

Machine Learning Homework 3.1

专业：软件工程

姓名：沈金龙

学号：18214806

1. 作业题目

考虑三维正态分布 $p(\mathbf{x}|\omega) \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ ，其中

$$\boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 2 \end{pmatrix} \quad \text{及} \quad \boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & 2 \\ 0 & 2 & 5 \end{pmatrix}$$

- (a) 求点 $x_0 = (0.5, 0, 1)^T$ 处的概率密度；
- (b) 构造白化变换矩阵 $A_\omega (A_\omega = \Phi \Lambda^{-1/2})$ ，计算分别表示本征向量和本征值的矩阵 Φ 和 Λ ；
然后，将此分布转换为以原点为中心协方差矩阵为单位阵的分布，即 $p(\mathbf{x}|\omega) \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ ；
- (c) 将整个同样的转换过程应用于点 x_0 以产生一变换点 x_ω ；
- (d) 通过详细计算，证明原分布中从 x_0 到均值 $\boldsymbol{\mu}$ 的 Mahalanobis 距离与变换后的分布中从 x_ω 到 $\mathbf{0}$ 的 Mahalanobis 距离相等；
- (e) 概率密度在某个一般线性变换下是否保持不变？换句话说，对于某线性变换 T ，是否有 $p(x_0 | N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})) = p(T^T x_0 | N(T^T \boldsymbol{\mu}, T^T \boldsymbol{\Sigma} T))$ ？解释原因；
- (f) 证明当把一个一般的白化变换 $A_\omega = \Phi \Lambda^{-1/2}$ 应用于一个高斯分布时可保证最终分布的协方差与单位阵 \mathbf{I} 成比例，检查变换后的分布是否仍具有归一化特性。

2. 答案

(a) 多维高斯分布的联合概率密度函数为：

$$p(\mathbf{x}) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^d |\boldsymbol{\Sigma}|^{\frac{1}{2}}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \right]$$

代入 x_0 ， $\boldsymbol{\mu}$ 及 $\boldsymbol{\Sigma}$ 后可计算得 $p = 0.0513$ 。

(b) 由定义，可根据下式计算协方差矩阵 $\boldsymbol{\Sigma}$ 的特征值，

$$(\Sigma - \lambda I)X = 0 \Rightarrow \lambda_1 = 1, \lambda_2 = 3, \lambda_3 = 7.$$

将 $\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 3, \lambda_3 = 7$ 分别代入 $(\Sigma - \lambda I)X = 0$ 可计算出对应的特征向量。由

特征向量为列向量形成的矩阵 Φ 以及特征值为对角元素形成的 Λ 为：

$$\Phi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & -\frac{\sqrt{2}}{2} & \frac{\sqrt{2}}{2} \\ 0 & \frac{\sqrt{2}}{2} & \frac{\sqrt{2}}{2} \end{bmatrix}, \Lambda = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & 7 \end{bmatrix} \Rightarrow A_{\omega} = \Phi \Lambda^{-1/2} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & -\frac{\sqrt{6}}{6} & \frac{\sqrt{14}}{14} \\ 0 & \frac{\sqrt{6}}{6} & \frac{\sqrt{14}}{14} \end{bmatrix}.$$

构造变换和可将原分布转换为)。

$$(c) x_{\omega} = A_{\omega}^T(x_0 - \mu) = [-0.5 \quad 0.4082 \quad -0.8018]^T.$$

(d) 原分布中从 x_0 到均值 μ 的 Mahalanobis 距离为：

$$D(x_0, \mu) = (x_0 - \mu)^T \Sigma^{-1} (x_0 - \mu) = 1.0595.$$

变换后的分布中从 0 的 Mahalanobis 距离为：

$$D(x_{\omega}, 0) = x_{\omega}^T I^{-1} x_{\omega} = 1.0595.$$

(e) 通常会变化。以高斯分布为例，分析 $p(x)$ 的表达式，尽管 e 的指数项上的值在变换前后不变，但 $|\Sigma|$ 的值变化了，这将使得 $p(x)$ 的值变化。方差(或协方差矩阵)用于衡量总体与均值的偏离程度。在变换中总体的分布范围会改变，自然会造成方差(或协方差矩阵)的变化。

(f) 证明：令原始高斯分布的协方差矩阵为 Σ ，变换后高斯分布的协方差矩阵为 Σ_{ω} ，由协方差矩阵的定义，

$$\begin{aligned} \Sigma &= E[(x - \mu)(x - \mu)^T], \\ \Sigma_{\omega} &= E[(A_{\omega}^T x - A_{\omega}^T \mu)(A_{\omega}^T x - A_{\omega}^T \mu)^T] = E[(A_{\omega}^T x - A_{\omega}^T \mu)(x^T A_{\omega} - \mu^T A_{\omega})] \\ &= E[A_{\omega}^T (x - \mu)(x - \mu)^T A_{\omega}] = A_{\omega}^T E[(x - \mu)(x - \mu)^T] A_{\omega} = A_{\omega}^T \Sigma A_{\omega}. \end{aligned}$$

前面的解题中为了方便将 Φ 取为正交的，在一般情况下表示本征向量的矩阵不一定正交，不妨设为 $\Phi = k\Omega$ ，其中 Ω 为正交阵， k 为常数。由于 Σ 为对称阵，故有分解 $\Sigma = \Omega \Lambda \Omega^T$ ，将之代入 Σ_{ω} 中有：

$$\Sigma_{\omega} = A_{\omega}^T \Omega \Lambda \Omega^T A_{\omega} = (k\Omega \Lambda^{-1/2})^T \Omega \Lambda \Omega^T (k\Omega \Lambda^{-1/2}) = k^2 (\Lambda^{-1/2})^T \Omega^T \Omega \Lambda \Omega^T \Omega \Lambda^{-1/2}.$$

由于 Λ 为对角阵，因此：

$$\Sigma_{\omega} = k^2 (\Lambda^{-1/2})^T \Omega^T \Omega \Lambda \Omega^T \Omega \Lambda^{-1/2} = k^2 \Lambda^{-1/2} \Lambda \Lambda^{-1/2} = k^2 I.$$

下面验证变换后的分布是否具有归一化特性。为简单起见 仅考虑原多维正态分布中各维之间相互独立的情况。此时协方差矩阵为对角阵，可将多维情况分解为一维的组合分别进行处理。

假设对某维 i ，原来的方差为 σ_i^2 ， Φ 取为正交阵，变换后的方差为：

$$\sigma_i^2 (A_{\omega}^T A_{\omega})_{ii} = \sigma_i^2 [(\Phi \Lambda^{-1/2})^T (\Phi \Lambda^{-1/2})]_{ii} = \sigma_i^2 \Lambda^{-1}_{ii} = \sigma_i^2 \Sigma^{-1}_{ii} = \sigma_i^2 \sigma_i^{-2} = 1.$$

由于 $A_{\omega} = \Phi \Lambda^{-1/2} = \Lambda^{-1/2} = \Sigma^{-1/2}$ ，有 $[A_{\omega}]_i = \sigma_i^{-1}$ ，因此在该维可得：

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left([A_{\omega}]_i^T (x_i - \mu_i) \right)^T \left([A_{\omega}]_i^T (x_i - \mu_i) \right) \right] d[A_{\omega}]_i^T x_i \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} (x_i - \mu_i)^T [A_{\omega}]_i [A_{\omega}]_i^T (x_i - \mu_i) \right] d[A_{\omega}]_i^T x_i \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} (x_i - \mu_i)^T \sigma_i^{-2} (x_i - \mu_i) \right] d\sigma_i^{-1} x_i \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} \exp \left[-\frac{(x_i - \mu_i)^T (x_i - \mu_i)}{2\sigma_i^2} \right] dx_i = 1 \end{aligned}$$