

# 机器人中的状态估计课后习题答案

完成人：高明

联系方式：

知乎：高明

微信：gaoming0901

## 2.5.1

假设 $u, v$ 是相同维度向量, 请证明下面等式:  $u^T v = \text{tr}(vu^T)$

**solution:**

$$u = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$$

$$v = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$$

$$u^T v = x_1 y_1 + x_2 y_2 + \dots + x_n y_n = \sum_{i=1}^n x_i y_i$$

$$uv^T = \begin{bmatrix} x_1 y_1 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & x_2 y_2 & \dots & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \dots & \dots & \dots & x_n y_n \end{bmatrix}$$

$$\text{tr}(uv^T) = \sum_{i=1}^n x_i y_i = u^T v$$

## 2.5.2

如果有两个相互独立的随机变量 $x, y$ , 它们的联合分布为 $p(x, y)$ , 请证明它们概率的香浓信息等于各自独立香浓信息的和:

$$H(x, y) = H(x) + H(y)$$

**solution:**

$$H(x, y)$$

$$= -E_{(x,y)}(\ln(f(x,y)))$$

$$= - \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) \ln(f(x,y)) dx dy$$

因为 $x,y$ 独立

$$H(x,y)$$

$$= - \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x)f(y) [\ln(f(x)) + \ln(f(y))] dx dy$$

$$= - [\int_{-\infty}^{\infty} (f(x) \ln(f(x))) dx] * \int_{-\infty}^{\infty} f(y) dy - [\int_{-\infty}^{\infty} f(y) \ln(f(y)) dy] * \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$$

$$= - \int_{-\infty}^{\infty} (f(x) \ln(f(x))) dx - \int_{-\infty}^{\infty} f(y) \ln(f(y)) dy$$

$$= H(x) + H(y)$$

## 2.5.3

对于高斯分布的随机变量,  $x \sim N(\mu, \Sigma)$ , 请证明下面的等式:

$$\mu = E[xx^T] = \Sigma + \mu\mu^T$$

**solution:**

$$\Sigma$$

$$= E[(x - \mu)(x - \mu)^T]$$

$$= E(xx^T - x\mu^T - \mu x^T + \mu\mu^T)$$

$$= E(xx^T) - E(x)\mu^T - \mu E(x^T) + \mu\mu^T$$

$$\text{因为 } E(x) = \mu$$

$$\Sigma = E(xx^T) - \mu\mu^T$$

因此

$$E(xx^T) = \Sigma + \mu\mu^T$$

## 2.5.4

对于高斯分布的随机变量,  $x \sim N(\mu, \Sigma)$ , 请证明下面的等式:

$$\mu = E(x) = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx$$

**solution:**

$$E(x)$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu)\right) dx$$

做变换:

$$y = x - \mu$$

可得:

$$x = y + \mu$$

$$E(x)$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{y + \mu}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp\left(-\frac{1}{2}y^T \Sigma^{-1}y\right) dy$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{y}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp\left(-\frac{1}{2}y^T \Sigma^{-1}y\right) dy + \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\mu}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp\left(-\frac{1}{2}y^T \Sigma^{-1}y\right) dy$$

上式第一项由于奇函数在关于0对称空间积分为0

上式第二项扣除 $\mu$ 满足概率归一化条件

$$E(x) = \mu$$

## 2.5.5

对于高斯分布的随机变量,  $x \sim N(\mu, \Sigma)$ , 证明下式:

$$\Sigma = E[(x - \mu)(x - \mu)^T] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)(x - \mu)^T p(x) dx$$

**solution:**

$$E[(x - \mu)(x - \mu)^T]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{(x - \mu)(x - \mu)^T}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu)\right) dx$$

做代换  $y = x - \mu$

$$E[(x - \mu)(x - \mu)^T]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{yy^T}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp(-\frac{1}{2}(y^T \Sigma^{-1} y)) dy \dots\dots\dots < 0 >$$

下面参考文献【1】中公式(108)如下式：

$$\frac{\partial}{\partial X} (X^T B X) = B X + B^T X$$

上式中X是矩阵，向量算特殊矩阵，直接带入，向量表达式如下：

$$\frac{d}{dx} (x^T B x) = B x + B^T x \dots\dots\dots < 1 >$$

由于协方差矩阵是对称矩阵，根据等式< 1 >：

$$\frac{d}{dx} (x^T \Sigma^{-1} x) = \Sigma^{-1} * x + \Sigma^{-T} * x = 2 * \Sigma^{-1} * x \dots\dots < 2 >$$

对于<2>式变换：

$$\begin{aligned} \frac{d}{dx} (-\frac{1}{2} x^T \Sigma^{-1} x) &= (-\frac{1}{2})(\Sigma^{-1} * x + \Sigma^{-T} * x) = \Sigma^{-1} * x \\ &= x^T \Sigma^{-1} \dots\dots\dots < 3 > \end{aligned}$$

将<3>式带入<0>式：

$$\begin{aligned} E[(x - \mu)(x - \mu)^T] \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{-y^* \Sigma}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp(-\frac{1}{2}(y^T \Sigma^{-1} y)) d(-\frac{1}{2}(y^T \Sigma^{-1} y)) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{-y^* \Sigma}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} d(\exp(-\frac{1}{2}(y^T \Sigma^{-1} y))) \end{aligned}$$

分步积分法：

$$\begin{aligned} E[(x - \mu)(x - \mu)^T] \\ &= \frac{y^* \Sigma}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} * \exp(-\frac{1}{2}(y^T \Sigma^{-1} y)) \Big|_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\Sigma}{\sqrt{(2\pi)^N \det(\Sigma)}} \exp(-\frac{1}{2}(y^T \Sigma^{-1} y)) dy \\ &= 0 + \Sigma \\ &= \Sigma \end{aligned}$$

## 2.5.6

对于K个相互独立的高斯变量， $x_k \sim N(\mu_k, \Sigma_k)$ ，请证明它们的归一化积仍然是高斯分布：

$$\exp(-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu)) \equiv \eta \prod_{k=1}^K \exp(-\frac{1}{2}(x_k - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1}(x_k - \mu_k))$$

其中：

$$\Sigma^{-1} = \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1}$$

$$\Sigma^{-1} \mu = \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1} \mu_k$$

且 $\eta$ 归一化因子。

**solution:**

随机变量 $x_k$ 的概率密度函数如下：

$$f_k(x) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{N_k} \det(\Sigma_k^{-1})}} \exp(-\frac{1}{2}(x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1}(x - \mu_k))$$

$$f_1(x) * f_2(x) * \dots * f_K(x)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{\sum_{k=1}^K N_k} \prod_{k=1}^K \det(\Sigma_k)}} \exp(-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^K (x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1}(x - \mu_k))$$

将指数部分的求和号展开：

$$f_1(x) * f_2(x) * \dots * f_K(x)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{\sum_{k=1}^K N_k} \prod_{k=1}^K \det(\Sigma_k)}} \exp(-\frac{1}{2}(x^T (\sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1})x - (\sum_{k=1}^K \mu_k^T \Sigma_k^{-1})x - x^T \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1} \mu_k + \sum_{k=1}^K \mu_k^T \Sigma_k^{-1} \mu_k)) \dots \dots \dots < 0 >$$

因为协方差矩阵是对称矩阵，<0>式中

$$(\sum_{k=1}^K \mu_k^T \Sigma_k^{-1})x = x^T \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1} \mu_k$$

因此：

$$f_1(x) * f_2(x) * \dots * f_K(x)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{\sum_{k=1}^K N_k} \prod_{k=1}^K \det(\Sigma_k)}} \exp(-\frac{1}{2}(x^T (\sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1})x - 2x^T \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1} \mu_k + \sum_{k=1}^K \mu_k^T \Sigma_k^{-1} \mu_k)) \dots \dots \dots < 1 >$$

在式<1>中:

$x^T (\sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1}) x$ 为二次项

$2x^T \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1} \mu_k$ 为一次项

可以凑出“完全平方形式”

$$f_1(x) * f_2(x) * \dots * f_K(x)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{\sum_{k=1}^K N_k} \prod_{k=1}^K \det(\Sigma_k)}} \exp(-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu) + M)$$

上式中M为一个常数;

$$f_1(x) * f_2(x) * \dots * f_K(x)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{\sum_{k=1}^K N_k} \prod_{k=1}^K \det(\Sigma_k)}} \exp(-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu)) * \exp(M) \dots \dots \dots < 2 >$$

根据上式二次项一次项对应参数, 可以得到:

$$\Sigma^{-1} = \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1}$$

$$\Sigma^{-1} \mu = \sum_{k=1}^K \Sigma_k^{-1} \mu_k$$

为了满足归一化条件, 需要将变量指数项外的其他常数项归一到 $\eta$ 中, 也即证明K个独立正态分布随机变量概率密度相乘归一化之后仍为正态分布

## 2.5.7

假设有K个互相独立的随机变量 $x_k$ , 它们通过加权组成一个新的随机变量:

$$x = \sum_{k=1}^K \omega_k x_k$$

其中 $\sum_{k=1}^K \omega_k = 1$ 且 $\omega_k \geq 0$ , 它们的期望表示为:

$$\mu = \sum_{k=1}^K \omega_k \mu_k$$

其中 $\mu_k$ 是 $x_{\{k\}}$ 的均值，请定义出一个计算方差的表达式，注意，这些随机变量并没有假设服从高斯分布

**solution:**

## 2.5.8

当K维随机变量 $x$ 服从标准正态分布，即 $x \sim N(0,1)$ ,则随机变量：

$$y = x^T x$$

服从自由度为K的卡方分布，请证明该随机变量的均值为K，方差为2K(题目条件暗含每一维度随机变量独立同分布假设，远书为准确提及)

**solution:**

$$y = x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_K^2$$

$$\begin{aligned} E(y) &= E(x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_K^2) \\ &= E(x_1^2) + E(x_2^2) + \dots + E(x_K^2) \end{aligned}$$

根据统计学：

$$E(X^2) = D(X) + (E(X))^2$$

因此对于任意 $1 \leq i \leq K$ ：

$$E(x_k^2) = 1 + 0 = 1$$

$$E(y) = K$$

根据Isserlis定理：

$$\begin{aligned} E[x_i x_j x_k x_\ell] &= E[x_i x_j] E[x_k x_\ell] + E[x_i x_k] E[x_j x_\ell] + \\ &E[x_i x_\ell] E[x_j x_k] \dots \dots \dots < 0 > \end{aligned}$$

方差：

$$D(y)$$

$$= E((x_1^2 + x_2^2 + \dots x_K^2)^2)$$

$$= E(\sum_{i=1}^K x_i^4) + 2E(\sum_{i=1, j=1, i \neq j}^K E(x_i^2 x_j^2)) \dots \dots \dots < 1 >$$

根据<0>,其中:

$$E(\sum_{i=1}^K x_i^4)$$

$$= \sum_{i=1}^K E(x_i^4)$$

$$= 3K$$

$$E(\sum_{i=1, j=1, i \neq j}^K E(x_i^2 x_j^2))$$

$$= \frac{K(K-1)}{2}$$

将上述两式带入<0>:

$$D(y) = 2K$$

## 参考文献:

1.Matrix Cookbook---Kaare Brandt Petersen