

PCA ROBUSTO Y EXTENSIONES DE PCA

ALAN REYES-FIGUEROA INTRODUCCIÓN A LA CIENCIA DE DATOS

(AULA 12) 15.FEBRERO.2021

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 μ y Σ 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

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

Si conociéramos Σ , 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

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

Entonces, esto genera un algoritmo iterativo en dos pasos:

- 1. Si conocemos Σ , 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 Σ como

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

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 μ de los datos, y proyectamos cada datos \mathbf{x}_i sobre dicha esfera.

Equivalente a normalizar la distancia a μ 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 μ satisface

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

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 Σ 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 μ y Σ estimadas con un subconjunto H de h% observaciones. Definamos H_1 subconjunto las h% observaciones más cercanas a μ en la distancia de Mahalanobis de Σ . Entonces, para Σ_1 estimadacon H_1

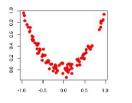
$$\det \Sigma_1 \leq \det \Sigma.$$

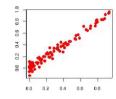
Algoritmo:

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

$$\underline{A} = \sum_{i} \lambda_{i} \mathbf{u}_{i} \mathbf{u}_{i}^{\mathsf{T}} \Rightarrow \mathbf{x}^{\mathsf{T}} \mathbf{A} \mathbf{x} = \sum_{i} (\sigma_{i} \mathbf{x}^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_{i}) (\sigma_{i} \mathbf{u}_{i}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}) = \sum_{i} (\sigma_{i} \langle \mathbf{x}, \mathbf{u}_{i} \rangle)^{2}.$$

Extensiones no-lineales de PCA





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

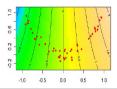
E.g., definimos $\Phi(\mathbf{x}) = \Phi(x_1, x_2) = (x_1^2, x_2)$, y aplicamos PCA a los $\{\Phi(\mathbf{x}_i)\}$.

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

Definición

A la función K_{Φ} se le llama una **función kernel** inducida por Φ . Típicamente, K_{Φ} 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 $K(\mathbf{x}_i,\mathbf{x}_j)$, y sólo implícitamente Φ .

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

$$\Phi(\boldsymbol{z}) = (1, \sqrt{2} Z_1, \sqrt{2} Z_2, Z_1^2, \sqrt{2} Z_1 Z_2, Z_2^2).$$

Observe que

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

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

Ejemplo 2: cuando \mathbf{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}^{∞} . La función de distancia correspondiente es

$$||\Phi(\mathbf{x}) - \Phi(\mathbf{y})||^2 = ke^{-||\mathbf{x} - \mathbf{y}||^2/\sigma^2}.$$

