PRML 解答集

2022年4月17日

問題 3.3

それぞれのデータ点 t_n に重み要素 $r_n>0$ が割り当てられており , 二乗和誤差関数が

$$E_D(w) = \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{N} r_n \{ t_n - \boldsymbol{w}^T \phi(\boldsymbol{x}_n) \}^2$$
 (3.104)

となるデータ集合を考える.このとき,この誤差関数を最小にする解 w^* についての式を求めよ.また,(i) ノイズの分散がデータに依存する場合,(ii) データ点に重複がある場合に照らして,それぞれ重み付き二乗和誤差関数の解釈を与えよ。

方針 3.3

解答 3.3

$$\phi = (\phi(x_1), \phi(x_2), \dots, \phi(x_n))^T, D = diag(r_1, \dots, r_n)$$
 とすると

$$E_D(w) = \frac{1}{2} (\boldsymbol{t} - \boldsymbol{\phi} \boldsymbol{w})^T \boldsymbol{D} (\boldsymbol{t} - \boldsymbol{\phi} \boldsymbol{w})$$

と表せる.上式をwで微分すると

$$\begin{split} \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{w}} E_D(\boldsymbol{w}) &= \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{w}} \left\{ \frac{1}{2} (\boldsymbol{t}^T - \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{\phi}^T) \boldsymbol{D} (\boldsymbol{t} - \boldsymbol{\phi} \boldsymbol{w}) \right\} \\ &= \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{w}} \left\{ \frac{1}{2} (\boldsymbol{t}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{t} - \boldsymbol{t}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{\phi} \boldsymbol{w} - \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{\phi}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{t} + \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{\phi}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{\phi} \boldsymbol{w}) \right\} \\ &= \boldsymbol{\phi}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{\phi} \boldsymbol{w} - \boldsymbol{\phi}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{t} \end{split}$$

なお,ここでは以下の微分公式を利用.

$$\frac{\partial}{\partial x}(x^T a) = \frac{\partial}{\partial x}(a^T x) = a$$
 (C.19)

$$rac{\partial}{\partial m{x}}(m{x}^Tm{A}m{x}) = 2m{A}m{x}(A$$
 は対角行列)

 $rac{\partial}{\partial m{w}} E_D(m{w}) = 0$ を満たす $m{w}$ が誤差関数を最小にする $m{w}^*$ であり,計算すると

$$\boldsymbol{w}^* = (\boldsymbol{\phi}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{\phi})^{-1} \boldsymbol{\phi}^T \boldsymbol{D} \boldsymbol{t}$$

となる.

誤差関数の解釈

- (i) ノイズの分散がデータに依存する場合
- (3.10) にて、右辺の β が n に依存しているということなので、

$$P(\boldsymbol{t}|\boldsymbol{x}, \boldsymbol{w}, \boldsymbol{eta}) = \prod_{n=1}^{N} N(t_n|\boldsymbol{w}^T \boldsymbol{\phi}(\boldsymbol{x_n}), eta_n^{-1})$$

$$\log P(m{t}|m{x},m{w},m{eta}) = \sum_{n=1}^N \log \exp\left\{-rac{1}{2}eta_n(t_n-m{w}^Tm{\phi}(m{x_n}))^2
ight\} + (w$$
 に依らない頃) $=rac{1}{2}\sum_{n=1}^Neta_n(t_n-m{w}^Tm{\phi}(m{x_n}))^2 + const$

となり, (3.104) の誤差関数が出現する.

- (ii) データ点の重複がある場合
- (3.104) の式の形から,ある n についてのデータ $(t_n, \boldsymbol{x_n})$ が r_n 個ずつある時の二乗和誤差を表していることが分かる.

問題 3.6

ガウス分布に従う複数の目標変数 t を持つ次の形の線形基底関数モデルを考える.

$$p(t|W, \Sigma) = N(t|x, W, \Sigma)$$
(3.107)

ただし,

$$y(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{W}) = \boldsymbol{W}^T \phi(\boldsymbol{x}) \tag{3.108}$$

である.入力基底ベクトル $\phi(x_n)(n=1,\dots,N)$ とそれに対応する目標ベクトル t_n が訓練データ集合として与えられるとき,パラメータ行列 W の最尤推定解 W_{ML} のそれぞれの列が,等方性のノイズ分布に対する解の (3.15) の形の式で与えられることを示せ.これは共分散行列 Σ にはよらないことに注意せよ.さらに, Σ の最尤指定解が

$$\Sigma = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} (t_n - \boldsymbol{W}_{ML} \phi(\boldsymbol{x}_n)) (t_n - \boldsymbol{W}_{ML} \phi(\boldsymbol{x}_n))^T$$
(3.109)

で与えられることを示せ.

方針 3.6

解答 3.6

X: 入力ベクトル $x_1, \ldots x_n$ を並べた行列

とする. 対数尤度関数は

$$\ln P(T|X, W, \Sigma) = \sum_{n=1}^{N} \ln N(t_n | W^T \phi(x_n), \Sigma)$$
$$= -\frac{NK}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln|\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{N} (t_n - w^T \phi)^T \Sigma^{-1} (t_n - w^T \phi_n)$$

となる.

$$\frac{\partial}{\partial X}(Xb+c)^T D(Xb+c) = (D+D^T)(Xb+c)b^T$$

ここで,T を n 番目の行が t_n^T となる N imes K 行列とし, 上記の公式を用いて W^T に関する微分計算をすると

$$\frac{\partial}{\partial W^T} \ln P(T|X, W, \Sigma) = \sum_{n=1}^{N} \Sigma^{-1} (t_n - w^T \phi_n) \phi_n^T$$

これを 0 とおくと,

$$\sum_{n=1}^{N} \Sigma^{-1} (t_n - w^T \phi_n) \phi_n^T = \mathbf{0}$$

$$\Leftrightarrow W^T \sum_{n=1}^{N} \phi_n \phi_n^T = \sum_{n=1}^{N} t_n \phi_n^T$$

$$\Leftrightarrow W^T \Phi^T \Phi = T^T \Phi$$

よって,

$$W_{ML}^{T} = T^{T} \Phi (\Phi^{T} \Phi)^{-1}$$
$$W_{ML} = (\Phi^{T} \Phi)^{-1} \Phi^{T} T$$

となり, T は ${\bf n}$ 番目の行が t_n^T となるようにした行列であるから, W_{ML} のそれぞれの列が, 等方性のノイズ分布に対する解の (3.15) の形の式で与えられることが分かる.

また Σ の最尤解は、対数尤度関数を Σ で微分して 0 と置き、 Σ について解くことで求まる. これは演習 2.34(以前解いたもの) と全く同手順であるため省略する.

問題 3.7

 m_N と S_N がそれぞれ (3.50) と (3.51) で定義される線形基底関数モデルを考える.平方完成を用いて,このモデルパラメータ w の事後分布が (3.49) で与えられることを確かめよ.

方針 3.7

解答 3.7

ベイズの公式から

$$p(w|t) \propto p(t|w)p(w)$$

(3.10),(3.48) より、

$$\propto \left(\prod_{n=1}^{N} exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ t_n - w^T \phi(x_n) \right\}^2 \beta \right] \right) exp \left[-\frac{1}{2} (w - m_0)^T S_0^{-1} (w - m_0) \right]$$

$$= exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ \beta \sum_{n=1}^{N} \left(t_n - w^T \phi(x_n) \right)^2 + (w - m_0)^T S_0^{-1} (w - m_0) \right\} \right]$$

以下では \exp の中の $-\frac{1}{2}$ の中身を見ていく.

$$= \beta \begin{pmatrix} t_1 - w^T \phi(x_1) \\ \vdots \\ t_N - w^T \phi(x_N) \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} t_1 - w^T \phi(x_1) \\ \vdots \\ t_N - w^T \phi(x_N) \end{pmatrix} + (w - m_0)^T S_0^{-1} (w - m_0)$$

 $w^T\phi(x_1)=\phi^T(x_1)w$ なので

$$= \beta \begin{pmatrix} t_1 - \phi^T(x_1)w \\ \vdots \\ t_N - \phi^T(x_N)w \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} t_1 - \phi^T(x_1)w \\ \vdots \\ t_N - \phi^T(x_N)w \end{pmatrix} + (w - m_0)^T S_0^{-1}(w - m_0)$$

ここで,

$$\Phi = \left(\begin{array}{c} \phi^T(x_1) \\ \vdots \\ \phi^T(x_N) \end{array}\right)$$

であるので、 定数項を C とおくとして

$$= \beta(t - \Phi w)^{T}(t - \Phi w) + (w - m_{0})^{T}S_{0}^{-1}(w - m_{0})$$
$$= \beta(w^{T}\Phi^{T}\Phi w - w^{T}\Phi^{T}t - t^{T}\Phi w) + w^{T}S_{0}^{-1}w - w^{T}S_{0}^{-1}m_{0} - m_{0}^{T}S_{0}^{-1}w + C$$

 S_0 は共分散なので対称行列となる. よってその逆行列も対称行列なので $(S_0^{-1})^T=S_0^{-1}.$

$$= w^{T} (S_{0}^{-1} + \beta \Phi^{T} \Phi) w - w^{T} (S_{0}^{-1} m_{0} + \beta \Phi^{T} t) - (S_{0}^{-1} m_{0} + \beta \Phi^{T} t)^{T} w + C$$

ここで, m_N , S_N はそれぞれ以下のように与えられている.

$$m_N = S_N(S_0^{-1}m_0 + \beta \Phi^T t) = S_N R$$
$$S_N^{-1} = S_0^{-1} + \beta \Phi^T \Phi$$

これらを用いて平方完成すると

$$= w^{T} S_{N}^{-1} w - w^{T} S_{N}^{-1} m_{N} - S_{N}^{-1} m_{N} w + C$$
$$= (w - m_{N})^{T} S^{-1} (w - m_{N}) + C'$$

なおパラメータwに依存しない部分を新たに定数C'と置いた.

以上より, C を定数として

$$p(w|t) \propto C \exp\{(w - m_N)^T S^{-1}(w - m_N)\}$$

と表せるので、モデルパラメータ w の事後分布が (3.49) で与えられることが分かる. 問題 3.10

(2.115) の結果を用いて (3.57) の積分を評価し,ベイズ線形回帰モデルの予測分布が (3.58) で与えられることを確かめよ.ただし,入力に依存する分散は (3.59) で与えられる.

方針 3.10

解答 3.10

(3.57) の条件付き分布と事後分布は、それぞれ以下の式で表される.

$$p(t \mid \mathbf{w}, \beta) = \mathcal{N}\left(t \mid \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}), \beta^{-1}\right) \tag{3.3, 3.8}$$

$$p(\mathbf{w} \mid \mathbf{t}, \alpha, \beta) = \mathcal{N}(\mathbf{w} \mid \mathbf{m}_N, \mathbf{S}_N) \tag{3.49}$$

ここで、(2.115) の式は、

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}\left(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Lambda}^{-1}\right) \tag{2.113}$$

۲

$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{L}^{-1})$$
(2.114)

が与えられた際の周辺分布だったことに注意して, (2.113) から (2.115) について,

$$\mathbf{y} \to t$$
, $\mathbf{x} \to \mathbf{w}$, $\boldsymbol{\mu} \to \mathbf{m}_N$, $\boldsymbol{\Lambda}^{-1} \to \mathbf{S}_N$, $\mathbf{A} \to \boldsymbol{\phi}(\mathbf{x})^\mathrm{T}$, \mathbf{L}^{-1} $\boldsymbol{\beta}^{-1}$

と置き換えると, (3.57) を評価することができる. したがって, (2.115) にそれぞれを代入すると,

$$p(t \mid \mathbf{x}, \mathbf{t}, \alpha, \beta) = \mathcal{N}\left(t \mid \mathbf{m}_{N}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}), \sigma_{N}^{2}(\mathbf{x})\right)$$
(3.58)

と求まる. ここで, 入力に依存する分散は,

$$\sigma_N^2(\mathbf{x}) = \frac{1}{\beta} + \phi(\mathbf{x})^{\mathrm{T}} \mathbf{S}_N \phi(\mathbf{x})$$
 (3.59)

である.

問題 3.15

線形基底関数からなる回帰モデルの超パラメータ α,β をエビデンス枠組みを用いて決定する場合を考える.(3.82) で定義される関数 $E(m_N)$ が関係式 $2E(m_N)=N$ を満たすことを示せ

解答 3.15

エビデンス関数を最大にする α と β は (3.92) 式と (3.95) 式より

$$\begin{cases} \alpha = \frac{\gamma}{m_N^T m_N} \\ \beta = (N - \gamma) \{ \sum_{n=1}^N \{ t_N - m_N^T \phi(x_N) \}^2 \}^{-1} \end{cases}$$

これらを (3.82) 式に代入すると

$$E(m_N) = \frac{\beta}{2}||t - \phi m_N||^2 + \frac{\alpha}{2}m_N^T m_N$$
$$= \frac{N - \gamma}{2} + \frac{\gamma}{2}$$
$$= \frac{N}{2}$$

なお

$$||t - \phi m_N||^2 = \sum_{n=1}^{\infty} (t_n - m_N^T \phi(x_n))^2$$

である。