概 要

講義資料の解答をここに書く。中間試験・期末試験の問題はここからしか出ない。

Lecture 2の回答

総和のキホン

 $\sum_{k=1}^{n} (k^2 - 2k + 1)$ を求める。

$$\sum_{k=1}^{n} (a_k + b_k) = \sum_{k=1}^{n} a_k + \sum_{k=1}^{n} b_k$$

$$\mbox{\sharp \mathfrak{d}$, $$} \sum_{k=1}^n (k^2-2k+1) = \sum_{k=1}^n k^2 - \sum_{k=1}^n 2k + \sum_{k=1}^n 1 = \sum_{k=1}^n k^2 - \sum_{k=1}^n 2k + n$$

$$\sum_{k=1}^{n} ca_k = c \sum_{k=1}^{n} a_k$$

より、
$$\sum_{k=1}^{n} k^2 - \sum_{k=1}^{n} 2k + n = \sum_{k=1}^{n} k^2 - 2 \sum_{k=1}^{n} k + n$$

$$1^{2} + 2^{2} + 3^{2} + \dots + n^{2} = \sum_{k=1}^{n} k^{2} = \frac{1}{6}n(n+1)(2n+1)$$

$$\mbox{\sharp b. $$} \sum_{k=1}^n k^2 - 2 \sum_{k=1}^n k + n = \frac{1}{6} n(n+1)(2n+1) - 2 \sum_{k=1}^n k + n$$

$$1 + 2 + 3 + \dots + n = \sum_{k=1}^{n} k = \frac{1}{2}n(n+1)$$

$$\mbox{\sharp b$, $\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-2\sum_{k=1}^n k+n=\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)(2n+1)-n(n+1)+n=\tfrac{1}{3}n^3-\tfrac{1}{2}n^2+\tfrac{1}{6}n(n+1)-\tfrac{1}{6}n(n+1)-\tfrac{1}{$$

min 関数

$$\min\{0, 1, 2\} = 0$$

この場合、min 関数は与えられた集合のうち最小の要素を返す。

$$\min_{x} (x-1)^2 = 0$$

この場合、 \min 関数は与えられた関数について、 \min の下のパラメータ(ここではx)を調節して得られる関数の最小値を返す。

$$\underset{x}{\operatorname{argmin}}(x-1)^2 = 1$$

 argmin 関数は、与えられた関数を argmin の下のパラメータ(ここでは x)を調節して最小化する時の、パラメータの値を返す。

罰金項を含めた最適化

 $\frac{\partial \tilde{E}(\mathbf{w})}{\partial w}$ を算出する。ここで、

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

$$\|\mathbf{w}\|^2 \equiv \mathbf{w}^\top \mathbf{w} = w_0^2 + w_1^2 + \dots + w_M^2$$

$$y(x, \mathbf{w}) = \sum_{j=0}^{M} w_j x^j$$

とする。
$$\frac{\partial E(\mathbf{w})}{\partial w_i} = \sum_{n=1}^N \{y(x_n, \mathbf{w}) - t_n\} x_n^i$$
 より、あとは $\frac{\partial}{\partial w_i} (\frac{\lambda}{2} \|\mathbf{w}\|^2)$ を計算すれば良い。

$$\frac{\partial}{\partial w_i} (\frac{\lambda}{2} ||\mathbf{w}||^2)$$

$$= \frac{\lambda}{2} \frac{\partial}{\partial w_i} (w_0^2 + w_1^2 + \dots + w_i^2 + \dots + w_M^2)$$

$$= \lambda w_i$$

よって、
$$\frac{\partial \tilde{E}(\mathbf{w})}{\partial w_i} = \sum_{n=1}^N \{y(x_n, \mathbf{w}) - t_n\} x_n^i + \lambda w_i$$
 となる。

Lecture 3の回答

対数関数と総乗

 $\ln \prod_{n=1}^N x_n^2$ を計算する。 $\ln(a\cdot b) = \ln a + \ln b$ という性質を総乗の形で一般化すると、

$$\ln \prod_{n=1}^{N} a_n = \sum_{n=1}^{N} \ln a_n$$

となるので、 $\ln \prod_{n=1}^N x_n^2 = \sum_{n=1}^N \ln x_n^2 = \sum_{n=1}^N 2 \ln x_n$ となる。

対数関数と argmax

実関数 f(x) において、 $\operatorname{argmax}_x f(x)$ と $\operatorname{argmax}_x \ln f(x)$ の値が同じになることを示す。 実関数 f(x) が x=a において最大になるとする。つまり、a の任意の前後の値、b < a < c において、f(b) < f(a)、f(c) < f(a) となる。さて、対数関数は単調増加性を持つので、 $x < y \Rightarrow \log x < \log y$ となる。これらを組み合わせると、 $f(b) < f(a) \Rightarrow \ln f(b) < \ln f(a)$ 、 $f(c) < f(a) \Rightarrow \ln f(c) < \ln f(a)$ となる。つまり、対数関数が適用されても、f(x) を最大化する値 (ここでは a) は変わらない、ということである。よって、 $\operatorname{argmax}_x f(x) = \operatorname{argmax}_x \ln f(x)$ が示された。

対数関数とガウス分布

$$N(x|\mu,\sigma^2)=rac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}}\exp\left(-rac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2
ight)$$
 に対して対数関数を適用する。

$$\begin{split} &\ln N(x|\mu,\sigma^2) \\ &= \ln \left(\frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2 \right) \right) \\ &= \ln \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} + \ln \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2 \right) \quad (\because \log_c(a \cdot b) = \log_c a + \log_c b) \\ &= \ln(2\pi\sigma^2)^{-1/2} + \ln \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2 \right) \\ &= -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + \ln \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2 \right) \\ &= -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \sigma^2 + \ln \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2 \right) \\ &= -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2 \quad (\because \ln \exp x = \ln e^x = x) \end{split}$$

最尤推定

$$L(\mu, \sigma^2) = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{N}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} (x_i - \mu)^2$$

とし、 $\frac{\partial L}{\partial \mu} = 0, \frac{\partial L}{\partial \sigma^2} = 0$ を解くと、

$$\mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i, \quad \sigma^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (x_i - \mu)^2$$

となることを示す。

$$\frac{L}{\mu}$$

$$= \frac{d}{d\mu} \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} (x_i - \mu)^2 \right)$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} \frac{d(x_i - \mu)^2}{d\mu} \quad (\because 微分の線形性)$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} -2(x_i - \mu)$$

$$= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} x_i - \mu$$

 $\frac{\partial L}{\partial \mu} = 0$ を解くと、

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} x_i - \mu = 0$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^{N} x_i = \sum_{i=1}^{N} \mu$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^{N} x_i = N\mu$$

$$\Leftrightarrow \mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i$$

同様にして、 $\frac{\partial L}{\partial \sigma^2}$ を解く。

$$\begin{split} \frac{\partial L}{\partial \sigma^2} \\ &= \frac{d}{d\sigma^2} \left(-\frac{N}{2} \ln \sigma^2 \right) + \frac{d}{d\sigma^2} \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \right) \\ &= -\frac{N}{2} \frac{1}{\sigma^2} + \frac{d}{d\sigma^2} \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \right) \quad (\because \frac{d \ln x}{dx} = \frac{1}{x}) \\ &= -\frac{N}{2} \frac{1}{\sigma^2} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \frac{d}{d\sigma^2} \frac{1}{\sigma^2} \quad (\because 微分の線形性) \\ &= -\frac{N}{2} \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{2} \frac{1}{\sigma^4} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \end{split}$$

 $rac{\partial L}{\partial \sigma^2} = 0$ を解く。

$$-\frac{N}{2}\frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{2}\frac{1}{\sigma^4}\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{N}{2}\frac{1}{\sigma^2} = \frac{1}{2}\frac{1}{\sigma^4}\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$$

$$\Leftrightarrow N\sigma^2 = \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$$

$$\Leftrightarrow \sigma^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$$

βについての最尤推定

 $\ln p(\mathbf{t}|\mathbf{x},\mathbf{w},\beta) = -\frac{N}{2}\ln(2\pi) + \frac{N}{2}\ln\beta - \frac{\beta}{2}\sum_{n=1}^{N}(t_n-y)^2$ とし、 $\frac{\partial \ln p(\mathbf{t}|\mathbf{x},\mathbf{w},\beta)}{\partial\beta}(\beta^\star) = 0$ となる β^\star を求める。

$$\frac{\partial \ln p(\mathbf{t}|\mathbf{x}, \mathbf{w}, \beta)}{\partial \beta} (\beta^*)$$

$$= \frac{\partial}{\partial \beta} \left(\frac{N}{2} \ln \beta - \frac{\beta}{2} \sum_{n=1}^{N} (t_n - y)^2 \right)$$

$$= \frac{N}{2\beta} - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{N} (t_n - y)^2$$

 $\frac{\partial \ln p(\mathbf{t}|\mathbf{x},\mathbf{w},\beta)}{\partial \beta} = 0$ を解くと、

$$\frac{N}{2\beta} - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{N} (t_n - y)^2 = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{N}{2\beta} = \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{N} (t_n - y)^2$$

$$\Leftrightarrow \frac{1}{\beta} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} (t_n - y)^2$$

Lecture 4の回答

スカラ関数のベクトル微分

y が \mathbf{w} の関数のとき、 $\frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} y^2 = 2 \left(\frac{\partial y}{\partial \mathbf{w}} \right) y$ となることを示す。ただし、 $\mathbf{w} = (w_1, w_2)^T$ とする。

左辺は、

$$\frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} y^2 = \begin{pmatrix} \frac{\partial y^2}{\partial w_1} \\ \frac{\partial y^2}{\partial w_2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2y \frac{\partial y}{\partial w_1} \\ 2y \frac{\partial y}{\partial w_2} \end{pmatrix}$$

右辺は、

$$2\left(\frac{\partial y}{\partial \mathbf{w}}\right)y = 2\left(\frac{\partial y}{\partial w_1}\right)y = \begin{pmatrix} 2y\frac{\partial y}{\partial w_1}\\ 2y\frac{\partial y}{\partial w_2} \end{pmatrix}$$

よって、両辺は等しい。同じようにして、 \mathbf{w} が N 次元ベクトル場合の場合も示せる。

Lecture 5の回答

対数関数と指数関数

$$\ln \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)\right) p(C_1)}{\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)\right) p(C_2)} = -\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)$$
$$+ \frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2) + \ln \frac{p(C_1)}{p(C_2)}$$

となることを示す。 $x = \ln(\exp(x)) = \exp(\ln x)$ より、

$$\ln \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)\right) p(C_1)}{\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)\right) p(C_2)}$$

$$= \ln \left(\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)\right) p(C_1)\right) \left(\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)\right) p(C_2)\right)^{-1}$$

$$= \ln \left(\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)\right) p(C_1)\right) - \ln \left(\exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)\right) p(C_2)\right)$$

$$= -\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1) + \ln p(C_1) + \frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2) - \ln p(C_2)$$

$$= -\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1) + \frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2) + \ln \frac{p(C_1)}{p(C_2)}$$

線形回帰モデルへの変形

$$a = -\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1) + \frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2) + \ln \frac{p(C_1)}{p(C_2)}$$

の時、

$$\mathbf{w} = \mathbf{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{\mu}_1 - \boldsymbol{\mu}_2)$$

$$w_0 = -\frac{1}{2} \boldsymbol{\mu}_1^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 + \frac{1}{2} \boldsymbol{\mu}_2^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_2 + \ln \frac{p(C_1)}{p(C_2)}$$

とおくと、

$$a = \mathbf{w}^T \mathbf{x} + w_0$$

と表記できることを示す。

$$\begin{split} a &= -\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1) + \frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2) + \ln \frac{p(C_1)}{p(C_2)} \\ &= -\frac{1}{2} (\mathbf{x}^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{x} - \mathbf{x}^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 - \boldsymbol{\mu}_1^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}_1^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_1) + \\ &- \frac{1}{2} (\mathbf{x}^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{x} - \mathbf{x}^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_2 - \boldsymbol{\mu}_2^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}_2^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_2) + \ln \frac{p(C_1)}{p(C_2)} \end{split}$$

ここで、 $\mathbf{x}^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_1$ はスカラなので転置をかけても等しくなるので、 $(\mathbf{x}^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_1)^T = \boldsymbol{\mu}_1^T \mathbf{\Sigma}^{-1T} \mathbf{x} = \boldsymbol{\mu}_1^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{x}$ となる。また、 $(ABC)^T = C^T B^T A^T$ であることと、 Σ は対称行列で、対称行列の逆行列もまた対称行列となることから、 $\mathbf{\Sigma}^{-1} = \mathbf{\Sigma}^{-1}$ を使った。これらを使い、

$$\begin{split} a &= -\frac{1}{2}\mathbf{x}^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}_1^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} - \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_1^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_1 \\ &+ \frac{1}{2}\mathbf{x}^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} + \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_2^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_2 + \ln\frac{p(C_1)}{p(C_2)} \\ &= \boldsymbol{\mu}_1^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} - \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_1^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_1 - \boldsymbol{\mu}_2^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} + \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_2^T\mathbf{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_2 + \ln\frac{p(C_1)}{p(C_2)} \end{split}$$

ここで、 $\mathbf{w}^T\mathbf{x} + w_0$ を計算すると、

$$\mathbf{w}^{T}\mathbf{x} + w_{0} = (\boldsymbol{\mu}_{1}^{T} - \boldsymbol{\mu}_{2}^{T})\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} - \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_{1}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{1} + \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_{2}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{2} + \ln\frac{p(C_{1})}{p(C_{2})}$$
$$= \boldsymbol{\mu}_{1}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{2}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\mathbf{x} - \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_{1}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{1} + \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_{2}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{2} + \ln\frac{p(C_{1})}{p(C_{2})}$$

となるので、 $a = \mathbf{w}^T \mathbf{x} + w_0$ が示せた。

シグモイド関数の微分

$$\sigma(x) = \frac{1}{1 + \exp(-x)}$$
 の時、 $\frac{d\sigma(x)}{dx} = \sigma(x)(1 - \sigma(x))$ を示そう。
$$\frac{d\sigma(x)}{dx} = \frac{d(1 + e^{-x})^{-1}}{dx}$$

$$= -(1 + e^{-x})^{-2}(-1)e^{-x} \quad (\because \frac{de^{-x}}{dx} = -e^{-x})$$

$$= (1 + e^{-x})^{-2}e^{-x}$$

ここで、右辺を計算すると、

$$\sigma(x)(1 - \sigma(x)) = (1 + e^{-x})^{-1} \frac{1 + e^{-x} - 1}{1 + e^{-x}}$$
$$= (1 + e^{-x})^{-2} e^{-x}$$

よって、 $\frac{d\sigma(x)}{dx} = \sigma(x)(1 - \sigma(x))$ を示した。

交差エントロピー誤差関数の微分

$$\frac{\partial E(\mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}} = \sum_{n=1}^{N} (y_n - t_n) \phi_n$$
 を示そう。

$$\frac{\partial E(\mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}} = -\sum_{n=1}^{N} \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} (t_n \ln y_n + (1 - t_n) \ln(1 - y_n))$$
$$= -\sum_{n=1}^{N} (t_n \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} \ln y_n + (1 - t_n) \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} \ln(1 - y_n))$$

まずは $\frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} \ln y_n$ を計算しよう。

$$\frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} \ln y_n = \frac{1}{y_n} \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} y_n \quad (\because \frac{d \ln x}{dx} = \frac{1}{x})$$

$$= \frac{1}{\sigma(\mathbf{w}^T \phi_n)} \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} \sigma(\mathbf{w}^T \phi_n)$$

$$= \frac{1}{\sigma(\mathbf{w}^T \phi_n)} \sigma(\mathbf{w}^T \phi_n) (1 - \sigma(\mathbf{w}^T \phi_n)) \phi_n \quad (\because \frac{d\sigma(x)}{dx} = \sigma(x) (1 - \sigma(x)))$$

$$= (1 - y_n) \phi_n$$

次に、 $\frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} \ln(1-y_n)$ を計算しよう。

$$\frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} \ln(1 - y_n) = \frac{1}{1 - y_n} \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} (1 - y_n)$$

$$= \frac{1}{1 - y_n} \cdot -\frac{\partial}{\partial \mathbf{w}} y_n$$

$$= \frac{1}{1 - y_n} \cdot -y_n (1 - y_n) \phi_n$$

$$= -y_n \phi_n$$

これにより、

$$\frac{\partial E(\mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}} = -\sum_{n=1}^{N} (t_n (1 - t_n) \phi_n + (1 - t_n) (-y_n \phi_n))$$
$$= -\sum_{n=1}^{N} (t_n - y_n) \phi_n$$
$$= \sum_{n=1}^{N} (y_n - t_n) \phi_n$$

と示せた。

意地悪な問題

 $rac{\partial E(\mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}} = \sum_{n=1}^N (y_n - t_n) \phi_n = 0$ となるような \mathbf{w} を解析的に導出してみよう。

$$\sum_{n=1}^{N} t_n \phi_n = \sum_{n=1}^{N} y_n \phi_n$$
$$\sum_{n=1}^{N} t_n \phi_n = \sum_{n=1}^{N} \sigma(\mathbf{w}^T \phi_n) \phi_n$$

さて、線形回帰の時には、

$$\sum_{n=1}^{N} t_n \boldsymbol{\phi}_n^{\top} = \mathbf{w}^{\top} \sum_{n=1}^{N} \boldsymbol{\phi}_n \boldsymbol{\phi}_n^{\top}$$
 (1)

となり、
$$\Phi = \begin{pmatrix} \phi(x_1) \\ \phi(x_2) \\ \dots \\ \phi(x_N) \end{pmatrix}$$
 とおくことによって、 $\Phi^{\top} \mathbf{t} = \mathbf{w}^{\top} \Phi^{\top} \Phi$ と変形できた。しかし、

今回は非線形の関数 σ があるために \mathbf{w} を Σ の外側に移動できない!(非線形関数は行列では表現できないため。)

線形識別モデルのヘッセ行列

 $abla E(\mathbf{w}) = \sum_{n=1}^{N} (y_n - t_n) \phi_n$ の時に $\mathbf{H} = \nabla \nabla E(\mathbf{w}) = \sum_{n=1}^{N} y_n (1 - y_n) \phi_n \phi_n^{\top}$ となることを示そう。ただし、 $\frac{\partial x \mathbf{a}}{\partial \mathbf{w}} = \mathbf{a}^T \frac{\partial x}{\partial \mathbf{w}} \quad (x \text{ は } \mathbf{w} \text{ の関数})$ 。 $y'_n = y_n (1 - y_n) \phi_n \text{ よ b}, \ \mathbf{H} = \sum \frac{\partial y_n \phi_n}{\partial \mathbf{w}} = \sum \phi_n^T y_n (1 - y_n) \phi_n$

softmax 関数の微分

$$y_k(\phi) = p(C_k|\phi) = \frac{\exp(a_k)}{\sum_j \exp(a_j)} \quad (a_k = \mathbf{w}_k^T \phi)$$
 に対し、 $\frac{\partial y_k}{\partial a_j} = y_k (I_{kj} - y_j)$ を示そう。
$$\frac{\partial}{\partial a_k} y_k = \frac{\exp(a_k)(\sum \exp(a_j)) - \exp(a_k) \exp(a_k)}{(\sum \exp(a_j))^2} = y_k - y_k^2$$
 (2)

$$\frac{\partial}{\partial a_j} y_k = -\frac{\exp(a_k) \exp(a_j)}{(\sum \exp(a_j))^2} = y_k y_j \tag{3}$$

よってこの二つをまとめて、 $\frac{\partial y_k}{\partial a_j} = y_k(I_{kj} - y_j)$