「統計モデルと推測」正誤表

第 4 版における誤植

- p.24, 最後の式

$$
\begin{aligned}
m_Y(t) &= E\left(\exp\left[\frac{tX}{\sigma} - \frac{\mu t}{\sigma}\right]\right) \\
&= \exp\left[-\frac{\mu t}{\sigma}\right]\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\exp\left[-\frac{tx}{\sigma} - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]dx \\
&= \exp\left[\frac{t^2}{2}\right]\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\exp\left[\frac{(x-\mu+\sigma t)^2}{2\sigma^2}\right]dx \\
&= \exp\left[\frac{t^2}{2}\right]
\end{aligned}
$$

$\Rightarrow$

$$
\begin{aligned}
m_Y(t) &= E\left(\exp\left[\frac{tX}{\sigma} - \frac{\mu t}{\sigma}\right]\right) \\
&= \exp\left[-\frac{\mu t}{\sigma}\right]\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\exp\left[\frac{tx}{\sigma} - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]dx \\
&= \exp\left[\frac{t^2}{2}\right]\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\exp\left[\frac{(x-\mu-\sigma t)^2}{2\sigma^2}\right]dx \\
&= \exp\left[\frac{t^2}{2}\right]
\end{aligned}
$$

第 1 版における誤植

- p.17, 下から 4 行目
  『この関数は,』⇒『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
  『$\boldsymbol{u} = (u_1, \ldots, u_k)^\top = \boldsymbol{t}^\top\Sigma^{\frac{1}{2}}$』⇒『$\boldsymbol{u} = (u_1, \ldots, u_k)^\top = \Sigma^{\frac{1}{2}}\boldsymbol{t}$』

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

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

- p.43, 下から 5 行目
  『が成り立つことが知られている.』⇒『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
  『$I(\boldsymbol{\theta})^{-1}$』⇒『$I_1(\boldsymbol{\theta})^{-1}$』

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

- p.45, 10 行目
  『である.』⇒『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
  『$I(\boldsymbol{\theta})$』⇒『$I_n(\boldsymbol{\theta})$』

- 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』⇒
  『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』⇒
  『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

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

- p.90, 下から 10 行目
『観測値 $y_0=\beta_0+\beta_1x_0+\varepsilon_0$ の信頼区間についても考えよう.』
⇒『観測値 $y_0=\beta_0+\beta_1x_0+\varepsilon_0$ 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（$\boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{r}$）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 マローズの 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
『$n-(p-1)$』⇒『$n-p-1$』

- p.131, 7 行目および 8 行目

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

- p.131, 下から 2 行目の第 1 式右辺

$$\widetilde{X}^{\mathsf{T}}\widetilde{M}(\widetilde{\boldsymbol{y}}-\widetilde{\boldsymbol{\pi}})\quad\Rightarrow\quad\widetilde{X}^{\mathsf{T}}\widetilde{M}(\boldsymbol{y}-\boldsymbol{\pi})$$

- p.150, 5 行目
『$W=\mathrm{diag}\{1/\lambda_1,\ldots,1/\lambda_n\}$』⇒『$W=\mathrm{diag}\{\lambda_1,\ldots,\lambda_n\}$』

- p.151, 11 行目

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

- p.151, 12 行目
  『5.5.1 項でも扱った』⇒『5.4.1 項でも扱った』

- p.151, 下から 6 行目および下から 2 行目の式

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

- p.153, 下から 4 行目
  『$E_{\mu_i}(\mu_i) = n_i p_i$』⇒『$E_{\mu_i}(\mu_i) = p_i$』

- p.154, (6.11) 式の最後の 3 行

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

- 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』⇒『λ_i』

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

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

- <u>p.194, 1.5 (2) の解答</u>
  1 行目の最右辺　『dx』⇒『dy』
  3 行目の最左辺　『dx』⇒『dy』
  3 行目の第 2 式　最後に『dy』を追加

- <u>p.196, 4.3 の解答</u>
  『$\hat{y}$ も正規分布に従い』⇒『$\hat{y}_0$ も正規分布に従い』
  『$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$』⇒『$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_0$』（2 箇所）

- <u>p.198〜199, 6.5 の解答</u>
  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 「$\Gamma(y_i + \nu)$」⇒「 $\Gamma(y_i + \mu)$」（2 か所）

- <u>p.199, 7.1 の解答</u>
  2 つ目の式（σ_1^2 での微分）の第 2 式を 1/2 倍

- <u>p.199, 7.3 の解答</u>
  2 行目の左辺　『$\frac{\partial}{\partial \sigma_1^2}$』⇒『$\frac{\partial}{\partial \sigma^2}$』
  また，2 行目の第 2 式を 1/2 倍