots \ oldsymbol{\Sigma}_{YX} & \vdots & oldsymbol{\Sigma}_{YY} \end{bmatrix}_{(p+q) imes(p+q)}$$



#### donde

- $\Sigma_{XX} = \text{Var}[\mathbf{X}]$  es la matriz  $(p \times p)$  de varianzas y covarianzas de las variables del conjunto  $\mathbf{X}$ .
- $\Sigma_{YY} = \text{Var}[\mathbf{Y}]$  es la matriz  $(q \times q)$  de varianzas y covarianzas de las variables del conjunto  $\mathbf{Y}$ .
- $\Sigma_{XY} = \text{Cov}[\mathbf{X}, \mathbf{Y}]$  es la matriz  $(p \times q)$  de covarianzas de las variables de los conjuntos  $\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Y}$ .
- $\Sigma_{YX} = \text{Cov}[\mathbf{Y}, \mathbf{X}]$  es la matriz  $(q \times p)$  de covarianzas de las variables de los conjuntos  $\mathbf{Y} \in \mathbf{X}$ .

Observación:  $\Sigma_{XY} = \Sigma_{YX}^{\top}$ .



De acuerdo con la **propuesta de Hotelling**, para determinar el grado de **relación lineal entre los dos conjuntos de datos X** e **Y**, definimos las **variables canónicas**:

- $U = \mathbf{a}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}$ , combinaciones lineales de  $\mathbf{X}$
- $V = \mathbf{b}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y}$ , combinaciones lineales de  $\mathbf{Y}$

Para algún par de vectores de coeficientes **a** y **b**.



De acuerdo con la **propuesta de Hotelling**, para determinar el grado de **relación lineal entre los dos conjuntos de datos X** e **Y**, definimos las **variables canónicas:** 

- $U = \mathbf{a}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}$ , combinaciones lineales de  $\mathbf{X}$
- $V = \mathbf{b}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y}$ , combinaciones lineales de  $\mathbf{Y}$

Para algún par de vectores de coeficientes **a** y **b**.

Luego, la correlación canónica entre U e V

$$\rho_{U,V} = \frac{\mathsf{Cov}[U,V]}{\sqrt{\mathsf{Var}[U]}\sqrt{\mathsf{Var}[V]}}$$



mide el **grado de relación lineal** entre los dos conjuntos de variables  $\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Y}$ .

Note que:

$$\mathsf{Var}[U] = \mathsf{Var}\left[\mathbf{a}^{ op}\,\mathbf{X}
ight] = \mathbf{a}^{ op}\,\mathsf{Var}[\mathbf{X}]\,\mathbf{a} = \mathbf{a}^{ op}\,\mathbf{\Sigma}_{XX}\,\mathbf{a}$$

$$\mathsf{Var}[V] = \mathsf{Var}\left[\mathbf{b}^{\top}\mathbf{Y}\right] = \mathbf{b}^{\top}\,\mathsf{Var}[\mathbf{Y}]\,\mathbf{b} = \mathbf{b}^{\top}\,\mathbf{\Sigma}_{YY}\,\mathbf{b}$$

$$\mathsf{Cov}[U,V] = \mathsf{Cov}\left[\mathbf{a}^{\top}\,\mathbf{X},\mathbf{b}^{\top}\,\mathbf{Y}\right] = \mathbf{a}^{\top}\,\mathsf{Cov}[\mathbf{X},\mathbf{Y}]\,\mathbf{b} = \mathbf{a}^{\top}\,\mathbf{\Sigma}_{XY}\,\mathbf{b}$$



Por lo tanto

$$\rho_{\textit{U},\textit{V}} = \frac{\mathbf{a}^{\top} \, \mathbf{\Sigma}_{\textit{XY}} \, \mathbf{b}}{\sqrt{\mathbf{a}^{\top} \, \mathbf{\Sigma}_{\textit{XX}} \, \mathbf{a}} \sqrt{\mathbf{b}^{\top} \, \mathbf{\Sigma}_{\textit{YY}} \, \mathbf{b}}}$$

La idea es determinar los vectores de coeficientes

que hagan  $\rho_{U,V}$  sea lo más grande posible.

Observación:  $U = \mathbf{a}^{\top} \mathbf{X} \ y \ V = \mathbf{b}^{\top} \mathbf{Y}$  son todas las combinaciones de  $\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Y}$ , respectivamente.

Tenga en cuenta que si

$$\mathsf{Var}[\mathit{U}] = 1 = \mathsf{Var}[\mathit{V}]$$

entonces

$$\rho_{U,V} = \frac{\mathsf{Cov}[U,V]}{\sqrt{\mathsf{Var}[U]}\sqrt{\mathsf{Var}[V]}} = \mathsf{Cov}[U,V]$$

Entonces, podemos determinar los vectores de constantes o vectores de coeficientes  ${\bf a}^{\top}$  y  ${\bf b}^{\top}$  talque



### equivalentemente

Maximizar 
$$\rho_{U,V} = \frac{\mathbf{a}^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XY} \mathbf{b}}{\sqrt{\mathbf{a}^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XX} \mathbf{a}} \sqrt{\mathbf{b}^{\top} \mathbf{\Sigma}_{YY} \mathbf{b}}}$$
  
Sujeto a  $\mathbf{a}^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XX} \mathbf{a} = 1 = \mathbf{b}^{\top} \mathbf{\Sigma}_{YY} \mathbf{b}$ 

## Recuerde que

- $U = \mathbf{a}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}$ , combinaciones lineales de  $\mathbf{X}$
- $V = \mathbf{b}^{\top} \mathbf{Y}$ , combinaciones lineales de  $\mathbf{Y}$

así que podemos tener p combinaciones de  $\mathbf{X}$  y q combinaciones de  $\mathbf{Y}$ . En consecuencia, tendremos

$$(U_1, V_1), (U_2, V_2), \ldots, (U_k, V_k)$$

pares de variables canónicas.

Particularmente, el **primer par de variables canónicas** denotado  $(U_1, V_1)$  es:

$$egin{aligned} U_1 &= \mathbf{a}_1^ op \mathbf{X} \ V_1 &= \mathbf{b}_1^ op \mathbf{Y} \end{aligned}$$

para el cual se desea

$$\begin{aligned} & \text{Maximizar } \rho_{U_1,V_1} = \rho_1^* \\ & \text{Sujeto a } \mathsf{Var}[U_1] = 1 = \mathsf{Var}[V_1] \end{aligned}$$



equivalentemente

Maximizar 
$$\mathbf{a}_1^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XY} \mathbf{b}_1$$
  
Sujeto a  $\mathbf{a}_1^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XX} \mathbf{a}_1 = 1 = \mathbf{b}_1^{\top} \mathbf{\Sigma}_{YY} \mathbf{b}_1$ 

Análogamente, el segundo par de variables canónicas denotado  $(U_2, V_2)$  es:

$$egin{aligned} U_2 &= \mathbf{a}_2^ op \mathbf{X} \ V_2 &= \mathbf{b}_2^ op \mathbf{Y} \end{aligned}$$

para el cual se desea



$$\begin{split} \text{Maximizar } \rho_{U_2,V_2} &= \rho_2^* \\ \text{Sujeto a } \mathsf{Var}[U_2] &= 1 = \mathsf{Var}[V_2] \\ \mathsf{Cov}[U_1,U_2] &= \mathsf{Cov}[U_1,V_2] = \mathsf{Cov}[U_2,V_1] = \mathsf{Cov}[U_2,V_2] = 0 \end{split}$$

Esto significa que  $U_2$  y  $V_2$  sean **no correlacionados** con los anteriores pares  $(U_1, V_1)$ .

Y así en adelante, hasta el k-ésimo par de variables canónicas  $(U_k, V_k)$ :

$$\begin{aligned} & \text{Maximizar } \rho_{U_k,V_k} = \rho_k^* \\ & \text{Sujeto a } \mathsf{Var}[U_k] = 1 = \mathsf{Var}[V_k] \\ & \text{Cov}[U_k,U_l] = \mathsf{Cov}[V_k,V_l] = \mathsf{Cov}[U_k,V_l] = \mathsf{Cov}[U_l,V_k] = 0 \quad k \neq \\ & \underbrace{\mathsf{LIPS}}_{\mathsf{AVERAN}} \end{aligned}$$

25 / 55

#### Observaciones:

- La técnica de correlación canónica garantiza que las variables canónicas de un par no están correlacionadas con variables canónicas de otro par.
- El número de variables canónicas que puede ser obtenido es

$$k = \min\{p, q\}$$



Claramente se tiene un **problema de optimización con restricción**, así que se pueden aplicar los **multiplicadores de Lagrange:** 

$$\mathcal{L} = \mathbf{a}_k^\top \, \mathbf{\Sigma}_{XY} \, \mathbf{b}_k - \frac{\alpha}{2} \left( \mathbf{a}_k^\top \, \mathbf{\Sigma}_{XX} \, \mathbf{a}_k - 1 \right) - \frac{\beta}{2} \left( \mathbf{b}_k^\top \, \mathbf{\Sigma}_{YY} \, \mathbf{b}_k - 1 \right)$$

donde  $\alpha$  y  $\beta$  son los multiplicadores de Lagrange.

Para encontrar para encontrar  $\mathbf{a}_k$  y  $\mathbf{b}_k$  para  $k = \min\{p, q\}$ , debemos resolver el sistema:

$$\begin{cases} \frac{d}{d \, \mathbf{a}_k} \mathcal{L} &= 0 \\ \frac{d}{d \, \mathbf{b}_k} \mathcal{L} &= 0 \end{cases}$$



el cual queda dado por

$$\begin{cases} \left[ \mathbf{\Sigma}_{XY} \mathbf{\Sigma}_{YY}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{XY}^{\top} - \lambda_k \mathbf{\Sigma}_{XX} \right] \mathbf{a}_k &= 0 \\ \left[ \mathbf{\Sigma}_{XY}^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XX}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{XY} - \lambda_k \mathbf{\Sigma}_{YY} \right] \mathbf{b}_k &= 0 \end{cases}$$

Donde  $\lambda_k$  satisface

$$\begin{cases} |\mathbf{\Sigma}_{XY}\mathbf{\Sigma}_{YY}^{-1}\mathbf{\Sigma}_{XY}^{\top} - \lambda_{k}\mathbf{\Sigma}_{XX}| &= 0 \\ |\mathbf{\Sigma}_{XY}^{\top}\mathbf{\Sigma}_{XX}^{-1}\mathbf{\Sigma}_{XY} - \lambda_{k}\mathbf{\Sigma}_{YY}| &= 0 \end{cases}$$

Observe que  $\lambda_k$  es el **autovalor** más grande de la matriz



$$\mathbf{A} = \mathbf{\Sigma}_{XX}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{XY} \mathbf{\Sigma}_{YY}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{XY}^{\top}$$

o equivalentemente de la matriz

$$\mathbf{B} = \mathbf{\Sigma}_{YY}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{XY}^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XX}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{XY}$$

Ahora bien, apesar que  $\lambda_k$  es el **mismo** en **A** y **B**, tiene asociados **diferentes autovectores**:

 $\mathbf{e}_k$ : autovector correspondiente a  $\lambda_k$  obtenida en  $\mathbf{A}$ 

 $\mathbf{f}_k$ :<br/>autovector correspondiente a  $\lambda_k$ obtenida en <br/>  $\mathbf{B}$ 



Semestre 2430

Finalmente,

$$\mathbf{a}_k = \mathbf{\Sigma}_{XX}^{-1/2} \, \mathbf{e}_k \ \mathbf{b}_k = \mathbf{\Sigma}_{YY}^{-1/2} \, \mathbf{f}_k$$

y por lo tanto, el k-ésimo par de variables canónicas queda dado por

$$U_k = \mathbf{a}_k^{\top} \mathbf{X} = \underbrace{\mathbf{e}_k^{\top} \mathbf{\Sigma}_{XX}^{-1/2}}_{\mathbf{a}_k^{\top}} \mathbf{X}$$

$$V_k = \mathbf{b}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{Y} = \underbrace{\mathbf{f}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{\Sigma}_{YY}^{-1/2}}_{\mathbf{b}_k^{\mathsf{T}}} \mathbf{Y}$$



La **correlación canónica** es la correlación entre  $U_k$  y  $V_k$  en valor absoluto:

$$\rho_k^{*2} = \lambda_k = [\operatorname{Cor}(U_k, V_k)]^2 = \frac{\left(\mathbf{a}_k^\top \mathbf{\Sigma}_{XY} \mathbf{b}_k^\top\right)^2}{\left(\mathbf{a}_k^\top \mathbf{\Sigma}_{XX} \mathbf{a}_k\right) \left(\mathbf{b}_k^\top \mathbf{\Sigma}_{YY} \mathbf{b}_k\right)}$$

Observación:  $\sqrt{\lambda}_k > 0$ .

Las correlaciones entre las variables originales y las variables canónicas son conocidas como **cargas canónicas**.



La **correlación canónica** es la correlación entre  $U_k$  y  $V_k$  en valor absoluto:

$$\rho_k^{*2} = \lambda_k = [\operatorname{Cor}(U_k, V_k)]^2 = \frac{\left(\mathbf{a}_k^\top \mathbf{\Sigma}_{XY} \mathbf{b}_k^\top\right)^2}{\left(\mathbf{a}_k^\top \mathbf{\Sigma}_{XX} \mathbf{a}_k\right) \left(\mathbf{b}_k^\top \mathbf{\Sigma}_{YY} \mathbf{b}_k\right)}$$

Observación:  $\sqrt{\lambda}_k > 0$ .

Las correlaciones entre las variables originales y las variables canónicas son conocidas como **cargas canónicas**.

Existe un criterio (parecido al gráfico de codo de componentes principales) para escoger el número de pares de correlaciones canónicas

Lina Maria Acosta Avena

#### **Notas:**

1. Si las variables originales son estandarizadas, entonces basta substituir

$$\mathbf{\Sigma} = \begin{bmatrix} \mathbf{\Sigma}_{XX} & \vdots & \mathbf{\Sigma}_{XY} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{\Sigma}_{YX} & \vdots & \mathbf{\Sigma}_{YY} \end{bmatrix} \quad \text{por} \quad \mathbf{P} = \begin{bmatrix} \mathbf{P}_{11} & \vdots & \mathbf{P}_{12} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{P}_{21} & \vdots & \mathbf{P}_{22} \end{bmatrix}$$

en consecuencia

$$U_k = \mathbf{e}_k^{\top} \, \mathbf{P}_{11}^{-1/2} \, \mathbf{Z}^{(1)}$$
 y  $V_k = \mathbf{f}_k^{\top} \, \mathbf{P}_{22}^{-1/2} \, \mathbf{Z}^{(2)}$ 

donde  ${\bf e}$  y  ${\bf f}$  son los respectivos autovectores de



$$\mathbf{P}_{11}^{-1} \, \mathbf{P}_{12} \, \mathbf{P}_{22}^{-1} \, \mathbf{P}_{12}^{\top} \qquad \mathrm{y} \qquad \mathbf{P}_{22}^{-1} \, \mathbf{P}_{12}^{\top} \, \mathbf{P}_{11}^{-1} \, \mathbf{P}_{12}$$

У

$$\mathsf{Cov}\left[\mathbf{Z}^{(1)}\right] = \mathbf{P}_{11} \quad \mathsf{Cov}\left[\mathbf{Z}^{(2)}\right] = \mathbf{P}_{22} \quad \mathsf{Cov}\left[\mathbf{Z}^{(1)}, \mathbf{Z}^{(2)}\right] = \mathbf{P}_{12} = \mathbf{P}_{21}^{\top}$$

#### siendo

- **Z**<sup>(1)</sup> la estandarización de **X**,
- **Z**<sup>(2)</sup> la estandarización de **Y**.





- 2. Las **variables canónicas** pueden ser **estimadas** substituyendo las matrices poblacionales  $\Sigma_{XX}$ ,  $\Sigma_{YY}$ ,  $\Sigma_{XY}$  y  $\Sigma_{YX}$  por las correspondientes matrices muestrales  $S_{XX}$ ,  $S_{YY}$ ,  $S_{XY}$  e  $S_{YX}$ .
- 3. Las variables canónicas estandarizadas u obtenidas apartir de la matriz de correlaciones poblacionales, pueden ser obtenidas substituyendo a las matrices de correlaciones poblacionales por las matrices de correlaciones muestrales.



Semestre 2430

#### Sobre la interpretación:

- En general, las variables canónicas son artificiales, no tienen significado físico, lo cual hace que esta técnica se utilice menos que otras técnicas multivariandas.
- Se da una interpretación subjetiva a las variables canónicas de acuerdo con la magnitud de las correlaciones de las variables originales con las variables canónicas. Así, las correlaciones son medidas para interpretar y analizar las cualidades de variables canónicas.



Una evaluación importante de la calidad del potencial de las variables canónicas es medir el poder de resumen de la variabilidad contenida en los conjuntos atraves de la proporción de la varianza total

• explicada por las variables canónicas es dada por

$$PE_{U_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^p [\operatorname{Cor}(U_k, X_i)]^2}{\operatorname{Tr}(\boldsymbol{\mathsf{S}}_{XX})} \qquad \text{y} \qquad PE_{V_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^q [\operatorname{Cor}(V_k, Y_i)]^2}{\operatorname{Tr}(\boldsymbol{\mathsf{S}}_{XX})}$$

Si las variables originales son estandarizadas,  $\boldsymbol{S}_{\boldsymbol{Z}} = \boldsymbol{R}_{\boldsymbol{X}}$ , luego

$$PE_{U_k} = rac{\sum\limits_{i=1}^{p} [\mathrm{Cor}(U_k, Z_i^{(1)})]^2}{p}$$
 y  $PE_{V_k} = rac{\sum\limits_{i=1}^{q} [\mathrm{Cor}(V_k, Z_i^{(2)})]^2}{p}$ 

36 / 55

explicada por los primeros r pares canónicos

$$PVTE_{U_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^r\sum\limits_{i=1}^p[\mathrm{Cor}(U_k,X_i)]^2}{\mathrm{Tr}(\boldsymbol{S}_{XX})} \quad \text{y} \quad PVTE_{V_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^r\sum\limits_{i=1}^q[\mathrm{Cor}(V_k,Y_i)]^2}{\mathrm{Tr}(\boldsymbol{S}_{XX})}$$

Si las variables originales son estandarizadas,  $S_Z = R_X$ , luego

$$PVTE_{U_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{r}\sum\limits_{i=1}^{p}[\mathrm{Cor}(U_k,Z_i^{(1)})]^2}{p} \quad \text{y} \quad PVTE_{V_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{r}\sum\limits_{i=1}^{q}[\mathrm{Cor}(V_k,Z_i^{(2)})]^2}{p}$$





explicada por los primeros r pares canónicos

$$PVTE_{U_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^r\sum\limits_{i=1}^p[\mathrm{Cor}(U_k,X_i)]^2}{\mathrm{Tr}(\boldsymbol{S}_{XX})} \quad \text{y} \quad PVTE_{V_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^r\sum\limits_{i=1}^q[\mathrm{Cor}(V_k,Y_i)]^2}{\mathrm{Tr}(\boldsymbol{S}_{XX})}$$

Si las variables originales son estandarizadas,  $S_Z = R_X$ , luego

$$PVTE_{U_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{r}\sum\limits_{i=1}^{p}[\mathrm{Cor}(U_k,Z_i^{(1)})]^2}{p} \quad \text{y} \quad PVTE_{V_k} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{r}\sum\limits_{i=1}^{q}[\mathrm{Cor}(V_k,Z_i^{(2)})]^2}{p}$$

¿Cuando aplicar (o vale la pena aplicar) análisis de correlación canónica?

JAVERNANA

37 / 55

- 1. cuando se tiene interés en estudiar la relación de dos conjuntos de variables.
- 2. cuando en el planteamiento de hipótesis

$$H_0\,:\, \boldsymbol{\Sigma_{X\,Y}} = \boldsymbol{0}$$

$$\mathsf{H}_1\,:\, \pmb{\Sigma}_{\pmb{\mathsf{X}}\,\pmb{\mathsf{Y}}} \neq \pmb{0}$$

o equivalentemente

$$H_0 : P_{XY} = 0$$

$$\mathsf{H_1}\,:\, \boldsymbol{P_{X\,Y}} \neq \boldsymbol{0}$$

se rechaza H<sub>0</sub>.



#### usamos:

Para muestras relativamente grandes

$$Q_1 = -n \ln \prod_{i=1}^p (1-\lambda_i) \overset{\mathsf{H}_0 ext{ verd.}}{\sim} \chi^2_{pq}$$

Para muestras pequeñas

$$Q_2 = -\left[n-1-rac{1}{2}(p+q+1)
ight] \ln \prod_{i=1}^p (1-\lambda_i) \stackrel{ ext{Ho verd.}}{\sim} \chi^2_{pq}$$



39 / 55



Lina Maria Acosta Avena Análisis Multivariado

# Example

Los datos del archivo Hijos.xlsx corresponden a las **medidas de la cabeza (en milímetros)** de cada uno de los **dos primeros hijos adultos de 25 familias**. La familia es el "individuo" y  $x_1$  (longitud de la cabeza del primer hijo),  $x_2$  (ancho de cabeza del primer hijo),  $x_3$  (longitud de la cabeza del segundo hijo) y  $x_4$  (ancho de cabeza del segundo hijo). Estos datos fueron recopilados por Frets  $(1921)^a$ , y la preguntade interés era si existe una **relación entre las medidas de la cabeza de los pares de hijos**.

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup>Frets, G. P. (1921), "Heredity of head form in man", Genetica, 3, 193(384)



Claramente en este caso tenemos dos grupos de variables:

Hijo 1: 
$$\{X_1, X_2\}$$
  
Hijo 2:  $\{Y_1, Y_2\}$ 

Aquí podemos encontrar

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1.00 & 0.73 & \vdots & 0.71 & 0.70 \\ 0.73 & 1.00 & \vdots & 0.69 & 0.71 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0.71 & 0.69 & \vdots & 1.00 & 0.84 \\ 0.70 & 0.71 & \vdots & 0.84 & 1.00 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{R}_{XX} & \vdots & \mathbf{R}_{XY} \\ \mathbf{R}_{YX} & \vdots & \mathbf{R}_{YY} \\ \mathbf{R}_{YX} & \vdots & \mathbf{R}_{YY} \end{bmatrix}$$

Note que **todas las correlaciones son altas**, lo cual nos da **sospecha que vale la pena aplicar análisis de correlación canónica**. Sin embargo, debemos hacer una prueba formal. Hágala!

Para aplicar correlación canónica, cargamos los datos

```
# ---- Datos Hijos ---- #
require(tidyverse)
Hijos <- read excel("D:/Desktop/Teaching/Dataset/Hijos.xlsx")</pre>
Datos <- Hijos %>% as.data.frame()
head(Datos)
  familia x1 x2 x3 x4
        1 191 155 179 145
2
        2 195 149 201 152
3
        3 181 148 185 149
        4 183 153 188 149
5
        5 176 144 171 142
        6 208 157 192 152
```



Extraemos los dos conjuntos de variables y extraemos las matrices de correlaciones muestrales

```
# --- X=(x1,x2) e Y=(x3,x4) --- # X<-Datos[,2:3] Y<-Datos[,4:5]
```

```
# --- Matrices de Correlación Muestrales --- # R_XX<-cor(X) # Mat. de corr. muest. de las var. de X R_YY<-cor(Y) # Mat. de corr. muest. de las var. de Y R_XY<-cor(X,Y) # Mat. de corr. muest. entre X e Y R_YX<-cor(Y,X) # = R_YX=R^t_XY
```



```
Calculamos las matrices A e B y calculamos sus autovalores (\lambda_k) y
autovectores (\mathbf{e}_k \vee \mathbf{f}_k)
# --- Matrices A e B --- #
A \leftarrow solve(R XX) \% * \% (R XY) \% * \% solve(R YY) \% * \% t(R XY)
B<-solve(R YY)%*%t(R XY)%*%solve(R XX)%*%(R XY)
# --- Lambda k
autoA<-eigen(A)
```





lambdak<-autoA\$values

```
autoB<-eigen(B)
lambda_k<-autoB$values
lambda_k
[1] 0.621744734 0.002887956</pre>
```

Observe que los autovalores de A e B son exactamente los mismos.

Calculamos las c**orrelaciones canónicas**  $\rho_{U,V}$ 

```
# --- Correlaciones Canonicas
rho<-sqrt(lambda_k)
round(rho,4)
[1] 0.7885 0.0537</pre>
```



Semestre 2430

Tenemos que

$$\rho_{U_1,V_1} = 0.7885$$
e
 $\rho_{U_2,V_2} = 0.0537$ 

el **segundo par de correlaciones canónicas** (estandarizadas) **explican muy poco ( 0.0537)** de la correlación entre los dos conjuntos de variables.





#### Extraemos los coeficientes para cada par de variables canónicas

```
# --- Variables Canonicas
require(expm)
```

```
# coeficientes de a
raiz_Rxx<-sqrtm(R_XX)
inv_raiz_Rxx<-solve(raiz_Rxx)
ak_trasp<-t(e_k)%*%inv_raiz_Rxx</pre>
```





```
a1_trasp<-ak_trasp[1,]
a2 trasp<-ak trasp[2,]
round(a1 trasp,3)
[1] 0.576 0.498
round(a2 trasp,3)
[1] -1.370 1.375
# coeficientes de b
raiz Ryy<-sqrtm(R YY)</pre>
inv raiz Ryy<-solve(raiz Ryy)
bk trasp<-t(f k)%*%inv raiz Ryy
```





```
b1_trasp<-bk_trasp[1,]
b2_trasp<-bk_trasp[2,]
round(b1_trasp,3)
[1] -0.464 -0.578
round(b2_trasp,3)
[1] -1.765 1.762
```

Por lo tanto, **la primera variable canónica** (de las variables estandarizadas)

$$U_1 = 0.576 Z_1 + 0.498 Z_2$$
  
 $V_1 = -0.464 Z_3 - 0.578 Z_4$   
 $\rho_{U_1, V_1} = 0.7885$ 



Semestre 2430

son responsables de la mayor correlación (0.7885) entre los variables cefálicas de los dos primeros hijos de las familias estudiadas. Las variables individuales contribuyen con "pesos/cargas" muy similares.

Observe que en este par de variables canónicas, cada una es una suma/resta ponderada de las dos medidas de la cabeza y podría ser etiquetada como la "circunferencia de la cabeza".



La segunda variable canónica (de las variables estandarizadas)

$$U_2 = -1.370 Z_1 + 1.375 Z_2$$
  
 $V_2 = -1.765 Z_3 + 1.762 Z_4$   
 $\rho_{U_2, V_2} = 0.0537$ 

**explica muy poco (0.0537)** de la correlación entre los dos primeros hijos.

Observe que para este par de variables canónicas, cada una es una diferencia ponderada de las dos medidas de la cabeza, así que se puede interpretar (aproximadamente) como "la forma de la cabeza".

51 / 55

Podemos hacer el análisis de correlación canónica en R con:

```
# --- el paquete candisc
require(candisc)
cca<-cancor(X,Y)
cca$cancor #correlaciones canonicas
[1] 0.7885079 0.0537397
# --- Coeficientes de a y de b
coef(cca, type = "both", standardize = TRUE)
```





```
[[1]]
        Xcan1 Xcan2
x1 -0.5521896 -1.366374
x2 -0.5215372 1.378365
[[2]]
        Ycan1 Ycan2
x3 -0.5044484 -1.768570
x4 -0.5382877 1.758566
 # --- el paquete CCA
require(CCA)
z1 < -scale(X)
z2 < -scale(Y)
acc < -cc(z1, z2)
```



```
acc$cor
                  #correlaciones canonicas
[1] 0.7885079 0.0537397
           # coeficientes de a
acc$xcoef
          \lceil .1 \rceil \qquad \lceil .2 \rceil
x1 -0.5521896 -1.366374
x2 -0.5215372 1.378365
acc$ycoef
           # coeficientes de b
          \lceil .1 \rceil \qquad \lceil .2 \rceil
x3 -0.5044484 -1.768570
x4 -0.5382877 1.758566
```





#### Tareas

- Realice el análisis de correlación canónica del ejemplo para las variables originales (sin estandarizar)
- Replique los ejemplos 10.1 y 10.3 de Johnson and Wichern (2013), Applied Multivariate Statistical Analysis, pp. 543 y 549.



