

3.5.2 決化誤差 = 線性誤差.

Theorem 5

(確定 & 下)

MLE or MAP推定量

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{決化誤差: } L(\hat{\omega}) = L(\omega_0) + \frac{1}{2n} \| \hat{\gamma}_n \|^2 + o_p(\hat{\gamma}_n) \\ \text{經驗誤差: } L_n(\hat{\omega}) = L_n(\omega_0) - \frac{1}{2n} \| \hat{\gamma}_n \|^2 + o_p(\hat{\gamma}_n) \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} E[L(\hat{\omega})] = L(\omega_0) + \frac{1}{2n} \text{tr}(\Sigma)^{-1} + o(\hat{\gamma}_n) \\ E[L_n(\hat{\omega})] = L(\omega_0) - \frac{1}{2n} \text{tr}(\Sigma)^{-1} + o(\hat{\gamma}_n) \end{array} \right.$$

§3.6 T-70 LV の計算方法.

70 LV の計算方法
 自由工事 \hat{w} で $F_n(\beta)$ を計算してみる.
 \hat{w} の推定
 経験 n
 \hat{w}

3.6-1 自由工事 LV -

$$\left. \begin{aligned} P(w|X^n) &= \frac{1}{Z_n(\beta)} \varphi(w) \prod_i P(X_i|w) \\ Z_n(\beta) &= \int_w d\omega. \end{aligned} \right\}$$

§3.5 例題
 $L(w) := -\frac{1}{n} \sum_i P(X_i|w) - \frac{1}{n\beta} \log \varphi(w) \quad \left(= -\frac{1}{n\beta} \log P(w|X^n) - \frac{1}{n\beta} \log Z_n(\beta) \right)$
 $Z_n(\beta) = \int_w \exp(-n\beta L(w)) dw$
 $\approx \text{高精度近似} \quad \text{Lem. 5.}$
 $\approx \exp(-n\beta L(\hat{w})) \left(\frac{2\pi}{n\beta} \right)^{n/2} \det(\nabla^2 L(\hat{w}))^{-1/2}$

$$\begin{aligned} \hat{w} &\in \arg \min L(w) \rightarrow L(w) \stackrel{\approx}{=} L(\hat{w}) + \frac{1}{2}(w - \hat{w}) \cdot \nabla^2 L(\hat{w})(w - \hat{w}) \\ Z_n(\beta) &= \int_w \exp(-n\beta L(w)) dw \stackrel{\approx}{=} \exp(-n\beta L(\hat{w})) \left(\frac{2\pi}{n\beta} \right)^{n/2} \det(\nabla^2 L(\hat{w}))^{-1/2} \\ F_n(\beta) &= n\beta L(\hat{w}) - \frac{1}{\beta} \cdot \frac{d}{d\beta} \log \left(\frac{2\pi}{n\beta} \right) + \frac{1}{2\beta} \log \det(\nabla^2 L(\hat{w})) + o_p(1). \\ &= nL(\hat{w}) + \frac{d}{d\beta} \log n + \frac{d}{d\beta} \log \frac{\beta}{2\pi} + \frac{1}{2\beta} \log \det(\nabla^2 L(\hat{w})) + o_p(1). \end{aligned}$$

g による初期工事計算可能.

Thm 2 (p. 68) より

$$\left. \begin{aligned} F_n(\beta) &= nL(\hat{w}) + \frac{d}{d\beta} \log n + \frac{d}{d\beta} \left[\log \frac{\beta}{2\pi} + \frac{1}{2\beta} \log \det \right] - \frac{1}{2} \|\nabla_n\|^2 - \frac{1}{\beta} \log \varphi(\hat{w}) + o_p(1). \\ &= \text{?}, \quad \nabla^2 L(\hat{w}) = J + o_p(1) \quad \text{P. 98. L13 による.} \end{aligned} \right\}$$

$$\begin{aligned} F_n(\lambda) &= nL(\hat{w}) + \frac{d}{d\lambda} \log n + \frac{d}{d\lambda} \left[\log \frac{\lambda}{2\pi} + \frac{1}{2\lambda} \log \det \right] - \frac{1}{2} \|\nabla_n\|^2 + o_p(1). \\ &= \left[-\sum_i \log P(X_i|\hat{w}) + \frac{d}{d\lambda} \log n \right] - [\log \varphi(\hat{w}) + \frac{d}{d\lambda} \left[\log \frac{\lambda}{2\pi} + \frac{1}{2\lambda} \log \det \right]] + o_p(1). \\ \beta \Sigma C &= -\sum_i \underbrace{[\log P(X_i|\hat{w}) + \frac{1}{2} \log]}_{n \times \text{経験的確率}} \underbrace{\varphi(\hat{w})}_{L_n(\hat{w})}. \end{aligned}$$

BIC は自由工事 LV に近似.

* もともと 2 種類

$$\theta_{\text{MLE}} = -2 \times \text{対数尤度} + d \log n$$

→ 3 つも一般的。



* θ_{MLE} が小さいと自由エネルギーが小さくなる \Leftrightarrow (p) 対数尤度 が大きい。

$$\int p(w) \prod_i p(x_i|w) dw.$$

この値の大きさは「事前分布と確率モデルがどれだけ観測データをよく説明するか」を表しているため、しばしば「エビデンス」と呼ばれるが、この値が大きい程モデルとして適切であると考えられる。

エビデンスは経験ペイズにおいても重要な役割を果たす。

$$\text{確率ペイズ}: p(x) = \int p(x|w) p(w) dw \quad (\text{事前分布})$$

$p(w)$
prior と呼ぶ。

$$= \int p(x|w) \left[\int p(w|\theta) p(\theta) d\theta \right] dw \quad \textcircled{θ} \rightarrow \textcircled{w} \rightarrow \textcircled{x}$$

経験ペイズ: θ を点推定 ($p(\theta) = \delta(\theta - \theta^*)$). $\Rightarrow \int p(w|\theta) p(\theta) d\theta = p(w|\theta^*)$

$$\theta^* = \underset{\theta}{\operatorname{argmax}} \underbrace{\int p(w|\theta) \prod_i p(x_i|w) dw}_{\text{IET} \rightarrow \lambda}.$$

3.6.2 純化複元と経験推定。

$$\cdot G_n = L(\hat{w}_n) + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} + \frac{1}{2} \| \hat{w}_n \|^2 - \frac{1}{2\beta} \text{tr}(IJ^{-1}) \right) + o_p(Y_n) \quad (\text{Thm 3. P70})$$

$$\uparrow L(\hat{w}) - \frac{1}{2n} \| \hat{w} \|^2 + o_p(Y_n) \quad (\text{Thm 5. P75})$$

$$= L(\hat{w}) + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} - \frac{1}{2\beta} \text{tr}(IJ^{-1}) \right) + o_p(Y_n)$$

$$\cdot T_n = L_n(\hat{w}) + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} - \frac{1}{2\beta} \text{tr}(IJ^{-1}) \right) + o_p(Y_n). \quad (\uparrow \text{は } \hat{w} \text{ の})$$

工.] : 計算可能

・ T_n の計算可能, $L(\hat{w})$ が既に計算されており G_n が計算される。

→サンプルに関する期待値の意味で G_n に等しい量を定義する

$$\downarrow \text{RIC} := T_n + \frac{1}{n} \text{tr}(IJ^{-1}).$$

$$= L_n(\hat{w}) + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} + \left(-\frac{1}{2\beta} \right) \text{tr}(IJ^{-1}) \right) + o_p(Y_n)$$

$$\begin{aligned}
E[RIC] &= E[L_n(\hat{w})] + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} + (-\frac{1}{2\beta}) \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \right) + o_p(Y_n) \\
&= L(w_0) - \frac{1}{2n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} + (-\frac{1}{2\beta}) \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \right) + o_p(Y_n) \quad (\text{Thm.5}) \\
&= L(w_0) + \frac{1}{2n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} - \frac{1}{2\beta} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \right) + o_p(Y_n) \\
E[G_n] &= E[L_n(\hat{w})] + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} - \frac{1}{2\beta} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \right) + o_p(Y_n) \\
&= L(w_0) + \frac{1}{2n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) + \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2\beta} - \frac{1}{2\beta} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \right) + o_p(Y_n)
\end{aligned}$$

RICは
べき関数の極限
推測

$\beta = 1$ のとき、

$$\begin{cases}
G_n - L(w_0) = \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2} + \frac{1}{2} \|Y_n\|^2 - \frac{1}{2} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \right) + o_p(Y_n) \quad (\text{Thm.3}) \\
R^2 C - L_n(w_0) = T_n - L_n(w_0) + \frac{1}{n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \\
= \frac{1}{n} \left(\frac{d}{2} - \frac{1}{2} \|Y_n\|^2 + \frac{1}{2} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) \right) + o_p(Y_n) \\
(G_n - L(w_0)) + (R^2 C - L_n(w_0)) = \frac{d}{n} + o_p(Y_n).
\end{cases}$$

注意.30

$$\begin{aligned}
\text{- 内積量基準: } T_{IC} &= L_n(\hat{w}) + \frac{1}{n} \operatorname{tr}(I_n(\hat{w}) J_n^{-1}(\hat{w})) \quad [\text{HAC (1976)}] \\
\rightarrow E[T_{IC}] &= E[L_n(\hat{w})] + \frac{1}{n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) + o(\frac{1}{n}) \\
&= L(w_0) + \frac{1}{2n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) + o_p(Y_n) \quad (\text{Thm.3}) \\
&= E[L(\hat{w})] + o_p(Y_n)
\end{aligned}$$

TIC は \hat{w} についての AIC の結果と相似。
※ $A_2 C \neq$ 同様。

$$\begin{aligned}
&L_n(\hat{w}) + \frac{1}{2n} \|Y_n\|^2 + o_p(Y_n) \\
&\underbrace{(L(\hat{w}) - L(w_0))}_{\frac{1}{2n} \|Y_n\|^2 + o_p(Y_n)} + \underbrace{(T_{IC} - L_n(w_0))}_{\frac{1}{n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) + o_p(1)} = \frac{1}{n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) + o_p(1) \quad \text{nの誤差。} \\
&\frac{1}{2n} \|Y_n\|^2 + o_p(Y_n). \quad \frac{1}{n} \operatorname{tr}(I_J^{-1}) - \frac{1}{2n} \|Y_n\|^2 + o_p(Y_n).
\end{aligned}$$

つまり $\operatorname{pr}(E(w) \approx \hat{w})$ の確率が高ければ、 $\operatorname{tr}(I_J^{-1}) = d - \hat{w}^\top \hat{w}$ 。

$A_1 C := L_n(\hat{w}) + \frac{d}{n}$

$$\begin{aligned}
 E[AIC] &= E[L(\hat{\omega})] + \frac{d}{n} \\
 &\stackrel{(Thm 3)}{=} E[L(\hat{\omega})] - \frac{d}{n} + o(\gamma_n) + \frac{d}{n} \\
 &= E[L(\hat{\omega})] + o(\gamma_n) \\
 &\quad (\text{Because } o(\gamma_n) \sim 0).
 \end{aligned}$$

Q19

$$\begin{aligned}
 P_0(x) &= N(0, 1) \quad (d=0) \\
 \rightarrow L_j P_0(x) &= -\frac{x^2}{2} - \frac{1}{2} [L_j(2x)] \\
 L_n &= -\frac{1}{n} \sum_i (-\frac{x_i^2}{2} - \frac{1}{2} [L_j(2x)]) \\
 &= \frac{1}{2n} \sum_i (x_i^2 + [L_j(2x)])
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P_1(m) &= N(m, 1) \quad (d=1) \\
 \rightarrow L_j P_1(x) &= -\frac{1}{2} (x-m)^2 - \frac{1}{2} [L_j(2x)] \\
 L_n(m) &= \frac{1}{2n} \sum_i ((x_i - m)^2 - \frac{1}{2} [L_j(2x)]).
 \end{aligned}$$

(i) $AIC \in \mathbb{R} \approx \pm$.

$$\begin{aligned}
 P_0 &\rightarrow \frac{1}{2n} \sum_i (x_i^2 + [L_j(2x)]) + \frac{o}{n}. \\
 P_1 &\rightarrow \min_m \frac{1}{2n} \sum_i ((x_i - m)^2 - \frac{1}{2} [L_j(2x)]) + \frac{1}{n}.
 \end{aligned}$$

(ii) $BIC \rightarrow P_{n,m} \approx \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \ln n$.

$P_{n,m} \approx \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \ln n$.

$$(\sqrt{n} \sum_i x_i)^2 \leq 2 \quad (\Rightarrow (\sum_i x_i)^2 \leq 2n)$$

期望值 ≈ 0 .

$$\begin{aligned}
 E[(\sum_i x_i)^2] &< 2n & \Leftrightarrow n(m_0^2 + 1) + n(n-1)m_0^2 &< 2n \\
 \left(\begin{array}{l} E[x_i^2] = E[x_i]^2 + V[x_i] = m_0^2 + 1 \\ E[x_i x_j] = E[x_i] E[x_j] = m_0^2 \end{array} \right) & \Leftrightarrow n + n^2 m_0^2 &< 2n \\
 & \Leftrightarrow n m_0^2 < 1.
 \end{aligned}$$

$x_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$. BIC 究竟如何.

注意 31

標準度数 ~ 0.2 .

注意 32

$\{z_n \sim N(0, I_d)\} \subset \{|\{z_n\}|^2 \sim \chi_d^2\}$:

注意 33

- (1) π は ω の確率分布 - 統計量 $\sim \mathcal{N}(0, 1)$.
 (2) π は確率分布 $\pi(\cdot | \omega)$ と関連付けられる.

§3.7 第 6 回 \sim 第 7 回

\rightarrow Chap. 4 の理論を用いて.

$$V_n = \sum_i \left\{ E_{\omega} [C_i P(X_i(\omega)^2)] - E_{\omega} [C_i P(X_i(\omega))]^2 \right\}$$

: 混合型の確率 ω は C_i の確率 $P(X_i(\omega))$ で定義される.