PCA 主成分分析

2018.10.02 Louis

PCA 主成分分析

- 1. 西瓜书的 PCA 解释
 - 1.1 最近重构性
 - 1.2 最大可分性
 - 1.3 算法
- 2. 其他解释
 - 2.1 推导
 - 2.2 疑问展开
 - 2.3 numpy 代码
 - 2.4 PCA 和 SVD 的关系
 - 2.4.1 结论二 的推导
 - 2.4.2 结论一 的推导
 - 2.5 其他

在高维特征空间中,数据样本稀疏,且大多数点都分布在边界处、实例彼此远离,预测的可靠性更低。训练集维度越高,过拟合风险越大。

降维的方法主要有"投影"和"流形学习"。

PCA 是一种投影的降维方法。

1. 西瓜书的 PCA 解释

Principal Component Analysis 主成分分析是一种常见的降维方法。首先它找到接近数据集分布的超平面,然后将所有的数据都投影到这个超平面上。

这个超平面要具备怎样的性质?

- 最近重构性: 样本点到超平面距离足够近
- 最大可分性: 样本点到超平面的投影尽可能分开

实际上,超平面的这两种性质是等价的。

这张图能够直观地解释

1.1 最近重构性

PCA 假定数据集以原点为中心,首先样本数据要进行中心化,即 $\sum_i \boldsymbol{x}_i = \boldsymbol{0}$,投影变换后得到的坐标系为 $\{\boldsymbol{w}_1, \boldsymbol{w}_2, \dots, \boldsymbol{w}_d\}$,每个 w_i 都是标准正交基向量, $\|\boldsymbol{w}_i\|_2 = 1, \boldsymbol{w}_i^{\mathrm{T}} \boldsymbol{w}_j = 0 (i \neq j)$ 。

再丢弃新坐标系中的部分坐标,维度从 d 维降低为 d' 维, d' < d,则原来样本点 x_i 在 d' 维坐标系中的投影是 $\mathbf{z}_i = (z_{i1}; z_{i2}; \ldots; z_{id'})$,其中 $z_{ij} = \mathbf{w}_j^{\mathrm{T}} \mathbf{x}_i$ 是 x_i 在低维坐标系下第 j 维的坐标。

若基于 z_i (即投影后的样本点坐标),来重新构造出原来坐标系下的样本点 x_i ,则会得到 $\hat{m{x}}_i = \sum_{j=1}^{d'} z_{ij} m{w}_j$.

再来考虑整个训练集中,原样本点 x_i 与基于投影重构的样本点 $\hat{m{x}}_i$ 直接的距离:

$$egin{aligned} \sum_{i=1}^m \left\| \sum_{j=1}^{d'} z_{ij} oldsymbol{w}_j - oldsymbol{x}_i
ight\|_2^2 &= \sum_{i=1}^m oldsymbol{z}_i^{\mathrm{T}} oldsymbol{z}_i - 2 \sum_{i=1}^m oldsymbol{z}_i^{\mathrm{T}} oldsymbol{W}^{\mathrm{T}} oldsymbol{x}_i + ext{ const} \ & \propto - \operatorname{tr} igg(oldsymbol{\mathbf{W}}^{\mathrm{T}} \left(\sum_{i=1}^m oldsymbol{x}_i oldsymbol{x}_i^{\mathrm{T}}
ight) oldsymbol{\mathbf{W}} igg) \end{aligned}$$

我还没想明白为什么正比于那个迹

这样, PCA 的优化目标为

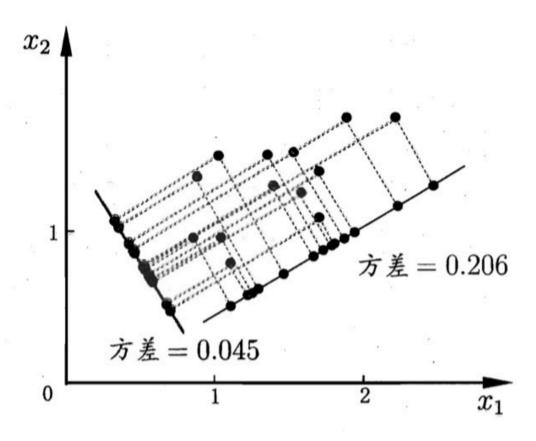
$$\min_{\mathbf{W}} - \operatorname{tr}(\mathbf{W}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{W})$$

s.t. $\mathbf{W}^{\mathrm{T}}\mathbf{W} = \mathbf{I}$

 w_j 是标准正交基, $\sum_i oldsymbol{x}_i oldsymbol{x}_i^{\mathrm{T}}$ 是协方差矩阵(实际上乘 1/(m-1) 才是,但常数项不影响)

1.2 最大可分性

样本点 x_i 在新空间中超平面上的投影是 $\mathbf{W}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x}_i$,若所有样本点投影尽可能分开,则应该使得投影后样本点的方差最大化:如图所示



投影后样本点的方差是 $\sum_i \mathbf{W}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i^{\mathrm{T}} \mathbf{W}$,于是优化目标写为:

$$\begin{aligned} \max_{\mathbf{W}} \mathrm{tr} \big(\mathbf{W}^{\mathrm{T}} \mathbf{X} \mathbf{X}^{\mathrm{T}} \mathbf{W} \big) \\ \mathrm{s.t.} \ \mathbf{W}^{\mathrm{T}} \mathbf{W} &= \mathbf{I} \end{aligned}$$

显然, 这与最近重构性的优化目标等价。

对上面两式使用拉格朗日乘子法得到

$$\mathbf{X}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{W} = \lambda \mathbf{W}$$

只需要对协方差矩阵 $\mathbf{X}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}$ 进行特征值分解,将求得的特征值排序: $\lambda_1 \geqslant \lambda_2 \geqslant \ldots \geqslant \lambda_d$,再取前 d' 个特征值对应的特征向量构成 $\mathbf{W} = (w_1, w_2, \ldots, w_{d'})$,这就是主成分分析的解。

1.3 算法

输入: 样本集 $D = \{x_1, x_2, \dots, x_m\}$;

过程:

- 1. 对所有样本进行中心化: $oldsymbol{x}_i \leftarrow oldsymbol{x}_i rac{1}{m} \sum_{i=1}^m oldsymbol{x}_i$
- 2. 计算样本的协方差矩阵 $\mathbf{X}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}$
- 3. 对协方差矩阵 $\mathbf{X}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}$ 进行特征值分解
- 4. 取最大的 d' 个特征值所对应的特征向量 $\boldsymbol{w}_1, \boldsymbol{w}_2, \ldots, \boldsymbol{w}_{d'}$

输出: 投影矩阵 $\mathbf{W} = (w_1, w_2, \dots, w_{d'})$

实践中,通常对 X 进行奇异值分解来代替协方差矩阵的特征值分解。

降维后低维空间的维数 d' 通常由用户事先指定,或通过在 d' 值不同的低维空间中对 k 近邻分类器(或其他开销较小的的学习器)进行**交叉验证**来选取较好的 d' 值,对 PCA,还可以从重构的角度设置一个重构阈值, 例如 t=95%,然后选取使下式成立的最小 d' 值.

$$rac{\sum_{i=1}^{d'} \lambda_i}{\sum_{i=1}^{d} \lambda_i} \geqslant t$$

降维舍弃部分信息是必要的:

- 1. 舍弃部分信息后能使采样密度增大,这是降维的重要动机
- 2. 最小特征值所对应的特征向量往往与噪声有关,舍弃它们一定程度上有去噪的效果

2. 其他解释

2.1 推导

西瓜书上的部分推导较简略,还看到另一个比较详细的推导。

现在只考虑最小化投影造成的损失, 即最近重构性。

现在标准正交基设为 $\left\{u_{j}\right\},\left(j=1,\ldots,n\right)$,我们**要减掉其中一些维度**,使得误差足够小。

对 $\mathbf{x_i}$ 在方向 $\mathbf{u_j}$ 上的投影是 $(x_i^T u_j) u_j$

如果减掉 u_i 这个维度,造成的误差为:

所有样本在 u_i 维度上的投影的平方和取均值。

$$egin{aligned} J_j &= rac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(x_i^T u_j
ight)^2 \ &= rac{1}{m} ig\| x^T u_j ig\|_2 \ &= rac{1}{m} \left(x^T u_j
ight)^T \left(x^T u_j
ight) \ &= rac{1}{m} u_j^T x x^T u_j \end{aligned}$$

注意如何将 $m\times 1$ 维度的 L2 范式转换为 v^Tv 的技巧,其中 v^T 维度为 $1\times m$,而 v 维度为 $m\times 1$,其实就是每个元素的平方和。

将 $\frac{1}{m}xx^T$ 记作 S,接下来要考虑我们要减去哪 t 个维度,使得损失最小化:

$$J = \sum_{j=n-t}^n u_j^T S u_j$$

$$s.t.$$
 $u_j^T u_j = 1$

此时使用**拉格朗日乘子法**使得:

$$ilde{J} = \sum_{j=n-t}^n u_j^T S u_j + \lambda_j \left(1 - u_j^T u_j
ight)$$

最小化上式子, 求导有:

$$rac{\delta ilde{J}}{\delta u_j} = S u_j - \lambda_j u_j$$

上面是标量对矢量求导,注意求导后的维度与被求导的维度(u_i)要是一致的。

使其为 0 则得到:

$$Su_j = \lambda_j u_j$$

这是标准的特征值的定义, λ_j 是特征值, u_j 是对应的特征向量,所以对 S 进行特征值分解即可得到解,将上式代入原始的 J 中,得到:

$$egin{aligned} J &= \sum_{j=n-t}^n u_j^T S u_j \ &= \sum_{j=n-t}^n u_j^T \lambda_j u_j \ &= \sum_{j=n-t}^n \lambda_j \end{aligned}$$

所以要使 J 最小,就去掉变换后维度中最小的 t 个特征值对应的维度就好了。

2.2 疑问展开

一、为什么 $\frac{1}{m-1}xx^T$ 就是协方差矩阵呢?

对于两个变量 X, Y, 其协方差 Cov(X, Y)为

$$Cov(X,Y) = E[X - E(X)][Y - E(Y)]$$

现在是对向量而言,协方差矩阵的计算公式为:

$$\Sigma = \mathrm{E}\left[(\mathbf{x} - \mathrm{E}[\mathbf{x}]) (\mathbf{x} - \mathrm{E}[\mathbf{x}])^{ op}
ight]$$

由于我们第一步进行了去中心化 x-E[x],所以 $s=\frac{1}{m}xx^T$ 其实就是协方差矩阵(虽然标准的协方差矩阵上应该是 1/(m-1) ,但系数对特征值、特征向量无影响)

2.3 numpy 代码

下面代码中的矩阵 X 其实是上面推导中的 X^T ,每一行是一个样本

```
def pca(X):
   # Step1: 去中心化
   mean = np.mean(X, axis=0)
   x = x - mean
   # Step2: 得到协方差矩阵
   covMat = np.cov(X,rowvar = 0) # rowvar=False 每列代表一个变量
   # 实际上是否去中心化对于得到协方差矩阵无影响, 只是为了方便后续降维
   # Step3: 得到特征值和特征向量 eigenvalue, eigenvector
   eigVal,eigVec = sp.linalg.eig(covMat)
# 不用 cov, 只用矩阵乘法
def pca dot(X):
   mean_ = np.mean(X, axis=0)
   x = x - mean_
   M, N=X.shape
   Sigma=np.dot(X.transpose(),X)/(M-1)
   eigVal,eigVec = sp.linalg.eig(Sigma)
```

2.4 PCA 和 SVD 的关系

简而言之,就是 SVD 奇(qí)异值分解,在 PCA 的应用中常用来代替特征值分解。

用特征值分解,矩阵中一些较小的数容易在平方中丢失。而svD 分解不直接计算 X^TX ,所以不会丢失较小的数,而且速度比特征值分解快很多,充分利用了协方差矩阵的性质。

奇异值分解 (Wikipedia)

 $X = U\Sigma V^*$

 $U \stackrel{\cdot}{=} m \times m$ 阶 酉矩阵

 Σ (sigma) 是 $m \times n$ 阶非负实数对角矩阵

 V^* , 即 V 的**共轭转置**, 是 $n \times n$ 阶 酉矩阵

这样的分解就称作 X 的奇异值分解

- 1. U 的 **列** 组成一套对 X 的正交"输出"的基向量,这些向量是 XX^T 的特征向量。
- 2. Σ **对角线**上的元素是**奇异值**,可视为是在输入与输出间进行的标量的"**膨胀控制**"。这些是 X^TX 和 XX^T **特征值**的非零平方根,并与U 和 V 的**行向**量相对应。
- 3. V 的 **列** 组成一套对 X 的正交"输入"或"分析"的基向量。这些向量是 X^TX 的特征向量。

因此 SVD 的结果得到的特征向量,可以直接用于 PCA 降维。

```
# 求出协方差矩阵

def pca_svd_cov(X):
    mean_ = np.mean(X, axis=0)
    X = X - mean_
    M,N=X.shape
    Sigma=np.dot(X.transpose(),X) #这里直接去掉/(M-1)方便和pca_svd比较,对求得特

征向量无影响
    U,S,V = sp.linalg.svd(Sigma); # 把 eig 改成 svd
    eigVal,eigVec = S,U
```

结论一:协方差矩阵(或 X^TX)的奇异值分解结果和特征值分解结果一致

不求协方差矩阵,通过 SVD 也可以直接得出 X^T X 的特征向量 def pca_svd(X): mean_ = np.mean(X, axis=0) X = X - mean_ U, S, V = sp.linalg.svd(X) # S 对角线就是特征值非零平方根•, V 列向量就是特征值 eigVal,eigVec = S,V

结论二: V 的**列**组成一套对 X 的正交"输入"或"分析"的基向量。这些向量是 X^TX 的特征向量。

2.4.1 结论二 的推导

根据奇异值分解的定义:

$$X = U\Sigma V^T$$

则有

$$X^{T}X = V\Sigma U^{T}U\Sigma V^{T}$$
$$= V\Sigma^{2}V^{T}$$
$$= V\Sigma^{2}V^{-1}$$

 Σ 是对角矩阵,U 是标准正交基(酉矩阵),V 是标准正交基 ($VV^T=I;V=V^{-1}$) X^TX 是一个对称的半正定矩阵,它可以通过特征值分解为

$$X^TX = Q\Lambda Q^{-1}$$

 $(\Lambda$ 是对角化特征值,Q 是特征向量)

可以看到 $X^TX=V\Sigma^2V^{-1}$ 和 $X^TX=Q\Lambda Q^{-1}$ 形式一致,当限定了特征值顺序后,这样的组合是唯一的,所以**结论二**成立:V 是 X^TX 的特征向量,奇异值和特征值是平方关系:

$$V=Q \ \Lambda=\Sigma^2$$

所以 u, s, v 得到的奇异值 s 的平方才是特征值 eigval, 可以通过运行代码得到验证

2.4.2 结论一 的推导

结论一: 协方差矩阵(或 X^TX)的奇异值分解结果和特征值分解结果一致 我们对 X^TX 进行 SVD 分解,为了区分,U 取下标 2

$$X^TX = U_2\Sigma_2V_2^T$$

注意是:

$$X = U\Sigma V^T$$

SVD 分解性质的第二条:

U 的列组成一套对 X 的正交"输出"的基向量,这些向量是 XX^T 的特征向量注意这里 X 是 X^TX ,所以 U_2 的列是矩阵 $X^TXX^TX=(X^TX)*(X^TX)^T$ 的特征向量

$$egin{aligned} X^T X X^T X &= U_2 \Sigma_2 V_2^T ig(U_2 \Sigma_2 V_2^T ig)^T \ &= U_2 \Sigma_2^2 U_2^T \end{aligned}$$

$$X^T X = Q_2 \Lambda_2 Q_2^{-1} \ X^T X X^T X = Q_2 \Lambda_2^2 Q_2^{-1}$$

所以有:

$$U_2=Q_2 \ \Sigma^2=\Lambda^2$$

能得到这样的结果是因为 X_TX 本身是对称的半正定矩阵。

2.5 其他

SVD 还常用来计算伪逆,这在最小二乘中有应用:

$$X^{-1} = V \Sigma^{-1} U^T$$