Análisis Multivariado

ID 033521 - Clase 4901

Lina Maria Acosta Avena

Ciencia de Datos Departamento de Matemáticas Pontificia Universidad Javeriana

Semana 7: 26/08/24 - 31/08/24



1/39



Lina Maria Acosta Avena Análisis Multivariado Semestre 2430

Introducción

- Al inicio de cualquier investigación suele haber una escasa teoría sobre el campo que se va abordar, y en consecuencia, el investigador colecta información sobre un número grande de variables, que a su juicio considera relevantes.
- Vimos la dificultad para visualizar padrones de asociación entre ellas.
- Si se tienen **8 variables**, es **necesario estimar** $\binom{8}{2} = 28$ correlaciones (**parámetros**).



Introducción

- El Análisis de Componentes Principales (ACP o PCA, Principal Component Analysis) transforma linealmente un conjunto de p variables correlacionadas en un conjunto de k < p variables no correlacionadas, que contiene la mayor parte de la variabilidad presente en el conjunto original.
- ACP es un método que suministra información sobre la interdependencia entre las variables.
- Si NO EXISTE CORRELACIÓN entre las variables originales, NO TIENE SENTIDO HACER ACP, pues las componentes se corresponderían con cada variable por orden de magnitud en la varianza.



Introducción

- Si las variables originales siguen una distribución normal multivariada ¹, las componentes principales también serán normales multivariadas y serán independientes.
- Con frecuencia, el ACP revela relaciones de las que no se sospechaba inicialmente, y por tanto este análisis permite interpretaciones de los datos que no podrían ser derivadas directamente de las variables originales.
- ACP fue propuesta por Karl Pearson en 1901 y fue estudiada y llamada ACP por Harold Hotelling en 1933.



4/39

Objetivos del ACP

Objetivos principales del ACP:

- ✓ Reducir la dimensión de los datos
- ✓ Obtener combinaciones de las variables que sean interpretables.
- ✓ Eliminar las variables que aporten poco al estudio.
- ✓ Describir y comprender la estructura de correlación de las variables originales.

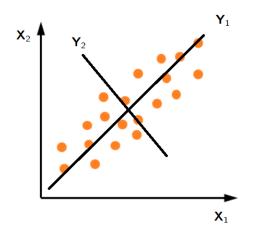


Antes de definir/construir/generar las componentes principales, tenga en cuenta que:

- Componentes principales exactas: son obtenidas a partir de la matriz de varianzas y covarianzas poblacional Σ cuando ésta es conocida.
- Componentes principales estimadas: se extraen de la matriz de varianzas y covarianzas muestrales S, cuando Σ es desconocida.



Considere que se tienen p=2 variables correlacionadas positivamente:





Observe que:

- Y_1 es la dirección de mayor variabilidad de X_1 y X_2 ,
- Y_2 es la segunda dirección de mayor variabilidad de X_1 y X_2 ,
- Y_1 y Y_2 son perpendiculares (**no correlacionados**).

Podemos hacer una transformación en los ejes

 X_1 e X_2

para los ejes de

 Y_1 e Y_2



Sea

$$\mathbf{X} = egin{bmatrix} X_1 \ X_2 \ dots \ X_{
ho} \end{bmatrix}_{
ho imes 1}$$

un vector p- variado con **vector de medias** y **matriz de varianzas** y **covarianzas poblacionales**

9/39

$$u = egin{bmatrix} \mu_1 \ \mu_2 \ dots \ \mu_p \end{bmatrix}_{p imes 1}$$

$$\boldsymbol{\mu} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_p \end{bmatrix}_{p \times 1} \qquad \boldsymbol{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \cdots & \sigma_{pp} \end{bmatrix}_{p \times p}$$





Aquí el **interés** es que algunas de las variables X_1, X_2, \cdots, X_p estén **correlacionadas**, es decir $\sigma_{ik} \neq 0$ para $i \neq k$, $i, k = 1, 2, \ldots, p$. En este caso, existe **redundancia entre dimensiones** y el interés es **reducir la dimensionalidad** del problema costruyendo **nuevas variables no correlacionadas** entre que sean **combinaciones lineales de las** X_i 's.

Las k < p nuevas variables pueden explicar gran parte de la variabilidad existente en las p variables originales.



Sea

$$\lambda_1 \ge \lambda_2 \ge \cdots \ge \lambda_p$$

los **autovalores** de Σ , y

$$\mathbf{e}_1, \mathbf{e}_2, \dots, \mathbf{e}_p$$

sus correspondientes autovectores, donde

$$egin{aligned} egin{aligned} e_{i1} \ e_{i2} \ & dots \ e_{ip} \end{aligned}$$





satisface

- i. $\mathbf{e}_i^{\top} \mathbf{e}_j = 0$ para todo $i \neq j$
- ii. $\mathbf{e}_i^{\top} \mathbf{e}_i = 1$ para todo $i = 1, 2, \dots, p$.
- iii. $\Sigma_{p\times p} \mathbf{e}_i = \lambda \mathbf{e}_i$ para todo $i = 1, 2, \dots, p$.

Considere la matriz ortogonal

$$\mathbf{O} = egin{bmatrix} e_{11} & e_{21} & \cdots & e_{p1} \ e_{12} & e_{22} & \cdots & e_{p2} \ & & & & \ dots & dots & dots \ e_{1p} & e_{2p} & \cdots & e_{pp} \end{bmatrix} = [\mathbf{e}_1 \quad \mathbf{e}_2 \quad \dots \quad \mathbf{e}_p]$$



El vector de componentes principales de Σ está dado por

$$\mathbf{Y}_{p \times 1} = \mathbf{0}^{\top} \, \mathbf{X}$$

$$= \begin{bmatrix} e_{11} & e_{12} & \cdots & e_{1p} \\ e_{21} & e_{22} & \cdots & e_{2p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ e_{p1} & e_{p2} & \cdots & e_{pp} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_p \end{bmatrix}$$





Así

• La **primera componente** (Y_1) va ser la traspuesta del primer (mayor) vector propio (\mathbf{e}_1) correspondiente al primer (mayor) valor propio (λ_1) multiplicado por el vector \mathbf{X} . Esto es

$$Y_1 = \mathbf{e}_1^{\top} \mathbf{X}$$

= $e_{11} X_1 + e_{12} X_2 + \dots + e_{1p} X_p$

• La **segunda componente** (Y_2) va ser la traspuesta del segundo (mayor) vector propio (\mathbf{e}_2) correspondiente al segundo (mayor) valor propio (λ_2) multiplicado por el vector \mathbf{X} . Esto es

$$Y_2 = \mathbf{e}_2^{\top} \mathbf{X}$$

= $e_{21} X_1 + e_{22} X_2 + \dots + e_{2p} X_p$



15/39

 Y_2 no está correlacionada con Y_1 y reúne la máxima variabilidad restante de la variación total que no esta contenida en Y_1 .

El proceso se realiza hasta encontrar los *p*-vectores propios.

Algunas **propiedades**:

• La *i*-**ésima componente principal** de **Σ** está dada por

$$Y_i = \mathbf{e}_i^{\top} \mathbf{X}$$

- \bullet $\mathsf{E}[Y_i] = \mathbf{e}_i^\top \boldsymbol{\mu}$
- $Var[Y_i] = \mathbf{e}_i^{\top} \mathbf{\Sigma} \mathbf{e}_i = \lambda_i$





- $Cov[Y_i, Y_k] = 0$ $i \neq k = 1, 2, ..., p$.
- La proporción de varianza total de X que es explicada por la i-ésima componente principal está dada por

$$\frac{\lambda_i}{\sum_{i=1}^p \lambda_i}$$

• La *k*-ésima componente del autovector *i*

$$\mathbf{e}_i^{\top} = [e_{i1} \quad e_{i2} \quad \dots \quad e_{ik} \quad \dots \quad e_{ip}]$$

mide la **importancia** de la k-**ésima variable** sobre la i-**ésima componente principal**, independientemente de las demás variables.

• El **coeficiente de correlación** entre Y_i e X_k está dado por

$$\rho_{Y_i,X_k} = \frac{e_{ik\sqrt{\lambda_i}}}{\sqrt{\sigma_{kk}}} \quad i,k=1,2,\ldots,p$$





En la práctica no conocemos Σ , entonces estimamos las componentes principales de Σ usando los autovalores y autovectores de S, la matriz de varianzas y covarianzas muestrales.

Sean $\hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \cdots \geq \hat{\lambda}_p$ los autovalores de **S**, y $\hat{\mathbf{e}}_1, \hat{\mathbf{e}}_2, \ldots, \hat{\mathbf{e}}_p$ sus correspondientes autovectores. Entonces, la i-ésima componente principal muestral está dada por

$$\hat{Y}_i = \hat{\mathbf{e}}_i^\top \mathbf{X}$$

У

•
$$Var[\hat{Y}_j] = \hat{\lambda}_j$$
,

•
$$\operatorname{Cor}[\widehat{Y}_i, \widehat{Y}_k] = 0$$
 $i \neq k = 1, 2, \dots, p$.





 La proporción de varianza total de X que es explicada por la j-ésima componente principal muestral está dada por

$$\frac{\hat{\lambda}_j}{\sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_j}$$

• El coeficiente de correlación entre \hat{Y}_i e X_k está dado por

$$r_{\widehat{Y}_i,\mathbf{X}_k} = \frac{\widehat{\mathbf{e}}_{ik}\sqrt{\widehat{\lambda}_i}}{\sqrt{s_{kk}}}$$
 $i, k = 1, 2, \dots, p$



Example

Suponga que

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \end{bmatrix} \sim \left(\begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & -2 & 0 \\ -2 & 5 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{bmatrix} \right)$$

Obtenga las componentes principales.

Example 8.1 de Jhonson and Wichern (2013), Applied Multivariate Statistical Analysis, pp. 434.

Observación: $\sigma_{31} = \sigma_{13} = 0$ y $\sigma_{32} = \sigma_{23} = 0$, es decir X_2 no se correlaciona con las demás variables.

Solución:

Debemos encontrar los autovectores de **S**.

```
# ---- ACP ---- #
Sigma<-matrix(c(1,-2,0,-2,5,0,0,0,2), ncol=3)
> Sigma
    [,1] [,2] [,3]
[1,] 1 -2
[2,] -2 5
[3,] 0
auto<-eigen(Sigma)
auto$values
[1] 5.8284271 2.0000000 0.1715729
```



auto\$vectors

De ahí tenemos

$$\lambda_1 = 5.83$$

$$\lambda_2 = 2$$

$$\lambda_{3} = 0.17$$

$$\mathbf{e}_1 = \begin{bmatrix} -0.383 \\ 0.924 \\ 0 \end{bmatrix} \qquad \mathbf{e}_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \qquad \mathbf{e}_3 = \begin{bmatrix} 0.924 \\ 0.383 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{e}_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$e_3 = \begin{bmatrix} 0.924 \\ 0.383 \\ 0 \end{bmatrix}$$



Por lo tanto las **componentes principales** son:

$$Y_1 = \mathbf{e}_1^{\top} \mathbf{X} = -0.383 X_1 + 0.924 X_2$$

$$Y_2 = \mathbf{e}_2^\top \mathbf{X} = X_3$$

$$Y_3 = \mathbf{e}_3^{\top} \mathbf{X} = 0.924 X_1 + 0.383 X_2$$

Observación: X_3 es una de las componentes porque **no está correlacionada** con ninguna de las otras variables. Además, porque su información no es llevada al nuevo sistema por ninguna de las otras componentes.

La proporción de la varianza total explicada por Y_1 es

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3} = \frac{5.83}{8} \approx 0.73$$

Esto significa que el 73 % de la varianza total es explicada por la primera componente principal.





La proporción de la varianza total explicada por las dos primeras componentes principales es

$$\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3} = \frac{5.83 + 2}{8} \approx 0.98$$

Esto significa que el 98 % de la varianza total es explicada por las dos primeras componentes principales.



Por otro lado,

$$\rho_{Y_1, X_1} = \frac{e_{11}\sqrt{\lambda_1}}{\sqrt{\sigma_{11}}} = 0.925$$

$$\rho_{Y_1, X_2} = \frac{e_{21}\sqrt{\lambda_1}}{\sqrt{\sigma_{22}}} = 0.998$$

- En la primera componente principal, la variable X_2 tiene la mayor ponderación y ella también tiene la mayor correlación con Y_1 .
- La correlación de X_1 con Y_1 es casi tan grande, en magnitud, como la de X_2 con Y_1 , lo que indica que las dos variables son casi igualmente importantes para la primera componente principal X_1

• Los tamaños relativos de los coeficientes de X_1 y X_2 sugieren que X_2 contribuye más a la determinación de Y_1 que X_1 .

También

$$\rho_{Y_2,X_1} = \rho_{Y_2,X_2} = 0$$

$$\rho_{Y_2,X_3} = \frac{\sqrt{\lambda_2}}{\sigma_{33}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = 1$$

Las demás correlaciones puede ser despreciadas puesto que la tercera componente principal no es importante.

JAVERIANA
Bogoti

Cuando las variables X_i 's son de magnitudes diferentes, las variabilidades son diferentes. Esa diferencia va influenciar en el análisis de componentes principales. En esos casos podemos recurir a la estandarización de las variables y en esos casos el análisis se conoce como Análisis de Componentes Principales vía Matriz de Correlación.



Si

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

y si las σ_{ii} son muy diferentes, defina

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} Z_1 & Z_2 & \dots & Z_p \end{bmatrix}^{\top}$$

donde

$$Z_i = \frac{X_i - \mu_i}{\sigma_{ii}}$$
 $\mu_i = \mathsf{E}[X_i]$ $\sigma_{ii} = \mathsf{Var}[X_i]$

Aguí

$$Cov[Z] = Cor[X] = P$$

apartir de la cuál se obtienen las componentes principales

$$\mathbf{Y}_{p \times 1} = \mathbf{0}^{\top} \, \mathbf{Z}$$



donde

$$\mathbf{O} = egin{bmatrix} e_{11} & e_{21} & \cdots & e_{p1} \ e_{12} & e_{22} & \cdots & e_{p2} \ & & & & \ dots & dots & dots & dots \ e_{1p} & e_{2p} & \cdots & e_{pp} \end{bmatrix} = [\mathbf{e}_1 \quad \mathbf{e}_2 \quad \dots \quad \mathbf{e}_p]$$

es la matriz ortogonal cuyas son los autovalores de P.



La proporción de varianza total de Z que es explicada por la i-ésima componente principal está dada por

$$\frac{\lambda_i}{p}$$

donde

$$\lambda_i = \mathsf{Var}[Y_i] = \mathbf{e}_i^{\top} \, \mathbf{P} \, \mathbf{e}$$

La **correlación entre** Y_i **e** X_k está dada por

$$\rho_{Y_i,X_k} = e_{ik}\sqrt{\lambda_i}$$
 $i, k = 1, 2, \dots, p$



En la práctica **P** es **deconocida**, así que se utiliza la **matriz de correlación muestral R**, a partir de la cuál se obtienen los **autovalores y autovectores estandarizados** y realizando el mismo procedimiento, se tiene que la **proporción de varianza total** de **Z** que es **explicada por la** *i*—**ésima componente principal muestral** es

$$\frac{\hat{\lambda}_i}{p}$$

donde

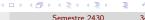
$$\hat{\lambda}_i = \mathsf{Var}[Y_i] = \hat{\mathbf{e}}_i^{\top} \, \mathbf{R} \, \hat{\mathbf{e}}$$



y la **correlación entre** \hat{Y}_i e X_k está dada por

$$r_{\widehat{Y}_i,X_k} = \hat{e}_{ik}\sqrt{\hat{\lambda}_i}$$
 $i,k=1,2,\ldots,p$





Example

Considere un vector bivariado cuyas matrices de covarianzas y de correlación están dadas por

$$\mathbf{\Sigma} = \begin{bmatrix} 1 & 4 \\ & \\ 4 & 100 \end{bmatrix} \qquad \mathbf{P} = \begin{bmatrix} 1 & 0.4 \\ & \\ 0.4 & 1 \end{bmatrix}$$

Determine las componentes principales en ambos casos.

Example 8.2 de de Jhonson and Wichern (2013), Applied Multivariate Statistical Analysis, pp. 437.

Observación: Note que las varianzas son muy diferentes.



Solución:

Componentes derivadas de Σ:

$$Y_1 = \mathbf{e}_1^{\top} \mathbf{X} = 0.040 X_1 + 0.999 X_2$$

 $Y_2 = \mathbf{e}_2^{\top} \mathbf{X} = -0.999 X_1 + 0.040 X_2$

Debido a que X_2 tiene una **gran varianza**, **ella domina completamente la primera componente principal**. Esta componente explica una proporción de

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} = \frac{100.16}{101} = 0.992$$

de la varianza total.



• Componentes derivadas de P:

$$Y_1 = \mathbf{e}_1^{\top} \mathbf{Z} = 0.707 Z_1 + 0.707 Z_2$$

 $Y_2 = \mathbf{e}_2^{\top} \mathbf{Z} = -0.707 Z_1 + 0.707 Z_2$

Observe que las variables contribuyen igualmente a la primera componente principal. Esta componente explica una proporción de

$$\frac{\lambda_1}{p} = 0.70$$

de la varianza total.



Además

$$\rho_{Y_1,Z_1} = e_{11}\sqrt{\sigma_1} = 0.707\sqrt{1.4} = 0.873$$

$$\rho_{Y_1,Z_2} = e_{21}\sqrt{\sigma_1} = 0.707\sqrt{1.4} = 0.873$$

las variables estandarizadas tienen la misma correlación con la primera componente principal.

Conclusión: la estandarización afecta bastante los resultados, y que las componentes principales derivadas de Σ son diferentes de las derivadas de P.

Notas

- En la interpretación de las componentes principales se deben tener en cuenta los coeficientes e_{ik} de las componentes y las correlaciones ρ_{Y_i,X_k} .
- Las correlaciones permiten analizar la importancia de las variables aunque tengan diferentes varianzas. Sin embargo, miden solamente la importancia de una sola X_k sin tener en cuenta las otras variables presentes en la componente.

