

# PRML 1 章 演習問題

mei

問題 1.1

$$y(x, \mathbf{w}) = \sum_{j=0}^M w_j x_j, \quad E(\mathbf{w}) = \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \{y(x_n, \mathbf{w}) - t_n\}^2 \quad (1)$$

二乗和誤差 (1) を最小にする係数  $\mathbf{w} = \{w_i\}$  が次の線形方程式の解として与えられることを示す

$$\sum_{j=0}^M A_{ij} w_j = T_i \quad (2)$$

ただし、

$$A_{ij} = \sum_{n=1}^N (x_n)^{i+j}, \quad T_i = \sum_{n=1}^N (x_n)^i t_n$$

解答

$$\begin{aligned} \frac{\partial E}{\partial w_i} &= \sum_{n=1}^N (y_n(x_n, \mathbf{w}) - t_n) \frac{\partial}{\partial w_i} (y_n(x_n, \mathbf{w}) - t_n) \\ &= \sum_{n=1}^N \left( \sum_{j=0}^M (x_n)^j w_j - t_n \right) (x_n)^i \\ &= 0 \end{aligned}$$

の時に最小になる

よって、

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^N \left( \sum_{j=0}^M (x_n)^j w_j \right) (x_n)^i &= \sum_{n=1}^N (x_n)^i t_n \\ \sum_{j=0}^M \sum_{n=1}^N (x_n)^{i+j} w_j &= \sum_{n=1}^N (x_n)^i t_n \end{aligned}$$

となり、(2) を得る。

補足

$E$  は  $w_i$  について下に凸な二次関数だから  $\frac{\partial E}{\partial w_i} = 0$  となる  $w_i$  が  $E$  を最小にする

問題 1.2

式 (1) に正則化項がついた次の誤算関数を最小にする係数  $w_i$  が満たす式を求める

$$\tilde{E}(\mathbf{w}) = \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \{y(x_n, \mathbf{w}) - t_n\}^2 + \frac{\lambda}{2} \|\mathbf{w}\|^2 \quad (3)$$

**解答**

問題 1.1 と同様の計算により、

$$\begin{aligned} \frac{\partial E}{\partial w_i} &= \sum_{n=1}^N \left( \sum_{j=0}^M (x_n)^j w_j - t_n \right) (x_n)^i + \lambda w_i \\ &= 0 \end{aligned}$$

よって、

$$\sum_{j=0}^M A_{ij} w_j = T_i - \lambda w_i \quad (4)$$

ただし、

$$A_{ij} = \sum_{n=1}^N (x_n)^{i+j}, \quad T_i = \sum_{n=1}^N (x_n)^i t_n$$

が  $w_i$  が満たすべき線形方程式系になる

問題 1.3

下の表のような箱がある。箱を  $p(r) = 0.2, p(b) = 0.2, p(g) = 0.6$  の確率でランダムに選び果物を区別せず等確率で取り出す時、(i) りんごを取り出す確率、(ii) 選んだ果物がオレンジであった時それが  $g$  の箱から取り出されたものである確率、を求める

箱	りんご	オレンジ	ライム
$r$	3	4	3
$b$	1	1	0
$g$	3	3	4

解答

(i)

$$\begin{aligned}
 p(F = a) &= \sum_B p(F = a|B)p(B) \\
 &= p(F = a|B = r)p(B = r) + p(F = a|B = b)p(B = b) + p(F = a|B = g)p(B = g) \\
 &= \frac{3}{10} \cdot \frac{1}{5} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{5} + \frac{3}{10} \cdot \frac{3}{5} \\
 &= \frac{17}{50}
 \end{aligned}$$

(ii)

$$\begin{aligned}
 p(B = g|F = o) &= \frac{p(F = o|B = g)p(B = g)}{p(F = o)} \\
 &= \frac{\frac{3}{10} \cdot \frac{3}{5}}{\frac{4}{10} \cdot \frac{1}{5} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{5} + \frac{3}{10} \cdot \frac{3}{5}} \\
 &= \frac{1}{2}
 \end{aligned}$$

問題 1.4

hoge

解答

問題 1.5

次の式を示す。

$$\text{var}[f] = \mathbb{E}[f(x)^2] - \mathbb{E}[f(x)]^2$$

解答

$$\begin{aligned}\text{var}[f] &= \mathbb{E}[(f(x) - \mathbb{E}[f(x)])^2] \\ &= \int p(x)(f(x) - \mathbb{E}[f(x)])^2 dx \\ &= \int p(x)f(x)^2 dx - 2\mathbb{E}[f(x)] \int p(x)f(x)dx + \mathbb{E}[f(x)]^2 \int p(x)dx \\ &= \mathbb{E}[f(x)^2] - 2\mathbb{E}[f(x)]\mathbb{E}[f(x)] + \mathbb{E}[f(x)]^2 \\ &= \mathbb{E}[f(x)^2] - \mathbb{E}[f(x)]^2\end{aligned}$$

より示せた。

補足

3 行目から 4 行目では  $\mathbb{E}[f(x)]$  の定義と  $p(x)$  が規格化されていることを用いた。

問題 1.6

2 つの変数  $x, y$  が独立ならそれらの共分散が 0 になることを示す

解答

$$\text{cov}[x, y] = \mathbb{E}_{x,y}[xy] - \mathbb{E}[x]\mathbb{E}[y] \quad (5)$$

一方、

$$\mathbb{E}_{x,y}[xy] = \sum_x \sum_y p(x, y)xy$$

であり、 $x, y$  が独立であることから  $p(x, y) = p(x)p(y)$  とかけるので、

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{x,y}[xy] &= \sum_x \sum_y p(x, y)xy \\ &= \sum_x \sum_y p(x)p(y)xy \\ &= \sum_x p(x)x \sum_y p(y)y \\ &= \mathbb{E}[x]\mathbb{E}[y] \end{aligned}$$

となる。

これと (5) 式より、

$$\text{cov}[x, y] = 0$$

が示される。

問題 1.7

次の 1 変数ガウス分布に関する規格化条件を証明する

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) dx = 1$$

**解答**

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) dx = I$$

とおき、 $I^2$  を考える。

$$\begin{aligned} I^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) dx \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(y|\mu, \sigma^2) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) \mathcal{N}(y|\mu, \sigma^2) dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right) \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\mu)^2\right) dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}[(x-\mu)^2 + (y-\mu)^2]\right) dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x^2 + y^2)\right) dx dy \end{aligned}$$

最後の行は改めて  $x - \mu \rightarrow x, y - \mu \rightarrow y$  とおいた。

ここで、極座標変換を施すと、

$$\begin{aligned} I^2 &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x^2 + y^2)\right) dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_0^{\infty} \int_0^{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}r^2\right) r dr d\theta \\ &= \frac{1}{\sigma^2} \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}r^2\right) r dr \\ &= - \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}r^2\right) \left(-\frac{1}{2\sigma^2}r^2\right)' dr \\ &= - \left[ \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}r^2\right) \right]_0^{\infty} \\ &= 1 \end{aligned}$$

よって、 $I \geq 0$  より  $I = 1$  が示された

問題 1.8

1 変数ガウス分布の平均値が  $\mu$  で与えられることを示し、次に規格化条件

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) dx = 1$$

の両辺を  $\sigma^2$  に関して微分することで、ガウス分布の 2 次のモーメントを求める。最後に分散を求める。

まず、 $\mathbb{E}[x]$  を求める。

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[x] &= \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) x dx \\ &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right) x dx \end{aligned}$$

ここで、 $x - \mu \rightarrow x$  と置き換えると、

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[x] &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}x^2\right) (x + \mu) dx \\ &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}x^2\right) x dx + \mu \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}x^2\right) dx \\ &= C \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}x^2\right) \left(-\frac{1}{2\sigma^2}x^2\right)' dx + \mu \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) dx \quad (C : \text{Const.}) \\ &= 0 + \mu \cdot 1 \\ &= \mu \end{aligned}$$

$\mathbb{E}[x^2]$  については、

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) dx &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right) dx \\ &= 1 \end{aligned}$$

の両辺を  $\sigma^2$  について微分すると、

$$\begin{aligned} &-\frac{1}{2} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \frac{1}{\sigma^3} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right) dx + \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right) \left(\frac{1}{2\sigma^4}(x-\mu)^2\right) dx \\ &= -\frac{1}{2\sigma^2} \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right) dx + \frac{1}{2\sigma^4} \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right) (x-\mu)^2 dx \\ &= -\frac{1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} (\mathbb{E}[x^2] - 2\mu\mathbb{E}[x] + \mu^2) \\ &= -\frac{1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} (\mathbb{E}[x^2] - \mu^2) \\ &= 0 \end{aligned}$$

よって、

$$\mathbb{E}[x^2] = \mu^2 + \sigma^2$$

を得る。以上より、分散は

$$\begin{aligned} \text{var}[x] &= \mathbb{E}[x^2] - \mathbb{E}[x]^2 \\ &= \mu^2 \end{aligned}$$

と求められる。



問題 1.9

1 変数ガウス分布 (6) のモードおよび多変量ガウス分布 (7) のモードが  $\mu$  や  $\boldsymbol{\mu}$  で与えられることを示す。

$$\mathcal{N}(x|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x - \mu)^2\right) \quad (6)$$

$$\mathcal{N}(\boldsymbol{x}|\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) = \frac{1}{(2\pi)^{D/2}} \frac{1}{|\boldsymbol{\Sigma}|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})\right) \quad (7)$$

問題 1.10

1 変数ガウス分布のモードおよび多変量ガウス分布のモードが  $\mu$  や  $\boldsymbol{\mu}$  で与えられることを示す。

問題 1.11

1 変数ガウス分布のモードおよび多変量ガウス分布のモードが  $\mu$  や  $\boldsymbol{\mu}$  で与えられることを示す。