

「統計モデルと推測」 正誤表

第1版における誤植

- p.17, 下から4行目
『この関数は,』 \Rightarrow 『この関数は, $\alpha > 0$ に対して』

- p.21, 証明の最後の式

$$\left[\frac{e^{tx}}{t(b-a)} \right]_b^a \Rightarrow \left[\frac{e^{tx}}{t(b-a)} \right]_a^b$$

- p.24, 下から5行目と6行目 (2か所)

$$\exp \left[-\frac{t^2}{2} \right] \Rightarrow \exp \left[\frac{t^2}{2} \right]$$

- p.35, 定理 1.12 の証明の最後の行
『 $\mathbf{u} = (u_1, \dots, u_k)^\top = \mathbf{t}^\top \Sigma^{\frac{1}{2}}$ 』 \Rightarrow 『 $\mathbf{u} = (u_1, \dots, u_k)^\top = \Sigma^{\frac{1}{2}} \mathbf{t}$ 』

- p.43, (2.4) 式とその直後の行, および (2.5) 式
『 $I(\theta)$ 』 \Rightarrow 『 $I_n(\theta)$ 』

- p.43, 下から6行目の式
『 $I(\theta)$ 』 \Rightarrow 『 $I_1(\theta)$ 』

- p.43, 下から5行目
『が成り立つことが知られている.』 \Rightarrow 『が成り立つことが知られている. ただし, $I_1(\theta)$ は1つの観測 X に対するフィッシャー情報量 $I_1(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X; \theta) \right)^2 \right]$ である.』

- p.45, 6行目の式
『 $I(\boldsymbol{\theta})^{-1}$ 』 \Rightarrow 『 $I_1(\boldsymbol{\theta})^{-1}$ 』

- p.45, 7行目
『 $I(\boldsymbol{\theta})$ 』 \Rightarrow 『 $I_n(\boldsymbol{\theta})$ 』

- p.45, 10行目
『である.』 \Rightarrow 『である. また, $I_1(\theta)$ は1つの観測 X に対するフィッシャー情報量 $I_1(\theta) = E \left[\frac{d}{d\theta_i} \log f(X; \boldsymbol{\theta}) \frac{d}{d\theta_j} \log f(X; \boldsymbol{\theta}) \right]$ である.』

- p.45, 11行目の式の左辺
『 $I(\boldsymbol{\theta})$ 』 \Rightarrow 『 $I_n(\boldsymbol{\theta})$ 』

- p.55, 例 2.4 の最後の説明
『信頼度 95% でガソリン 1L あたり最悪でも 28.58km は走り, 最高で 30.84km くらいは走ることが期待される』 \Rightarrow
『ガソリン 1L あたりで走れる距離は信頼度 95% で 28.58km から 30.84km に含まれることが期待される』

- p.66, 下から7行目
『2つの標本の平均の差を比較するために』 \Rightarrow
『2つの母集団の平均の差を比較するために』

- p.79, 3行目の最右辺

$$\left(\sum_{i=1}^n x_i\right)^2 - n \sum_{i=1}^n x_i^2 \Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2$$

- p.79, 4行目の最右辺

$$\left(\sum_{i=1}^n x_i\right) \left(\sum_{i=1}^n y_i\right) - n \sum_{i=1}^n x_i y_i \Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}$$

- p.82, 6行目の第2式

$$\frac{1}{2\sigma^2} \Rightarrow \frac{1}{\sigma^2}$$

- p.82, 7行目の第2式

$$\begin{aligned} & -\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{(\sigma^2)^2} \{y_i - (\beta_0 + x_i\beta_1)\}^2 \\ \Rightarrow & -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2(\sigma^2)^2} \sum_{i=1}^n \{y_i - (\beta_0 + x_i\beta_1)\}^2 \end{aligned}$$

- p.90, 下から10行目
『観測値 $y_0 = \beta_0 + \beta_1 x_0 + \varepsilon_0$ の信頼区間についても考えよう.』
 \Rightarrow 『観測値 $y_0 = \beta_0 + \beta_1 x_0 + \varepsilon_0$ についても同様のことを考えてみよう』

- p.95, 図4.10
2本の灰色の矢印 (ε , r) の方向が逆

- p.97, 12行目の第2式

$$\frac{1}{2\sigma^2} \Rightarrow \frac{1}{\sigma^2}$$

- p.104, 下から2行目 マロースの C_p 基準の第2項

$$2\{2(p+1) - n\} \Rightarrow 2(p+1) - n$$

- p.106, (4.25) 式の分母および次の行
『 $n - (p - 1)$ 』 \Rightarrow 『 $n - p - 1$ 』

- p.131, 7行目および8行目

$$\begin{aligned} \mathbf{y}^{(l)}_{n(L-1) \times 1} &= \begin{pmatrix} y_{1l} \\ \vdots \\ y_{nl} \end{pmatrix} \Rightarrow \mathbf{y}^{(l)}_{n \times 1} = \begin{pmatrix} y_{1l} \\ \vdots \\ y_{nl} \end{pmatrix} \\ \boldsymbol{\pi}^{(l)}_{n(L-1) \times 1} &= \begin{pmatrix} \pi_{1l} \\ \vdots \\ \pi_{nl} \end{pmatrix} \Rightarrow \boldsymbol{\pi}^{(l)}_{n \times 1} = \begin{pmatrix} \pi_{1l} \\ \vdots \\ \pi_{nl} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

- p.131, 下から2行目の第1式右辺

$$\tilde{X}^T \tilde{M} (\tilde{\mathbf{y}} - \tilde{\boldsymbol{\pi}}) \Rightarrow \tilde{X}^T \tilde{M} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\pi})$$

- p.150, 5行目

$$\llbracket W = \text{diag}\{1/\lambda_1, \dots, 1/\lambda_n\} \rrbracket \Rightarrow \llbracket W = \text{diag}\{\lambda_1, \dots, \lambda_n\} \rrbracket$$

- p.151, 11行目

$$\begin{aligned} D &= 2 \sum_{i=1}^n p_i (\hat{\theta}_i - \tilde{\theta}_i) y_i - b(\hat{\theta}_i) + b(\tilde{\theta}_i) \\ \Rightarrow D &= 2 \sum_{i=1}^n p_i \{(\hat{\theta}_i - \tilde{\theta}_i) y_i - b(\hat{\theta}_i) + b(\tilde{\theta}_i)\} \end{aligned}$$

- p.151, 12行目

$$\llbracket 5.5.1 \text{項でも扱った} \rrbracket \Rightarrow \llbracket 5.4.1 \text{項でも扱った} \rrbracket$$

- p.151, 下から6行目および下から2行目の式

$$CV(\hat{\boldsymbol{\beta}})C^T \Rightarrow nCV(\hat{\boldsymbol{\beta}})C^T$$

- p.153, 下から4行目

$$\llbracket E_{\mu_i}(\mu_i) = n_i p_i \rrbracket \Rightarrow \llbracket E_{\mu_i}(\mu_i) = p_i \rrbracket$$

- p.154, (6.11) 式の最後の3行

$$\begin{aligned} &= n_i \{ \mu - (\tau^2 + \mu^2) \} + n_i^2 \tau^2 &&= n_i \{ p_i - (\tau^2 + p_i^2) \} + n_i^2 \tau^2 \\ &= n_i \mu (1 - \mu) + n_i (n_i - 1) \tau^2 &&\Rightarrow = n_i p_i (1 - p_i) + n_i (n_i - 1) \tau^2 \\ &> n_i \mu (1 - \mu) &&> n_i p_i (1 - p_i). \end{aligned}$$

- p.154, 下から3行目

$$X^2 = \frac{(y_i - \hat{\mu}_i)^2}{v(\hat{\mu}_i)} \Rightarrow X^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - n_i \hat{\mu}_i)^2}{v(\hat{\mu}_i)}$$

- p.155, (6.15) 式 $V(Y_i)$ の第2項

$$\frac{\mu}{\nu} \left(1 + \frac{\mu}{\nu^2}\right) \Rightarrow \frac{\mu}{\nu} \left(1 + \frac{1}{\nu}\right)$$

- p.156, 下から8, 9行目 (計2か所)
『 λ 』 \Rightarrow 『 λ_i 』

- p.158, 表6.3 擬似尤度 $Q(\mu; y)$ の最後の行の第2項
『 k 』 \Rightarrow 『 r 』

- p.160, 1行目

$$X_0^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \hat{\mu}_i)^2}{v(\hat{\mu}_i)^2} \Rightarrow X_0^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \hat{\mu}_i)^2}{v(\hat{\mu}_i)}$$

- p.193, 1.1 の解答

$p = 0.4$ ではなく $p = 0.6$. これに伴い, 解答を次のとおり修正.

(1) $\Pr(X = 0) = {}_{15}C_0(0.6)^0 \times (0.4)^{15} \approx 1.07 \times 10^{-6}$.

(2) $\Pr(X \leq 2) = {}_{15}C_0(0.6)^0 \times (0.4)^{15} + {}_{15}C_1(0.6)^1 \times (0.4)^{14} + {}_{15}C_2(0.6)^2 \times (0.4)^{13}$
 $\approx 2.79 \times 10^{-4}$.

(3) 離散型確率変数であることと(2)より,

$$\Pr(X \geq 3) = 1 - \Pr(X \leq 2) \approx 0.9997.$$

- p.194, 1.5 (2) の解答

1行目の最右辺 『 dx 』 \Rightarrow 『 dy 』

3行目の最左辺 『 dx 』 \Rightarrow 『 dy 』

3行目の第2式 最後に『 dy 』を追加

- p.196, 4.3 の解答

『 \hat{y} も正規分布に従い』 \Rightarrow 『 \hat{y}_0 も正規分布に従い』

『 $\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$ 』 \Rightarrow 『 $\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_0$ 』(2箇所)

- p.198~199, 6.5 の解答

2行目 最後に『 dz 』を追加

p.198の最後の行と p.199の最初の行 「 $\Gamma(y_i + \nu)$ 」 \Rightarrow 「 $\Gamma(y_i + \mu)$ 」(2か所)

- p.199, 7.1 の解答

2つ目の式 (σ_1^2 での微分) の第2式を1/2倍

- p.199, 7.3 の解答

2行目の左辺 『 $\frac{\partial}{\partial \sigma_1^2}$ 』 \Rightarrow 『 $\frac{\partial}{\partial \sigma^2}$ 』

また, 2行目の第2式を1/2倍