

§3.5 線形回帰の例.

線形回帰モデルを, Gauss分布を使って構築.

3.5.1 モデルの構築.

$x_n \in \mathbb{R}^M$: 入力値, $w \in \mathbb{R}^M$: パラメータ,

$\varepsilon_n \sim \mathcal{N}(\varepsilon_n | 0, \lambda^{-1})$: ノイズ. ($\lambda > 0$: given)

出力値 $y_n \in \mathbb{R}$ を次のようにモデル化:

$$y_n = w^T x_n + \varepsilon_n \quad \leftarrow w^T x_n \text{ と } \varepsilon_n \text{ は独立}$$

$\Rightarrow y_n$ の確率分布は,

$$p(y_n | x_n, w) = \mathcal{N}(y_n | w^T x_n, \lambda^{-1})$$

と表せる.

- やりたいこと: w の学習.

w について, 次のような事前分布を仮定する:

$$p(w) = \mathcal{N}(w | m, \Lambda^{-1}),$$

$m \in \mathbb{R}^M$, $\Lambda \in M_M(\mathbb{R})$, $\Lambda > 0$: ハイパーパラメータ.

\rightarrow 分布の組み合わせ, 構成する分布の種類, ハイパーパラメータの値の設定により, 一つの確率モデル(データの生成過程についての一つの仮説)を明記できる.

モデルが明記できると

サンプリングにより、仮説がカバーしている実現例を視覚化できる。

→ モデルの特性・妥当性をチェックできる。

3.5.2 事後分布と予測分布の計算.

- データ $\mathcal{Y} := \{y_1, \dots, y_N\}$, $\mathcal{X} := \{x_1, \dots, x_N\}$ を観測後の事後分布を求める。

Bayes' Thm. より,

$$\begin{aligned} p(\omega | \mathcal{Y}, \mathcal{X}) &= \frac{p(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \omega) p(\omega)}{p(\mathcal{Y} | \mathcal{X})} \\ &\propto p(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \omega) p(\omega) \\ &= \left(\prod_{n=1}^N p(y_n | x_n, \omega) \right) p(\omega) \\ &= \left(\prod_{n=1}^N \mathcal{N}(y_n | \omega^T x_n, \lambda^{-1}) \right) \mathcal{N}(\omega | m, \Lambda^{-1}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\log p(\omega | \mathcal{Y}, \mathcal{X}) \\ &= \sum_{n=1}^N \log \mathcal{N}(y_n | \omega^T x_n, \lambda^{-1}) + \log \mathcal{N}(\omega | m, \Lambda^{-1}) + \text{const.} \\ &= \sum_{n=1}^N \left(-\frac{1}{2} \left(\lambda (y_n - \omega^T x_n)^2 - \log \lambda \right) \right) \\ &\quad - \frac{1}{2} \left((\omega - m)^T \Lambda (\omega - m) - \log(\det \Lambda) \right) + \text{const.} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= -\frac{\lambda}{2} \sum_{n=1}^N (y_n - \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x}_n)^2 - \frac{1}{2} (\boldsymbol{w} - \boldsymbol{m})^T \boldsymbol{\Lambda} (\boldsymbol{w} - \boldsymbol{m}) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left(\lambda \sum_{n=1}^N \underbrace{(y_n^2)}_{\text{const.}} - 2 \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x}_n y_n + \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x}_n \boldsymbol{x}_n^T \boldsymbol{w} \right. \\
&\quad \left. + \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{w} - 2 \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{m} + \underbrace{\boldsymbol{m}^T \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{m}}_{\text{const.}} \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left(\boldsymbol{w}^T \left(\lambda \sum_{n=1}^N \boldsymbol{x}_n \boldsymbol{x}_n^T + \boldsymbol{\Lambda} \right) \boldsymbol{w} - 2 \boldsymbol{w}^T \left(\lambda \sum_{n=1}^N \boldsymbol{x}_n y_n + \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{m} \right) \right) + \text{const.}
\end{aligned}$$

↑ M -次元 Gauss 分布の pdf の $\log \xi$ と T との

$$\therefore p(\boldsymbol{w} | \boldsymbol{y}, \boldsymbol{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{w} | \hat{\boldsymbol{m}}, \hat{\boldsymbol{\Lambda}}^{-1}),$$

$$\hat{\boldsymbol{\Lambda}} := \lambda \sum_{n=1}^N \boldsymbol{x}_n \boldsymbol{x}_n^T + \boldsymbol{\Lambda}, \quad \hat{\boldsymbol{m}} := \hat{\boldsymbol{\Lambda}}^{-1} \left(\lambda \sum_{n=1}^N \boldsymbol{x}_n y_n + \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{m} \right).$$

- 新規入力値 \boldsymbol{x}_* : given のときの出力値 y_* の予測分布を求めたい。

Bayes' Thm. より,

$$p(\boldsymbol{w} | y_*, \boldsymbol{x}_*) = \frac{p(y_* | \boldsymbol{x}_*, \boldsymbol{w}) p(\boldsymbol{w})}{p(y_* | \boldsymbol{x}_*)}.$$

$$\therefore \log p(y_* | \boldsymbol{x}_*)$$

$$= \log p(y_* | \boldsymbol{x}_*, \boldsymbol{w}) - \log p(\boldsymbol{w} | y_*, \boldsymbol{x}_*) + \text{const.}$$

上の事後分布の結果を用いると,

$$p(\boldsymbol{w} | y_*, \boldsymbol{x}_*) = \mathcal{N}(\boldsymbol{w} | \boldsymbol{m}(y_*), (\lambda \boldsymbol{x}_* \boldsymbol{x}_*^T + \boldsymbol{\Lambda})^{-1}),$$

$$\boldsymbol{m}(y_*) := (\lambda \boldsymbol{x}_* \boldsymbol{x}_*^T + \boldsymbol{\Lambda})^{-1} (\lambda \boldsymbol{x}_* y_* + \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{m}).$$

$$\begin{aligned}
& \therefore \log p(\omega | y_*, x_*) \\
&= \log \mathcal{N}(\omega | m(y_*), (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1}) \\
&= -\frac{1}{2} \left((\omega - m(y_*))^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) (\omega - m(y_*)) \right. \\
&\quad \left. - \log(\det(\lambda x_* x_*^T + \Lambda)) \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} (\omega - m(y_*))^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) (\omega - m(y_*)) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left(\underbrace{\omega^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) \omega}_{\text{const.}} - \omega^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) m(y_*) \right. \\
&\quad \left. - m(y_*)^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) \omega + m(y_*)^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) m(y_*) \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left(m(y_*)^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) m(y_*) \quad \checkmark (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^T = \lambda x_* x_*^T + \Lambda \right. \\
&\quad \left. - 2 \omega^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda) m(y_*) \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left((\lambda x_* y_*^T + \Lambda m)^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} (\lambda x_* y_*^T + \Lambda m) \right. \\
&\quad \left. - 2 \omega^T (\lambda x_* y_*^T + \Lambda m) \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left(\lambda^2 x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} x_* y_*^2 + 2 \lambda x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} \Lambda m y_* \right. \\
&\quad \left. + \underbrace{m^T \Lambda (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} \Lambda m}_{\text{const.}} - 2 \lambda \omega^T x_* y_* \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left(\lambda^2 x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} x_* y_*^2 \right. \\
&\quad \left. + 2 \lambda \left(x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} \Lambda m - \omega^T x_* \right) y_* \right) + \text{const.}
\end{aligned}$$

また,

$$\begin{aligned}
& \log p(y_* | x_*, w) \\
&= \log \mathcal{N}(y_* | w^T x_*, \lambda^{-1}) \\
&= -\frac{1}{2} \left(\lambda (y_* - w^T x_*)^2 - \log \lambda \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \lambda (y_*^2 - 2w^T x_* y_* + \underbrace{(w^T x_*)^2}_{\text{const.}}) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \lambda (y_*^2 - 2w^T x_* y_*) + \text{const.}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\therefore \log p(y_* | x_*) &= -\frac{1}{2} \lambda (y_*^2 - 2w^T x_* y_*) \\
&+ \frac{1}{2} \left(\lambda^2 x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} x_* y_*^2 \right. \\
&\quad \left. + 2\lambda \left(x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} \Lambda m - w^T x_* \right) y_* \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left((\lambda - \lambda^2 x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} x_*) y_*^2 \right. \\
&\quad \left. - 2\lambda x_*^T (w + (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} \Lambda m - w) y_* \right) + \text{const.} \\
&= -\frac{1}{2} \left((\lambda - \lambda^2 x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} x_*) y_*^2 \right. \\
&\quad \left. - 2\lambda x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} \Lambda m y_* \right) + \text{const.} \\
&\quad \uparrow \text{Gauss likelihood pdf a log } \xi \text{ } \epsilon \text{ } t = t_0
\end{aligned}$$

$$\therefore p(y_* | x_*) = \mathcal{N}(y_* | \mu_*, \lambda_*^{-1}),$$

$$\lambda_* := \lambda - \lambda^2 x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} x_*,$$

$$\mu_* := \lambda_*^{-1} \lambda x_*^T (\lambda x_* x_*^T + \Lambda)^{-1} \Lambda m.$$

もう少し計算をすれば。

Sherman-Morrison (公式) ,

$$(\Lambda + \lambda x_* x_*^T)^{-1} = \Lambda^{-1} - (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1} \lambda \Lambda^{-1} x_* x_*^T \Lambda^{-1}.$$

$\therefore \lambda_*$

$$= \lambda - \lambda^2 x_*^T (\Lambda^{-1} - (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1} \lambda \Lambda^{-1} x_* x_*^T \Lambda^{-1}) x_*$$

$$= \lambda - \lambda^2 x_*^T \Lambda^{-1} x_* + \lambda^3 (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1} (x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^2$$

$$= \frac{\lambda + \cancel{\lambda^2 x_*^T \Lambda^{-1} x_*} - \cancel{\lambda^2 x_*^T \Lambda^{-1} x_*} - \cancel{\lambda^3 (x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^2} + \cancel{\lambda^3 (x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^2}}{1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*}$$

$$= \lambda (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1}.$$

$$\lambda_*^{-1} = \lambda^{-1} (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*) = \lambda^{-1} + x_*^T \Lambda^{-1} x_*.$$

μ_*

$$= \lambda_*^{-1} \lambda x_*^T (\Lambda^{-1} - (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1} \lambda \Lambda^{-1} x_* x_*^T \Lambda^{-1}) \Lambda m$$

$$= \lambda_*^{-1} \lambda (1 - \lambda (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1} x_*^T \Lambda^{-1} x_*) x_*^T m$$

$$= \lambda_*^{-1} \lambda (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1} (1 + \cancel{\lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*} - \cancel{\lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*}) m^T x_*$$

$$= \lambda_*^{-1} \lambda (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1} m^T x_*$$

$$= \cancel{\lambda^{-1} (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)} \lambda (1 + \cancel{\lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*})^{-1} m^T x_*$$

$$= m^T x_*.$$

結局,

$$p(y_* | x_*) = \mathcal{N}(y_* | \mu_*, \lambda_*^{-1}),$$

$$\mu_* = m^T x_*, \quad \lambda_*^{-1} = \lambda (1 + \lambda x_*^T \Lambda^{-1} x_*)^{-1}.$$

- N 個のデータを観測したあとの予測分布は, 上の式で
 $m \in \hat{m}$ 1, $\Lambda \in \hat{\Lambda}$ にすればよい.

3.5.3 モデルの比較.

- **モデル選択**: データセット \mathcal{D} に対して, 複数のモデルの良さを比較する.
 - 予測分布の可視化をするのも一案. 可視化できない場合は...?

→ Bayes推論では, **周辺尤度 (モデルエビデンス)** $p(\mathcal{D})$ を
比較するのが一般的. ↑
モデル \mathcal{D} を生成する尤もらしさ.

- 線形回帰モデルの例では.

$$p(\mathcal{D}) = p(y | \mathcal{X}) \quad \leftarrow \text{尤度は常に与えられる.}$$
$$= \frac{p(w) \prod_{n=1}^N p(y_n | x_n, w)}{p(w | y, \mathcal{X})}.$$

対数をとると,

$$\log p(y | \mathcal{X})$$
$$= \log p(w) + \sum_{n=1}^N \log p(y_n | x_n, w) - \log p(w | y, \mathcal{X})$$

$$\begin{aligned}
&= \log \mathcal{N}(\boldsymbol{w} | \boldsymbol{m}, \Lambda^{-1}) + \sum_{n=1}^N \log \mathcal{N}(y_n | \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x}_n, \lambda^{-1}) \\
&\quad - \log \mathcal{N}(\boldsymbol{w} | \hat{\boldsymbol{m}}, \hat{\Lambda}^{-1}) \\
&= -\frac{1}{2} \left((\boldsymbol{w} - \boldsymbol{m})^T \Lambda (\boldsymbol{w} - \boldsymbol{m}) - \log(\det \Lambda) + M \log 2\pi \right) \\
&\quad - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \left(\lambda (y_n - \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x}_n)^2 - \log \lambda + \log 2\pi \right) \\
&\quad + \frac{1}{2} \left((\boldsymbol{w} - \hat{\boldsymbol{m}})^T \hat{\Lambda} (\boldsymbol{w} - \hat{\boldsymbol{m}}) - \log(\det \hat{\Lambda}) + M \log 2\pi \right) \\
&= -\frac{1}{2} \left(\cancel{\boldsymbol{w}^T \Lambda \boldsymbol{w}} - \cancel{2 \boldsymbol{w}^T \Lambda \boldsymbol{m}} + \boldsymbol{m}^T \Lambda \boldsymbol{m} - \log(\det \Lambda) \right. \\
&\quad \left. + \lambda \sum_{n=1}^N (y_n^2 - \cancel{2 \boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x}_n y_n} + \cancel{(\boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x}_n)^2}) - N \log \lambda + N \log 2\pi \right. \\
&\quad \left. - \cancel{\boldsymbol{w}^T \hat{\Lambda} \boldsymbol{w}} + \cancel{2 \boldsymbol{w}^T \hat{\Lambda} \hat{\boldsymbol{m}}} - \hat{\boldsymbol{m}}^T \hat{\Lambda} \hat{\boldsymbol{m}} + \log(\det \hat{\Lambda}) \right) \\
&= -\frac{1}{2} \left(\lambda \sum_{n=1}^N y_n^2 - N \log \lambda + N \log 2\pi \right. \\
&\quad \left. + \boldsymbol{m}^T \Lambda \boldsymbol{m} - \log(\det \Lambda) - \hat{\boldsymbol{m}}^T \hat{\Lambda} \hat{\boldsymbol{m}} + \log(\det \hat{\Lambda}) \right).
\end{aligned}$$

$$\rightarrow M^* := \operatorname{argmax}_M \log p(\boldsymbol{y} | \mathcal{F})$$

とすればよい。

・モデルエビデンスはデータ数 N に依存することに注意。