

## SME0822 Análise Multivariada e Aprendizado Não-Supervisionado

#### Aula 9a: Análise de Correlações Canônicas

#### Prof. Cibele Russo

cibele@icmc.usp.br

http://www.icmc.usp.br/~cibele

Johnson, R. A., & Wichern, D. W. (2007). Applied Multivariate Statistical Analysis. Prentice Hall.

Seber, G. A. F. (2009) Multivariate observations. John Wiley & Sons.

Anderson, T. W. (2003) An Introduction to Multivariate Statistical Analysis. Wiley. New York. 3rd Edition.

#### Objetivos:

- Compreender e quantificar a associação linear entre dois conjuntos de variáveis.
- Resumir a informação de cada conjunto de variáveis nas chamadas variáveis canônicas, para avaliar a correlação entre elas (correlação canônica)

#### Objetivos:

- Compreender e quantificar a associação linear entre dois conjuntos de variáveis.
- Resumir a informação de cada conjunto de variáveis nas chamadas variáveis canônicas, para avaliar a correlação entre elas (correlação canônica)

Origem: Hotelling, 1935.

**Exemplo**: avaliar a associação linear entre notas no vestibular e no primeiro semestre da faculdade.

Na prática, temos que resolver um problema de otimização restrita, como veremos a seguir.

Origem: Hotelling, 1935.

**Exemplo**: avaliar a associação linear entre notas no vestibular e no primeiro semestre da faculdade.

Na prática, temos que resolver um problema de otimização restrita, como veremos a seguir.

# Modelo de Análise de correlações canônicas via matriz de correlação

Sejam  $X_{p\times 1}$  e  $Y_{q\times 1}$  vetores aleatórios com

$$\begin{split} \mathsf{E}(X) &= \underline{\mu}_X, \ \mathsf{Var}(X) = \Sigma_X, \\ \mathsf{E}(Y) &= \underline{\mu}_Y, \ \mathsf{Var}(Y) = \Sigma_Y \ \mathsf{e} \\ \mathsf{Cov}(X,Y) &= \Sigma_{XY} \\ \mathsf{Cov}(Y,X) &= \Sigma_{YX} = \Sigma_{XY}^\top \end{split}$$

#### Variáveis canônicas

#### **Definimos**

$$U_1 = a_1^{\top} X$$
 e  $V_1 = b_1^{\top} Y$ 

em que  $dim(\underline{a}_1) = p \times 1$  e  $dim(\underline{b}_1) = q \times 1$ . Queremos encontrar vetores de constantes  $\underline{a}_1$  e  $\underline{b}_1$  tais que a correlação entre as variáveis  $U_1$  e  $V_1$  seja máxima, com a restrição de que

$$\mathsf{Var}(U_1) = 1 = \mathsf{Var}(V_1)$$

 $(U_1,V_1)$  é denominado o **primeiro par de variáveis canônicas**.

### Variáveis canônicas

Um segundo par de variáveis canônicas  $(U_2,V_2)$  poderia ser definido como

$$U_2 = a_2^{ op} X$$
 e  $V_2 = b_2^{ op} Y$ 

em que  $dim(\underline{a}_2) = p \times 1$  e  $dim(\underline{b}_2) = q \times 1$ . Queremos encontrar vetores de constantes  $\underline{a}_2$  e  $\underline{b}_2$  tais que a correlação entre as variáveis  $U_2$  e  $V_2$  a máxima possível, com as restrições de que

$$\mathsf{Var}(U_2) = 1 = \mathsf{Var}(V_2)$$
 e

$$\mathsf{Cov}(U_1, U_2) = \mathsf{Cov}(U_1, V_2) = \mathsf{Cov}(U_2, V_1) = \mathsf{Cov}(U_2, V_2) = 0$$

e assim por diante, até o par de variáveis canônicas  $(U_k,V_k)$ , com  $k=\min(p,q).$ 

#### Variáveis canônicas

Ou seja, para obter o primeiro par de variáveis canônicas  $(U_1,V_1)$  queremos obter o

$$\begin{aligned} & \max \ \mathsf{Cor}(U_1,V_1) \\ & \text{sujeito a } \mathsf{Var}(U_1) = \mathsf{Var}(V_1) = 1 \quad (\star) \end{aligned}$$

Temos que

$$\begin{aligned} \mathsf{Cor}(U_1,V_1) &=& \frac{\mathsf{Cov}(U_1,V_1)}{\sqrt{\mathsf{Var}(U_1)}\sqrt{\mathsf{Var}(V_1)}} \stackrel{(\star)}{=} \mathsf{Cov}(U_1,V_1) \\ &=& \mathsf{Cov}(a_1^\top X,b_1^\top Y) = a_1^\top \Sigma_{XY} b_1. \end{aligned}$$

Isto é, temos que obter

$$\max \ a_1^\top \Sigma_{XY} b_1$$
 sujeito a  $a_1^\top \Sigma_X a_1 = b_1^\top \Sigma_Y b_1 = 1$ 

Podemos considerar, por exemplo, o **Método dos multiplicadores de** Lagrange, com

$$\mathcal{L} = \underline{a}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_{XY} \underline{b}_1 - \frac{\alpha}{2} \left( \underline{a}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_X \underline{a}_1 - 1 \right) - \frac{\beta}{2} \left( \underline{b}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_Y \underline{b}_1 - 1 \right)$$

em que  $\alpha$  e  $\beta$  são multiplicadores de Lagrange.



Isto é, temos que obter

$$\max \ a_1^\top \Sigma_{XY} b_1$$
 sujeito a  $a_1^\top \Sigma_X a_1 = b_1^\top \Sigma_Y b_1 = 1$ 

Podemos considerar, por exemplo, o **Método dos multiplicadores de Lagrange**, com

$$\mathscr{L} = \underline{a}_1^{\top} \Sigma_{XY} \underline{b}_1 - \frac{\alpha}{2} \left( \underline{a}_1^{\top} \Sigma_X \underline{a}_1 - 1 \right) - \frac{\beta}{2} \left( \underline{b}_1^{\top} \Sigma_Y \underline{b}_1 - 1 \right)$$

em que  $\alpha$  e  $\beta$  são multiplicadores de Lagrange.

Para encontrar o máximo, fazemos

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial a_1} = \Sigma_{XY} b_1 - \alpha \Sigma_X a_1 = 0 \quad (i)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \underline{b}_1} = \Sigma_{XY}^{\top} \underline{a}_1 - \beta \Sigma_Y \underline{b}_1 = 0 \quad (ii)$$

Multiplicando (i) à esquerda por  $\underline{a}_1^{\top}$  e (ii) à esquerda por  $\underline{b}_1^{\top}$  temos

Para encontrar o máximo, fazemos

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial a_1} = \Sigma_{XY} b_1 - \alpha \Sigma_X a_1 = 0 \quad (i)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_1} = \Sigma_{XY}^{\mathsf{T}} q_1 - \beta \Sigma_Y p_1 = 0 \quad (ii)$$

Multiplicando (i) à esquerda por  $\underline{a}_1^{\top}$  e (ii) à esquerda por  $\underline{b}_1^{\top}$  temos

$$a_1^{\top} \Sigma_{XY} b_1 - \alpha a_1^{\top} \Sigma_X a_1 = 0$$

$$b_1^{\top} \Sigma_{XY}^{\top} a_1 - \beta b_1^{\top} \Sigma_Y b_1 = 0$$

$$\implies \alpha = \underline{a}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_{XY} \underline{b}_1 \ \mathbf{e} \ \beta = \underline{b}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_{XY}^{\mathsf{T}} \underline{a}_1,$$

já que 
$$\underline{a}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_X \underline{a}_1 = \underline{b}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_Y \underline{b}_1 = 1.$$

Mas

$$\alpha = \underline{a}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_{XY} \underline{b}_1 = \underline{b}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_{XY}^{\mathsf{T}} \underline{a}_1 = \beta \doteq \eta$$



$$a_1^{\top} \Sigma_{XY} b_1 - \alpha a_1^{\top} \Sigma_X a_1 = 0$$

$$b_1^{\top} \Sigma_{XY}^{\top} a_1 - \beta b_1^{\top} \Sigma_Y b_1 = 0$$

$$\implies \alpha = \underline{a}_1^\top \Sigma_{XY} \underline{b}_1 \text{ e } \beta = \underline{b}_1^\top \Sigma_{XY}^\top \underline{a}_1 \text{,}$$

já que 
$$\underline{a}_1^{\top} \Sigma_X \underline{a}_1 = \underline{b}_1^{\top} \Sigma_Y \underline{b}_1 = 1.$$

Mas

$$\alpha = \underline{a}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_{XY} \underline{b}_1 = \underline{b}_1^{\mathsf{T}} \Sigma_{XY}^{\mathsf{T}} \underline{a}_1 = \beta \doteq \eta$$



$$a_1^{\top} \Sigma_{XY} b_1 - \alpha a_1^{\top} \Sigma_X a_1 = 0$$

$$b_1^{\top} \Sigma_{XY}^{\top} a_1 - \beta b_1^{\top} \Sigma_Y b_1 = 0$$

$$\implies \alpha = \underline{a}_1^\top \Sigma_{XY} \underline{b}_1 \text{ e } \beta = \underline{b}_1^\top \Sigma_{XY}^\top \underline{a}_1 \text{,}$$

já que 
$$\underline{a}_1^{\top} \Sigma_X \underline{a}_1 = \underline{b}_1^{\top} \Sigma_Y \underline{b}_1 = 1.$$

Mas

$$\alpha = \underline{\boldsymbol{g}}_1^\top \boldsymbol{\Sigma}_{XY} \underline{\boldsymbol{b}}_1 = \underline{\boldsymbol{b}}_1^\top \boldsymbol{\Sigma}_{XY}^\top \underline{\boldsymbol{g}}_1 = \boldsymbol{\beta} \doteq \boldsymbol{\eta}$$



Obs:

(i)-(ii) podem ser reescritas como

$$\begin{cases} \Sigma_{XY}b_1 - \eta \Sigma_X a_1 = 0 \\ \Sigma_{XY}^\top a_1 - \eta \Sigma_Y b_1 = 0 \end{cases}$$

ou, matricialmente,

$$\begin{pmatrix} -\eta \Sigma_X & \Sigma_{XY} \\ \Sigma_{XY}^\top & -\eta \Sigma_Y \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_1 \\ b_1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

Daí, multiplicando a primeira equação por  $\eta$  e a segunda por  $\Sigma_Y^{-1}$ , temos

$$\begin{cases} \eta \Sigma_{XY} b_1 - \eta^2 \Sigma_X a_1 = 0 \quad (\star) \\ \Sigma_Y^{-1} \Sigma_{XY}^{\top} a_1 = \eta b_1 \quad (\star \star) \end{cases}$$

Em seguida, substituímos  $(\star\star)$  em  $(\star)$  e obtemos

$$\Sigma_{XY}\Sigma_Y^{-1}\Sigma_{XY}^\top \underline{a}_1 - \eta^2 \Sigma_X \underline{a}_1 = \underline{0} \text{, ou}$$

$$(\Sigma_{XY}\Sigma_Y^{-1}\Sigma_{XY}^{\top} - \eta^2 \Sigma_X) \underline{a}_1 = \underline{0} \quad (iii)$$

e, analogamente, teríamos também

$$(\Sigma_{XY}^{\top} \Sigma_X^{-1} \Sigma_{XY} - \eta^2 \Sigma_Y) \underline{b}_1 = \underline{0} \quad (iv),$$

$$\Sigma_{XY}\Sigma_Y^{-1}\Sigma_{XY}^\top \underline{a}_1 - \eta^2 \Sigma_X \underline{a}_1 = \underline{0} \text{, ou}$$

$$(\Sigma_{XY}\Sigma_Y^{-1}\Sigma_{XY}^{\top} - \eta^2\Sigma_X)\underline{a}_1 = \underline{0} \quad (iii)$$

e, analogamente, teríamos também

$$(\Sigma_{XY}^{\top}\Sigma_{X}^{-1}\Sigma_{XY} - \eta^{2}\Sigma_{Y})\underline{b}_{1} = \underline{0} \quad (iv),$$

Vamos denotar por  $\lambda=\eta^2$  as soluções de (iii) e (iv).

Em particular, tomando  $\lambda$  o maior autovalor de

$$\Sigma_X^{-1} \Sigma_{XY} \Sigma_Y^{-1} \Sigma_{XY}^\top,$$

ou, equivalentemente, de

$$\Sigma_Y^{-1} \Sigma_{XY}^{\top} \Sigma_X^{-1} \Sigma_{XY},$$

teremos a maior correlação entre  $U_1$  e  $V_1$ , que é  $\underline{a}_1^{\top} \Sigma_{XY} \underline{b}_1$ .

De forma mais geral, para encontrar  $\underline{a}_k$  e  $\underline{b}_k$ , para  $k=1,\ldots,min(p,q)$ , podemos resolver o sistema de equações

$$\begin{cases} (\Sigma_{XY} \Sigma_Y^{-1} \Sigma_{XY}^{\top} - \lambda_k \Sigma_X) a_k = 0 \\ (\Sigma_{XY}^{\top} \Sigma_X^{-1} \Sigma_{XY} - \lambda_k \Sigma_Y) b_k = 0 \end{cases}$$

com  $\lambda_k$  satisfazendo

$$\begin{cases} |\Sigma_{XY}\Sigma_{Y}^{-1}\Sigma_{XY}^{\top} - \lambda_{k}\Sigma_{X}| = 0 \\ |\Sigma_{XY}^{\top}\Sigma_{X}^{-1}\Sigma_{XY} - \lambda_{k}\Sigma_{Y}| = 0 \end{cases}$$

isto é,  $\lambda_k$  é o k-ésimo maior autovalor da matriz  $\Sigma_X^{-1}\Sigma_{XY}\Sigma_Y^{-1}\Sigma_{XY}^{\top}$  ou equivalentemente da matriz  $\Sigma_V^{-1}\Sigma_{XY}^{\top}\Sigma_X^{-1}\Sigma_{XY}$ .

A correlação canônica é a correlação em valor absoluto entre  $U_k$  e  $V_k$  e é igual a  $\sqrt{\lambda_k}$ , isto é,

$$\rho_k^{\star 2} = \lambda_k = (Cor(U_k, V_k))^2 = \frac{(\underline{a}_k^{\top} \Sigma_{XY} \underline{b}_k)^2}{(\underline{a}_k \Sigma_X \underline{a}_k)(\underline{b}_k \Sigma_Y \underline{b}_k)}.$$

As cargas canônicas são as correlações entre as variáveis originais e as variáveis canônicas.

# Correlações canônicas a partir da matriz de correlações

Da mesma forma, as variáveis canônicas também podem ser obtidas a partir de variáveis padronizadas. Nesse caso, devemos resolver o sistema de equações

$$\begin{cases} (P_{XY}P_Y^{-1}P_{XY}^{\top} - \lambda_k P_X)a_k = 0\\ (P_{XY}^{\top}P_X^{-1}P_{XY} - \lambda_k P_Y)b_k = 0 \end{cases}$$

com  $\lambda_k$  satisfazendo

$$\begin{cases} |P_{XY}P_{Y}^{-1}P_{XY}^{\top} - \lambda_{k}P_{X}| = 0 \\ |P_{XY}^{\top}P_{X}^{-1}P_{XY} - \lambda_{k}P_{Y}| = 0. \end{cases}$$

# Correlações canônicas a partir da matriz de correlações

Da mesma forma, as variáveis canônicas também podem ser obtidas a partir de variáveis padronizadas. Nesse caso, devemos resolver o sistema de equações

de equações 
$$\begin{cases} (P_{XY}P_Y^{-1}P_{XY}^{\top} - \lambda_k P_X)a_k = 0\\ (P_{XY}^{\top}P_X^{-1}P_{XY} - \lambda_k P_Y)b_k = 0 \end{cases}$$

com  $\lambda_k$  satisfazendo

$$\begin{cases} |P_{XY}P_{Y}^{-1}P_{XY}^{\top} - \lambda_{k}P_{X}| = 0 \\ |P_{XY}^{\top}P_{X}^{-1}P_{XY} - \lambda_{k}P_{Y}| = 0. \end{cases}$$

# Estimação das variáveis canônicas

Dadas as amostras aleatórias de X e Y, as **matrizes de variâncias e** covariâncias populacionais  $\Sigma_X$ ,  $\Sigma_Y$ ,  $\Sigma_{XY}$ ,  $\Sigma_{YX} = \Sigma_{XY}^{\top}$  são estimadas pelas correspondentes **matrizes de variâncias e covariâncias amostrais**  $S_X$ ,  $S_Y$ ,  $S_{XY}$  e  $S_{YX} = S_{XY}^{\top}$ .

Caso as matrizes de variâncias e covariâncias populacionais sejam desconhecidas, a análise de correlações canônicas pode então ser desenvolvida substituindo as matrizes  $\Sigma$  por S.

Da mesma forma, a análise de correlações canônicas pode ser desenvolvida substituindo as matrizes P pelas correspondentes **matrizes de correlações amostrais** R no slide anterior.

## Proporção da variância total explicada

A proporção da variância total explicada pelas variáveis canônicas é dada por

$$\mathsf{PVTE}_{U_k} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^p (Cor(U_k, X_i))^2}{p} \times 100\%$$

$$\mathsf{PVTE}_{V_k} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^q (Cor(V_k, Y_i))^2}{q} \times 100\%.$$

## Inferência sobre as correlações canônicas

Queremos avaliar se  $H_0: \Sigma_{XY} = 0$  contra  $H_1: \Sigma_{XY} \neq 0$ .

Em casos de amostras relativamente grandes, podemos considerar a estatística

$$Q_1 = -n \log \prod_{i=1}^{p} (1 - \lambda_i)$$

e rejeitamos  $H_0$  se  $Q_1>c$ , com c o valor crítico tal que  $P(\chi^2_{pq}>c)=lpha.$ 

Se as amostras forem pequenas, Bartlett sugere que rejeitemos  $\mathcal{H}_0$  se

$$Q_2 = -(n-1 - \frac{1}{2}(p+q+1)\log \prod_{i=1}^{p} (1-\lambda_i))$$

for maior que o valor crítico c tal que  $P(\chi^2_{pq}>c)=\alpha.$ 

## Inferência sobre as correlações canônicas

Queremos avaliar se  $H_0: \Sigma_{XY} = 0$  contra  $H_1: \Sigma_{XY} \neq 0$ .

Em casos de amostras relativamente grandes, podemos considerar a estatística

$$Q_1 = -n \log \prod_{i=1}^{p} (1 - \lambda_i)$$

e rejeitamos  $H_0$  se  $Q_1>c$ , com c o valor crítico tal que  $P(\chi^2_{pq}>c)=\alpha$ .

Se as amostras forem pequenas, Bartlett sugere que rejeitemos  $\mathcal{H}_0$  se

$$Q_2 = -(n-1 - \frac{1}{2}(p+q+1)\log \prod_{i=1}^{p} (1 - \lambda_i))$$

for maior que o valor crítico c tal que  $P(\chi^2_{pq}>c)=\alpha.$ 

## Inferência sobre as correlações canônicas

Queremos avaliar se  $H_0: \Sigma_{XY} = 0$  contra  $H_1: \Sigma_{XY} \neq 0$ .

Em casos de amostras relativamente grandes, podemos considerar a estatística

$$Q_1 = -n \log \prod_{i=1}^{p} (1 - \lambda_i)$$

e rejeitamos  $H_0$  se  $Q_1>c$ , com c o valor crítico tal que  $P(\chi^2_{pq}>c)=\alpha.$ 

Se as amostras forem pequenas, Bartlett sugere que rejeitemos  $\mathcal{H}_0$  se

$$Q_2 = -(n-1 - \frac{1}{2}(p+q+1)\log \prod_{i=1}^{p} (1-\lambda_i))$$

for maior que o valor crítico c tal que  $P(\chi^2_{pq}>c)=\alpha.$