

## PCA ROBUSTO Y EXTENSIONES DE PCA

Alan Reyes-Figueroa Aprendizaje Estadístico

(AULA 08) 31.ENERO.2024

# Métodos robustos para PCA

<u>Idea</u>: Evitar que ciertas observaciones tengan mucha influencia en la estimación de las componentes (*e.g.* datos atípicos o datos extremos).

Usualmente hay dos enfoques:

- limitar el efecto de datos típicos
  - ponderar los datos
  - transformar los datos
- eliminar datos atípicos y convertirlos en estimaciones (e.g. método masking).



# **PCA Ponderado**

Ponderamos los datos. En lugar de calcular  $\mu$  y  $\Sigma$  en la forma usual

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{x}_{i}, \quad \Sigma = \frac{1}{n} \mathbb{X}_{c}^{\mathsf{T}} \mathbb{X}_{c} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (\mathbf{x}_{i} - \mu) (\mathbf{x}_{i} - \mu)^{\mathsf{T}},$$

calculamos la media ponderada de los datos

$$\mu = \frac{1}{\sum_{i} w_{i}} \sum_{i=1}^{n} w_{i} \mathbf{x}_{i},$$

y la matriz de covarianca ponderada

$$\Sigma = \frac{1}{\sum_{i} w_{i}} \sum_{i=1}^{n} w_{i} (\mathbf{x}_{i} - \mu) (\mathbf{x}_{i} - \mu)^{T}.$$

Si conocemos  $\Sigma$ , podemos medir cuán lejos está una observación  $\mathbf{x}_i$  del centro de la distribución.

### **PCA Ponderado**

#### Definición

La **distancia de Mahalanobis** de una distribución  $\mathcal{N}(\mu, \Sigma)$  se calcula como

$$d_{Mah}(\mathbf{x}_i, \mu) = (\mathbf{x}_i - \mu)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x}_i - \mu).$$

Entonces, esto genera un algoritmo iterativo en dos pasos:

- 1. Si conocemos  $\Sigma$ , calculamos las  $d_i = d_{Mah}(\mathbf{x}_i, \mu)$ , y podemos definir pesos  $w_i = f(d_i)$ , donde f es una función decreciente.
- 2. Con los  $w_i$ , podemos re-estimar  $\Sigma$  como

$$\Sigma = \frac{1}{\sum_{i} w_{i}} \sum_{i=1}^{n} w_{i} (\mathbf{x}_{i} - \mu) (\mathbf{x}_{i} - \mu)^{T}.$$

Se puede mostrar que bajo ciertos supuestos, este algoritmo converge.



# Spherical PCA

Debida a S. Marron.

Transformamos los datos. Para ello, se toma una hiperesfera en  $\mathbb{R}^d$ , centrada en la mediana robusta  $\mu$  de los datos, y proyectamos cada datos  $\mathbf{x}_i$  sobre dicha esfera.

Equivalente a normalizar la distancia a  $\mu$  no influye.

Tomamos todos los datos, pero limitamos el efecto sobre la estimación.

Para ello en necesario definir la mediana para datos multidimensionales. Una posible solución que la mediana  $\mu$  satisface

$$\sum_{i=1}^n \frac{\mathbf{x}_i - \mu}{||\mathbf{x}_i - \mu||} = \mathbf{0}.$$

Esto requiere técnicas de optimización.

# Minimum Volume Ellipsoid

Debida a P. Rousseau.

Localizamos y eliminamos outliers. Para ello, buscamos el elipsoide de volumen mínimo que contenga cierto porcentaje h% de los datos. Luego estimamos  $\Sigma$  con sólo esta muestra.

Recordemos que en los elipsoides  $\{\mathbf{x}: \mathbf{x}^T A \mathbf{x} = c\}$ , con A simétrica y positiva definida, el volumen es proporcional a det A.

Pregunta: ¿Cómo hallar el subconjunto  $H \subset \mathbb{R}^d$  de las h% observaciones cuya matriz de covarianza tiene determinante mínimo?

# Minimum Volume Ellipsoid

# **Propiedad**

Sean  $\mu$  y  $\Sigma$  estimadas con un subconjunto H de h% observaciones. Definamos  $H_1$  subconjunto las h% observaciones más cercanas a  $\mu$  en la distancia de Mahalanobis de  $\Sigma$ . Entonces, para  $\Sigma_1$ estimadacon $H_1$ 

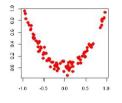
$$\det \Sigma_1 \leq \det \Sigma.$$

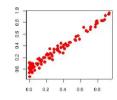
#### Algoritmo:

- **1.)** Inicio: Dados  $\mu^{\circ}$  y  $\Sigma^{\circ}$
- **2.)** Repetir para i = 1, 2, 3, ... (hasta cierto criterio de paro):
  - Calcular S =  $\{h\%$  de las observaciones más cercanas a  $\mu^{i-1}\}$
  - Estimar  $\mu^i$  y  $\Sigma^i$  con base en S.

$$A = \sum_i \lambda_i \mathbf{u}_i \mathbf{u}_i^T \ \Rightarrow \ \mathbf{x}^T A \mathbf{x} = \sum_i (\sigma_i \mathbf{x}^T \mathbf{u}_i) (\sigma_i \mathbf{u}_i^T \mathbf{x}) = \sum_i (\sigma_i \langle \mathbf{x}, \mathbf{u}_i \rangle)^2.$$

# Extensiones no-lineales de PCA





Transformar los datos (similar a regresión no-lineal!)

E.g., definimos  $\Phi(\mathbf{x}) = \Phi(x_1, x_2) = (x_1^2, x_2)$ , y aplicamos PCA a los  $\{\Phi(\mathbf{x}_i)\}$ .

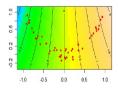
- Antes: En escalamiento multidimensional,  $P_u(\mathbf{x}) = \sum_i \alpha_i \langle \mathbf{x}_i, \mathbf{x} \rangle$ , donde  $\alpha_i$  depende sólo de  $\mathbb{XX}^T = [\langle \mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j \rangle]_{i,j}$ .
- Ahora: Transformamos  $\mathbf{x}$  a  $\Phi(\mathbf{x})$ , y definimos  $K_{\Phi}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \langle \Phi(\mathbf{x}), \Phi(\mathbf{y}) \rangle$ .  $P_{u}^{\Phi}(\mathbf{x}) = P_{u}(\Phi(\mathbf{x})) = \sum_{i} \alpha_{i} K_{\Phi}(\mathbf{x}_{i}, \mathbf{x}), \alpha_{i}$  depende de  $\mathbb{K} = [K_{\Phi}(\mathbf{x}_{i}, \mathbf{x}_{j})]_{i,j}$ .

### Definición

A la función  $K_{\Phi}$  se le llama una **función kernel** inducida por  $\Phi$ . Típicamente,  $K_{\Phi}$  debe ser simétrica y tal que  $K_{\Phi}(\mathbf{x}, \mathbf{x}) \geq 0$ . Además, se requiere que la matriz  $\mathbb{K} = [K_{\Phi}(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j)]_{i,j}$ , sea definida positiva.

En el metodo de Kernel PCA, definimos explícitamente  $K(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_i)$ , y sólo implícitamente  $\Phi$ .

Problema: nuestra intuición no es buena para pensar en términos de productos puntos (contrario a distancias).



Ejemplo 1: Sea  $\mathbf{z}=(z_1,z_2)\in\mathbb{R}^2$ . Consideremos la transformación  $\Phi:\mathbb{R}^2\to\mathbb{R}^6$  dada por

$$\Phi(\boldsymbol{z}) = (1, \sqrt{2}z_1, \sqrt{2}z_2, z_1^2, \sqrt{2}z_1z_2, z_2^2).$$

Observe que

$$\begin{array}{lll} \textit{K}_{\Phi}(\textbf{x}_{1},\textbf{x}_{2}) & = & \langle \Phi(\textbf{x}_{1}), \Phi(\textbf{x}_{2}) \rangle \\ & = & \langle (1,\sqrt{2}x_{1},\sqrt{2}y_{1},x_{1}^{2},\sqrt{2}x_{1}y_{1},y_{1}^{2}), (1,\sqrt{2}x_{2},\sqrt{2}y_{2},x_{2}^{2},\sqrt{2}x_{2}y_{2},y_{2}^{2}) \rangle \\ & = & 1+2x_{1}x_{2}+2y_{1}y_{2}+x_{1}^{2}x_{2}^{2}+2x_{1}x_{2}y_{1}y_{2}+y_{1}^{2}y_{2}^{2} \\ & = & (1+x_{1}x_{2}+y_{1}y_{2})^{2}=\left(1+\langle (x_{1},y_{1}),(x_{2},y_{2})\rangle \right)^{2} \\ & = & (1+\langle \textbf{x}_{1},\textbf{x}_{2}\rangle )^{2}. \end{array}$$

En general podemos definir  $K_{\Phi}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = (1 + \langle \mathbf{x}, \mathbf{y} \rangle)^{p}$ .

Ejemplo 2: cuando **x** no tiene una representación vectorial (natural).

Sean **x** y **y** dos cadenas de longitud *d* sobre el alfabeto  $\mathcal{A}$ , *i.e.* **x**, **y**  $\in \mathcal{A}^d$ .

Definimos  $\Phi(\mathbf{x}) = (\Phi_s(\mathbf{x}))_{s \in \mathcal{A}^d}$ , donde  $\Phi_s(\mathbf{x})$  denota el número de veces que la subcadena s aparece en  $\mathbf{x}$ .

Eso es más fácil de calcular que  $\langle \Phi(\mathbf{x}), \Phi(\mathbf{y}) \rangle$  directamente:

$$\langle \Phi(\boldsymbol{x}), \Phi(\boldsymbol{y}) \rangle = \sum_{s \in S(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{y})} \Phi_s(\boldsymbol{x}) \, \Phi_s(\boldsymbol{y}),$$

con S(x, y) el conjunto de subcadenas comunes de **x** y **y**.

Ejemplo 3: cuando  $\mathbf{x}$  no tiene una representación vectorial (natural).

Sea  $\mathbb{P}()$  una distribución de probabilidad. Definimos

$$K_{\Phi}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathbb{P}(\mathbf{x}) \, \mathbb{P}(\mathbf{y}).$$

Interpretación usando la norma inducida por  $||\cdot||$ :

$$||\Phi(\mathbf{x}) - \Phi(\mathbf{y})||^2 = K_{\Phi}(\mathbf{x}, \mathbf{x}) - 2K_{\Phi}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) + K_{\Phi}(\mathbf{y}, \mathbf{y}) = (\mathbb{P}(\mathbf{x}) - \mathbb{P}(\mathbf{y}))^2.$$

Este es un ejemplo de kernel generativo.

Ejemplo 4: trabajar con otras normas.

Una elección muy popular es  $K(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \langle \Phi(\mathbf{x}), \Phi(\mathbf{y}) \rangle = e^{-||\mathbf{x} - \mathbf{y}||^2/\sigma^2}$ , un kernel de base radial.

 $\Phi(\cdot)$  mapea datos a una hiperesfera en  $\mathbb{R}^{\infty}$ . La función de distancia correspondiente es  $||\Phi(\mathbf{x}) - \Phi(\mathbf{y})||^2 = ke^{-||\mathbf{x} - \mathbf{y}||^2/\sigma^2}.$ 

