第二版第一次印刷更正说明

红色部分为更正后的结果.

Page 3 倒数第3行$(x_{i1},\cdots,x_{i,p-1}),y_i,\quad i=1,\cdots,n$应该为

$$(y_i, x_{i1},\cdots,x_{i,p-1}),\quad i=1,\cdots,n,$$

Page 6 倒数第3行

$$Y=34+0.5X,$$

Page 13 倒数11行$\mathrm{Var}(\beta_j)=\sigma_\beta^2$

Page 15 第3, 4 行

$$\boldsymbol{y}=(y_{11},\cdots,y_{1T},\cdots,y_{N1},\cdots,y_{NT})',\ \ \mathbf{X}=(x_{11},\cdots,x_{1T},\cdots,x_{N1},\cdots,x_{NT})',$$

$$\mathbf{U}_1=\mathbf{I}_N\otimes\mathbf{1}_T,\ \ \boldsymbol{\xi}=(\xi_1,\cdots,\xi_N)',\quad \boldsymbol{\varepsilon}=(\varepsilon_{11},\cdots,\varepsilon_{1T},\cdots,\varepsilon_{N1},\cdots,\varepsilon_{NT})'.$$

Page 15 第9-10行 e_i 应该为${e^c}_i$, 即

$$y_i^c=\beta_0^c+\beta_1^c x_i+{e^c}_i,$$

其中${e^c}_i$为模型误差.

Page 15 第13-14行 e 应该为e^c, 即

记F_{e^c} 为模型随机误差${e^c}_i$的分布函数. 于是响应变量y_i的均值为

$$\pi(x_i)=E(y_i)=P(y_i=1)=P({e^c}_i\le 38-\beta_0^c-x_i\beta_1^c)=F_{e^c}(38-\beta_0^c-x_i\beta_1^c). \qquad (1.5.1)$$

Page 40, 定理2.5.7 证明 左边的不等式容易从Cauchy-Schwarz不等式证得.

Page 44, 第18行推论2.6.2 (2) 若$\mathbf{B} > \mathbf{0}$

Page 45, 第5行

$$\mathbf{A}^2 \geq \mathbf{B}^2 \iff \mathcal{M}(\mathbf{B}^2) \subseteq \mathcal{M}(\mathbf{A}^2), \quad \lambda_1(\mathbf{B}^2(\mathbf{A}^2)^+) \leq 1.$$

Page 51, 第6行

$$\left(\frac{\partial \mathbf{Y}}{\partial x_{ij}}\right)_{kl} = \boldsymbol{e}_k'(\mathbf{A}\mathbf{E}_{ij}\mathbf{B} + \mathbf{C}\mathbf{E}_{ij}\mathbf{D})\boldsymbol{e}_l = \boldsymbol{e}_i'(\mathbf{A}'\mathbf{E}_{kl}\mathbf{B}' + \mathbf{D}\mathbf{E}_{lk}\mathbf{C})\boldsymbol{e}_j.$$

Page 62, 第6行, 在定理3.1.3中，$\mathrm{Cov}(\boldsymbol{Y}) = \mathbf{A}\mathrm{Cov}(\boldsymbol{X})\mathbf{A}'$.

Page 66, 倒数第1行

$$f(\boldsymbol{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}|\boldsymbol{\Sigma}|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})\right\}, \tag{3.3.1}$$

Page 67, 第1行　$\boldsymbol{x} = (x_1, \cdots, x_n)', -\infty < x_i < +\infty,$

Page 67, 第5 行　“记为$\boldsymbol{\Sigma} > \mathbf{0}$ ”

Page 67, 第7 行　“于是$\boldsymbol{Y}$的密度函数为$g(\boldsymbol{y}) = f(\boldsymbol{\Sigma}^{\frac{1}{2}}\boldsymbol{y} + \boldsymbol{\mu}) \mid J \mid$,”

Page 68, 推论3.3.1，　“设$\boldsymbol{X} \sim N_n(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}), \boldsymbol{\Sigma} > \mathbf{0}$ ”

Page 71, 第13行(注3.3.1)　”若$\boldsymbol{\Sigma} \geq \mathbf{0}, \mathrm{rk}(\boldsymbol{\Sigma}) = r < n$ ”

Page 71, 倒数第10行　$\boldsymbol{c}'\boldsymbol{X}$;

Page 71, 倒数第8行　$\boldsymbol{c} = (0, \cdots, 0, 1, 0, \cdots, 0)'$

Page 71, 倒数第6行　$\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \cdots, \mu_n)'$

Page 73, 第6行

$$\varphi_{\boldsymbol{X}_1}(\boldsymbol{t}) = \varphi_{\boldsymbol{X}}(t_1, \cdots, t_m, 0, \cdots, 0) = \exp\left\{i\boldsymbol{t}'\boldsymbol{\mu}_1 - \frac{\boldsymbol{t}'\boldsymbol{\Sigma}_{11}\boldsymbol{t}}{2}\right\}.$$

Page 76, 定义3.4.1　“随机变量$Y = \boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}$”；

Page 78, 推论3.4.2　$\boldsymbol{X} \sim N_n(\mathbf{0}, \mathbf{I}_n)$;　推论3.4.3　$\boldsymbol{\Sigma} > \mathbf{0}$,

Page 80, 第1行　” 作变换$\boldsymbol{Y} = \mathbf{S}'\boldsymbol{X}$. 由依定理3.3.1, 有$\boldsymbol{Y} \sim N_n(\mathbf{S}'\boldsymbol{\mu}, \mathbf{I}_n)$. ”

Page 80, 倒数第6行　$\boldsymbol{\Sigma} > \mathbf{0}$

Page 82, 第10行第2行

$$\boldsymbol{Y}=\begin{pmatrix}\boldsymbol{Y}_{(1)}\\ \boldsymbol{Y}_{(2)}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\mathbf{P}_1'\boldsymbol{X}\\ \mathbf{P}_2'\boldsymbol{X}\end{pmatrix}\sim N_n(\mathbf{P}'\boldsymbol{\mu},\mathbf{I}_n).$$

Page 82, 第10行 “即$\mathbf{1}_n$为所有分量全为1的$n\times 1$向量”

Page 82, 第15行 “容易验证$\mathbf{1}_n{}'\mathbf{C}=\mathbf{0}$”

Page 83, 第6行 “...所依赖的$\boldsymbol{Y}$分量不同”

Page 84, 习题三的3.15题：

3.15 设$\boldsymbol{X}\sim N_p(\boldsymbol{\mu},\mathbf{I}_p)$, $Q_1=\boldsymbol{X}'\mathbf{A}\boldsymbol{X}$, $Q_2=\boldsymbol{X}'\mathbf{B}\boldsymbol{X}$, 其中, $\mathbf{A}$和$\mathbf{B}$ 为是对称矩阵. 若Q_1与Q_2独立, 且$\mathbf{A}\geq\mathbf{0}$, $\mathbf{B}\geq\mathbf{0}$, 则$\mathbf{A}\mathbf{B}'=\mathbf{0}$.

Page 92, 倒数第10行

$$f(\boldsymbol{y})=\frac{1}{(-\pi)^{\frac{n}{2}}}\theta_1^n\exp\left\{\frac{1}{4\theta_1}\boldsymbol{\theta}_2'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\theta}_2\right\}\exp\{\theta_1T_1+\boldsymbol{\theta}_2{}'\boldsymbol{T}_2\}.$$

Page 97, 第3行

$$\mathrm{Var}(\boldsymbol{c}'\widehat{\boldsymbol{\beta}}_1)=\mathrm{Cov}(\boldsymbol{c}'\widehat{\boldsymbol{\beta}}_1)=\boldsymbol{c}'\mathrm{Cov}(\mathbf{A}\boldsymbol{y})\boldsymbol{c}=\sigma^2\boldsymbol{c}'\mathbf{A}\mathbf{A}'\boldsymbol{c}=\sigma^2\boldsymbol{c}'\mathbf{M}\boldsymbol{c}.$$

Page 101, 倒数第8行

$$(\widehat{\boldsymbol{\beta}}-\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}})'\mathbf{X}'\mathbf{X}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}-\boldsymbol{\beta})=\widehat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{H}}'\mathbf{H}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}-\boldsymbol{\beta})=\widehat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{H}}{}'(\mathbf{H}\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}-\mathbf{H}\boldsymbol{\beta})=\widehat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{H}}'(\boldsymbol{d}-\boldsymbol{d})=0.$$

Page 102, 将第13行-15行的$\boldsymbol{b}$替换成$\boldsymbol{d}$, 即

$$\begin{cases}\boldsymbol{y}=\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}+\boldsymbol{e},\\ \mathbf{H}\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{d},\end{cases}$$

其中$\boldsymbol{y}=(y_1,y_2,y_3)'$, $\boldsymbol{\beta}=(\theta_1,\theta_2,\theta_3)'$, $\mathbf{X}=\mathbf{I}_3$, $\mathbf{H}=(1,1,1)$, $\boldsymbol{d}=\pi$, 这里$\mathbf{I}_3$表示3阶单位阵. 利用定理4.3.1 可得到$\boldsymbol{\beta}$的约束最小二乘估计：

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}=\widehat{\boldsymbol{\beta}}-(\mathbf{X}'\mathbf{X})^-\mathbf{H}'(\mathbf{H}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^-\mathbf{H}')^{-1}(\mathbf{H}\widehat{\boldsymbol{\beta}}-\boldsymbol{d}),$$

Page 104, 第3行

$$\mathrm{SS}_{\mathbf{H}e}=\|\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}\|^2=\boldsymbol{y}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{y}'\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}-\boldsymbol{d}'\widehat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{H}}. \tag{4.3.13}$$

Page 108, 倒数第2行、倒数第3行　$\mathbf{I}_n$ 的下标n应该为t，即$\text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}) = \sigma^2\mathbf{I}_t$

Page 121, 第17行　“在4.5节已给出了几种重要估计,”

Page 124, 第9行　利用$\mathbf{N}\boldsymbol{y} = \mathbf{N}\boldsymbol{e} = \mathbf{N}\boldsymbol{u}_1$

Page 125, 第一段的第10行　“它利用...” 应该为 “他利用...”

Page 125, 倒数第2行

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{T}_1 \\ \boldsymbol{T}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{I}_n \\ \mathbf{0} \end{pmatrix} \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{e}, \qquad \boldsymbol{e} \sim (\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}),$$

Page 126, 第2行　如果$\boldsymbol{\Sigma}_{12} = \mathbf{0}$, 那么两者的协方差阵为

Page 126, 第18行

$$\text{Cov}\begin{pmatrix} \boldsymbol{T}_1 \\ \boldsymbol{T}_2 \end{pmatrix} = \sigma^2 \begin{pmatrix} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{Z} \\ \mathbf{Z}'\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \mathbf{Z}'\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{Z} \end{pmatrix}.$$

Page 127,　第1行句尾加“记”，第2行去掉$\boldsymbol{\beta}^* = (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{y}$, 即“这里$\mathbf{H}$为$m \times p$矩阵, $\text{rk}(\mathbf{H}) = m$, 且$\mathbf{H}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{d}$是相容的, 其余假设同例4.8.1. 记

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{y}.$$

”

Page 127, 倒数第10行　”这里$\mathbf{W} > \mathbf{0}$是已知矩阵, $\boldsymbol{\varepsilon}$和$\boldsymbol{e}$不相关”

Page 128, 倒数第5行、倒数第3行、倒数第1行中的下标$p-1$加括号()

$$Y_j = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_1 + \cdots + \beta_{(p-1)j}X_{p-1} + \varepsilon_j, \qquad j = 1, \cdots, q, \tag{4.9.1}$$

$$y_{i1}, \cdots, y_{iq}, \qquad x_{i1}, \cdots, x_{i(p-1)}, \qquad i = 1, 2, \cdots, n.$$

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{i1} + \cdots + \beta_{(p-1)j}x_{i(p-1)} + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1 \cdots, n, \quad j = 1, 2, \cdots, q. \tag{4.9.2}$$

Page 129, 倒数第11行　”$\mathbf{B}$为未知参数阵”

Page 131, 倒数第7行　“所以$\boldsymbol{\Sigma}^*$与$\mathbf{B}^*$相互独立.”

Page 132, 第14行　”...$\mathbf{B}$为$p \times k$的未知参数阵, 关于$\boldsymbol{\varepsilon}$ 的假设... ”

Page 134, 第8行

$$\mathbf{A}=\mathbf{X}_1'\mathbf{T}\mathbf{X}_2'. \tag{4.9.19}$$

Page 136, 习题四　习题4.12

(1) 线性函数$\varphi=\mathrm{tr}(\mathbf{A}'\mathbf{B})$可估的充要条件为存在$\mathbf{T}_{n\times q}$ 使得$\mathbf{A}=\mathbf{X}_1'\mathbf{T}\mathbf{X}_2'$.

Page 138, 倒数第4-1行

“记

$$\mathrm{SS}_e=\|\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2,$$

$$\mathrm{SS}_{\mathbf{H}e}=\|\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}\|^2$$

分别表示模型残差平方和与在约束$\mathbf{H}\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{d}$下的残差平方和.”

Page 139, 第9行　去掉**A**括号后多余的**H**，即$\mathbf{A}=\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^-\mathbf{H}'(\mathbf{H}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^-\mathbf{H}')^{-1}$.

Page 140, 倒数第4-1行

“当$\boldsymbol{d}=\mathbf{0}$时, 利用(4.1.10)和(4.3.13), F计量(5.1.4)中的SS_e和$\mathrm{SS}_{\mathbf{H}e}$ 实际上多采用如下计算公式:

$$\mathrm{SS}_e=\|\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2=\boldsymbol{y}'\boldsymbol{y}-\widehat{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{X}'\boldsymbol{y},$$

$$\mathrm{SS}_{\mathbf{H}e}=\|\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}\|^2=\boldsymbol{y}'\boldsymbol{y}-\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{H}}'\mathbf{X}'\boldsymbol{y},$$

”

Page 141, 第10、14、15行中的　$\mathbf{H}\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{d}$ 应该为$\mathbf{H}\boldsymbol{\beta}=\mathbf{0}$

Page 145, 第2行　“考虑可估函数向量$\mathbf{H}\boldsymbol{\beta}=(\boldsymbol{h}_1'\boldsymbol{\beta},\cdots,\boldsymbol{h}_k'\boldsymbol{\beta})'$的置信域, 其中...”

Page 146, 倒数第2行　因为$\boldsymbol{h}\in\mathcal{M}(\mathbf{H}')$

Page 148, 第13行

$$P\left(\boldsymbol{h}_i'\boldsymbol{\beta}\in\mathcal{I}_i(\alpha),\ i=1,\cdots,k\right)=1-P\left(\bigcup_{i=1}^{k}\bar{E}_i\right)\geq 1-kP\left(\bar{E}_1\right)=1-k\alpha.$$

Page 149, 5.3节第一段　“由于试验或生产等方面的费用高或试验周期长”

Page 150, 第9行　“估计误差为 $\boldsymbol{d}=\mathbf{X}_0\boldsymbol{\beta}^*-\mathbf{X}_0\boldsymbol{\beta}$.”

Page 152, 第6,7行　“由于$\widetilde{\boldsymbol{y}}_0^*$与广义预测均方误差中的正定矩阵**A**无关, 因此, 由(5.3.5)定义的预测$\widetilde{\boldsymbol{y}}_0^*$在预测均方误差意义下也是BLUP.”

Page 152, 第16行（推论5.3.1的最后一行） 其中$\widehat{\boldsymbol{\beta}}=(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-}\mathbf{X}'\boldsymbol{y}$

Page 152, 倒数第9行-4行

$$\tilde{y}_0^* = \boldsymbol{x}_0'\boldsymbol{\beta}^* + \sigma_{12}'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}^*).$$

$$\mathrm{Var}(y_0^* - y_0) = \sigma^2\left(\boldsymbol{x}_0'(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\mathbf{X})^{-}\boldsymbol{x}_0 + \sigma_{22}\right),$$

$$\mathrm{Var}(\widehat{y}_0 - y_0) = \sigma^2(\boldsymbol{x}_0'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-}\boldsymbol{x}_0 + 1).$$

Page 153,

$$\begin{pmatrix}\boldsymbol{y}\\ \boldsymbol{y}_0\end{pmatrix} \sim N_{n+k}\left(\begin{pmatrix}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\\ \mathbf{X}_0\boldsymbol{\beta}\end{pmatrix}, \sigma^2\begin{pmatrix}\boldsymbol{\Sigma} & \mathbf{V}'\\ \mathbf{V} & \boldsymbol{\Sigma}_0\end{pmatrix}\right). \tag{5.3.14}$$

Page 153, 倒数第9行

$$z_i = y_{0i}^* - y_{0i}, \quad i=1,\cdots,k.$$

Page 156, 第3, 4 行 可导出$\tilde{\boldsymbol{y}}_0^* = \mathbf{X}_0\boldsymbol{\beta}^* + \mathbf{V}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}^*)$的预测误差分布, 即

$$\boldsymbol{z} = \tilde{\boldsymbol{y}}_0^* - \boldsymbol{y}_0 \sim N_k(\mathbf{0},\ \sigma^2\boldsymbol{\Omega}), \tag{0.0.1}$$

Page 164, 倒数第11行 ”其条件均值为$E(y_i|x_{0i}) = \beta_0^* + x_{0i}\beta_1^*$,”

Page 180, 定理6.1.1 的(3): (3) $\widehat{\sigma}^2 = \|\boldsymbol{y}-\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2/(n-p)$为$\sigma^2$的无偏估计.

Page 189, 第3行

$$t^{(2)} = \frac{\widehat{\beta}_2}{s(\widehat{\beta}_2)} = \frac{15.583}{4.9210} = 3.167, \qquad P值 = 2P(t_8 > |t^{(2)}|) = 0.013254,$$

$$t^{(3)} = \frac{\widehat{\beta}_3}{s(\widehat{\beta}_3)} = \frac{-0.058}{0.0219} = -2.648, \qquad P值 = 2P(t_8 > |t^{(3)}|) = 0.029347.$$

Page 202, 第3行 “于是$\mathrm{Cov}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_q) - \mathrm{Cov}(\tilde{\boldsymbol{\beta}}_q) \geq \mathbf{0}$”

Page 202, 第6行 “预测误差平方和(prediction sum of squares, PRESS)”

Page 220, 第13行 install.packages('latex2exp'); library(latex2exp)

Page 220, 第14行

path.plot(lam, beta.hat) ## 绘制Lasso估计的路径图, path.plot函数见p.297.

Page 224, 倒数第4行　回归系数$\boldsymbol{\beta}$ 的初始估计

Page 234, 第1,2行　”注意到对称分布下, $\boldsymbol{m}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{1}_n = 0$, 易证回归系数$\sigma$的BLU估计为”

$$\widehat{\sigma} = \boldsymbol{m}'\mathbf{V}^{-1}\boldsymbol{u}/(\boldsymbol{m}'\mathbf{V}^{-1}\boldsymbol{m}).$$

Page 234, 第6行　$\boldsymbol{a} = \mathbf{V}^{-1}\boldsymbol{m}/\sqrt{\boldsymbol{m}'\mathbf{V}^{-2}\boldsymbol{m}}$.

Page 242, 倒数第2行　”方差和均值有关系$\sigma = g(\mu)$, 这里 μ未知”

Page 242, 6.4.6节第1行　“对观测得到的试验数据集$(\boldsymbol{x}_i',\ y_i), i = 1,\cdots,n$”

Page 246, 倒数第4行　“其中, 临界值d_L 和d_U 依赖于样本量n 自变量个数以及显著性水平.”

Page 247, 倒数第10行　“则把这些自变量重新引入回归模型”

Page 259,

$$\widetilde{\rho} = \arg\min_{\rho} S(\rho) = \arg\min_{\rho} \mathrm{SSE}(\widehat{\beta}_0(\rho), \widehat{\beta}_1(\rho), \rho). \tag{6.4.39}$$

Page 263, 第10行　$h_{ii} = \frac{1}{n} + (\tilde{\boldsymbol{x}}_i - \bar{\tilde{\boldsymbol{x}}})'(\tilde{\mathbf{X}}_c'\tilde{\mathbf{X}}_c)^{-1}(\tilde{\boldsymbol{x}}_i - \bar{\tilde{\boldsymbol{x}}})$,

Page 268, 第10行　$(\boldsymbol{x}_j', y_j)$可能不是异常点, 而被误判为异常点.

Page 268, 第16行　我们拒绝假设$H: \eta = 0$, 即判定第j组数据$(\boldsymbol{x}_j', y_j)$为异常点.

Page 274, 第1行　对给定的显著性水平$\alpha = 0.05$

Page 275, 倒数第11行　去掉“(3) WLS估计.”中的句号“.”

Page 279, 第11行(例6.6.1 第二行)　“自变量$X_1, X_2, \cdots, X_6$的其余11组数据满足线性关系”

Page 279, 倒数第5，4行　协变量应统一为自变量，即

解　对自变量$X_1, \cdots, X_6$的数据进行中心化和标准化，为方便计, 用$Z_1, \cdots, Z_6$表示. 于是得到的矩阵$\mathbf{Z}'\mathbf{Z}$本质上就是由这些自变量生成的相关矩阵.

Page 291, 第6行

$$\mathrm{MSE}(\widetilde{\boldsymbol{\beta}}) = \mathrm{MSE}\begin{pmatrix}\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_1\\ \mathbf{0}\end{pmatrix} = \mathrm{tr}\left[\mathrm{Cov}\begin{pmatrix}\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_1\\ \mathbf{0}\end{pmatrix}\right] + \left\|E\begin{pmatrix}\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_1\\ \mathbf{0}\end{pmatrix} - \boldsymbol{\alpha}\right\|^2 = \sigma^2\mathrm{tr}(\boldsymbol{\Lambda}_1^{-1}) + \|\boldsymbol{\alpha}_2\|^2.$$

Page 297, 页面下端补充说明例6.3.2中path.plot 函数命令

```
#################################################################################
##例6.3.2中 path.plot 函数

path.plot =function(lam, beta.hat){
plot(log(lam), beta.hat[1,],type='o',ylim= c(min(beta.hat),
max(beta.hat)), col=3, pch=1,lty=1,lwd=2,
xlab=expression(log(lambda)),ylab='Coefficients', xpd = T)
lines(log(lam), beta.hat[2,],type='o',col=2,pch=3,lty=3,lwd=2)
lines(log(lam), beta.hat[3,],type='o',col=1,pch=2,lty=2,lwd=2)
lines(log(lam), beta.hat[4,],type='o',col=4,pch=4,lty=4,lwd=2)
lines(log(lam), beta.hat[5,],type='o',col=5,pch=5,lty=5,lwd=2)
lines(log(lam), beta.hat[6,],type='o',col=6 ,pch=6,lty=6,lwd=2)
legend("bottomright",legend =c(TeX('X_1'),TeX('X_2'),TeX('X_3'),
TeX('X_4'),TeX('x_5'),TeX('X_6')), col=c(3,2,1,4,5,6),
pch =c(1,3,2,4,5,6),lty=c(1,3,2,4,5,6),lwd = 2,y.intersp =0.4,x.intersp=0.6)
}
#################################################################################
```

Page 301, 注7.1.3中去掉“此时，效应”中的“此时，”

Page 312, 倒数第1行

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{1}_b & \mathbf{1}_b & & & \mathbf{I}_b \\ \mathbf{1}_b & & \mathbf{1}_b & & \mathbf{I}_b \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ \mathbf{1}_b & & & \mathbf{1}_b & \mathbf{I}_b \end{pmatrix} = (\mathbf{1}_{ab},\ \mathbf{I}_a \otimes \mathbf{1}_b,\ \mathbf{1}_a \otimes \mathbf{I}_b),$$

Page 338, 倒数第1行

$$F_1^{(I)} = \frac{R(\boldsymbol{\alpha}|\mu)/(a-1)}{\mathrm{SS}_e/(N-ab)}$$

Page 351,

$$F_2 = \frac{\mathrm{SS}_{H_{02}}/(a-1)}{\mathrm{SS}_e/ab(c-1)}, \tag{7.4.22}$$

Page 355, 倒数第6行 ”特别对于平衡数据, 即$n_1 = \cdots = n_a = n$时, $E(d_{ij}) = \sigma_i\sqrt{2(n-1)/(n\pi)}$.”

Page 357, 倒数第5行 ” 诸样本方差的观测值的差别一般不大, B 的值一般将很小”

Page 360, 程序第4行　y < − c(y1,y2,y3);　A< − factor(gl(3,10,30))

Page 373, 倒数第11行　”其元素z_{ij} 可以取任意实数值。”

Page 385, 393, 将表8.4.3 和表8.5.4中的圆括号（）换成方括号[]

表 0.0.1　表8.4.3 三种促销策略的两两效应差的置信区间

两两效应差	置 信 区 间	Scheffé同时置信区间	Bonferroni同时置信区间
$\alpha_1-\alpha_2$	[2.370, 7.780]	[1.607, 8.543]	[1.888, 8.262]
$\alpha_1-\alpha_3$	[10.323, 15.630]	[9.574, 16.379]	[9.851, 16.103]
$\alpha_2-\alpha_3$	[5.285, 10.518]	[4.546, 11.256]	[4.819, 10.984]

表 0.0.2　表8.5.4 两两效应差的置信区间

两两效应差	点估计	置信区间	Scheffé同时置信区间	Bonferroni同时置信区间
$\alpha_1-\alpha_2$	2.360	[0.957, 3.763]	[0.322, 4.398]	[0.413, 4.307]
$\alpha_1-\alpha_3$	2.424	[1.014, 3.834]	[0.377, 4.471]	[0.468, 4.380]
$\alpha_1-\alpha_4$	4.001	[2.698, 5.304]	[2.109, 5.893]	[2.193, 5.809]
$\alpha_2-\alpha_3$	0.064	[-1.235, 1.363]	[-1.476, 1.604]	[-1.738, 1.866]
$\alpha_2-\alpha_4$	1.642	[0.198, 3.086]	[-1.822, 1.950]	[-0.362, 3.646]
$\alpha_3-\alpha_4$	1.578	[0.123, 3.033]	[-0.535, 3.691]	[-0.440, 3.596]

Page 408　例9.5.2

$\mathrm{SS}_\gamma=\mathrm{SS}_{\alpha\times\beta}=c\sum_i\sum_j(\overline{y}_{ij.}-\overline{y}_{i..}-\overline{y}_{.j.}+\overline{y}_{...})^2$,　自由度为 $(a-1)(b-1)$, $\mathrm{SS}_e=\sum_i\sum_j\sum_k(y_{ijk}-\overline{y}_{ij.})$

对随机效应的平方和用各自的自由度去除, 得到均方$Q_1=\mathrm{SS}_\beta/(b-1)$, $Q_2=\mathrm{SS}_\gamma/[(a-1)(b-1)]$

Page 409, 第13行　例9.5.3

$$\begin{aligned}\boldsymbol{y}'\boldsymbol{y} &= \mathrm{SS}_\mu+\mathrm{SS}_\alpha+\mathrm{SS}_\beta+\mathrm{SS}_\gamma+\mathrm{SS}_e\\ &= abc\,\overline{y}^2_{...}+bc\sum_i(\overline{y}_{i..}-\overline{y}_{...})^2+ac\sum_j(\overline{y}_{.j.}-\overline{y}_{...})^2\\ &\quad +c\sum_i\sum_j(\overline{y}_{ij.}-\overline{y}_{i..}-\overline{y}_{.j.}+\overline{y}_{...})^2+\sum_i\sum_j\sum_k(\overline{y}_{ijk}-\overline{y}_{ij.})^2.\end{aligned}$$

Page 441. 习题九

9.3　在例9.5.1 中, 假设y的分布为正态,证明均值μ的置信区间为

$$\left[\bar{y}_{..} - t_{(a-1)}\sqrt{Q_1/ab},\quad \bar{y}_{..} + t_{(a-1)}\sqrt{Q_1/ab}\right].$$

9.4

$$\mathrm{Var}(\boldsymbol{x}'\mathbf{P}\boldsymbol{x}) = 2\mathrm{tr}(\mathbf{PVPV}) + 4\boldsymbol{\mu}'\mathbf{PVP}\boldsymbol{\mu}$$

9.5 中的提示缺了行列式符号：$|\mathbf{B}_1'\mathbf{\Sigma}(\boldsymbol{\sigma}^2)\mathbf{B}_1| = k|\mathbf{B}_2'\mathbf{\Sigma}(\boldsymbol{\sigma}^2)\mathbf{B}_2|$

9.6 (2) 用$\mathbf{Q}_{\mathbf{U}} = \mathbf{I}_n - \mathbf{U}(\mathbf{U}'\mathbf{U})^{-}\mathbf{U}'$左乘该模型, 得简约模型

$$\mathbf{Q}_{\mathbf{U}}\,\boldsymbol{y} = \mathbf{Q}_u\mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 + \boldsymbol{\varepsilon},\quad \boldsymbol{\varepsilon} \sim N_n(\mathbf{0}, \sigma_e^2\mathbf{Q}_{\mathbf{U}}).$$

从而得到$\boldsymbol{\beta}_2$另一简单估计

$$\widetilde{\boldsymbol{\beta}}_2 = (\mathbf{X}_2'\mathbf{Q}_{\mathbf{U}}\mathbf{X}_2)^{-1}\mathbf{X}_2'\mathbf{Q}_{\mathbf{U}}\boldsymbol{y},$$

试证明

$$\widetilde{\boldsymbol{\beta}}_2 = \boldsymbol{\beta}_2^* \Longleftrightarrow \mathcal{M}(\mathbf{Q}_{\mathbf{U}}\mathbf{X}_2) \subset \mathcal{M}(\mathbf{Q}_{\mathbf{X}_1}\mathbf{X}_2).$$

Page 447, 第12行　则第i行$n_{i.}$个单元观测频数$n_{i1}, \cdots, n_{iJ}$服从多项式分布,

Page 450, 第5行　“其中，响应函数”

Page 451, 第4行　自变量$\boldsymbol{X} = (X_1, \cdots, X_{p-1})'$满足线性关系

Page 451, 第13行　“可基于简单线性模型$y_i^c = \beta_0^c + \beta^c x_i + e_i^c$, 作回归.

Page 451, 第16行　”记F_e^c 模型随机误差e_i^c的分布函数. ” ; Page 451, 第17行

$$E(y_i) = \pi(\boldsymbol{x}_i) = P(e_i^c \le d - \boldsymbol{x}_i{}'\boldsymbol{\beta}^c) = F_{e^c}(d - \boldsymbol{x}_i{}'\boldsymbol{\beta}^c), \tag{10.3.7}$$

Page 464, 倒数第13行　”其中$v(\widehat{\beta}_k)$为矩阵$\left(\mathbf{X}'\mathbf{W}(\widehat{\boldsymbol{\beta}})\mathbf{X}\right)^{-1}$的第$k+1$个对角元”

Page 466, 第7行　“因此, 当$\chi^2 \ge \chi^2_{c-p}(\alpha)$, 则拒绝$H_0$”

Page 485, 倒数第12行　“$X_4 = 1$对应的单项得分为71, ”

Page 488, 倒数第1行　且满足条件

$$\sum_{j=1}^{J} y_{ij} = 1.$$

Page 499, 倒数第5行　删除"Acta Mathematicae, Applicatae Sinica" 中的逗号","