数理工学実験レポート

第3章(最小二乗法)

学籍番号 1029366161 中塚一瑳

2025年10月28日

概要

目次

1	はじめに	2
2	最小二乗法とその評価方法	2
2.1	原理・方法	2
2.2	課題 1(重回帰)	3
2.3	課題 2(多項式回帰)	5
2.4	課題 3(分散の観測誤差:Cauchy)	7
2.5	課題 4(入力域の制約と設計)	9
3	重み付き最小二乗法	11
3.1	3.2.2 原理と方法	11
4	逐次最小二乗法	12
5	アルゴリズム比較	12
6	結論	12
付録 A	使用コード一覧	13
付録 B	補足導出	13

1 はじめに

本実験第2回では、最小二乗法の基礎とその実装手法を学ぶことを目的とする。具体的には、観測 データからのパラメータ推定、重み付き・逐次最小二乗法、データ分割・推定値の合成を通して、推 定精度と計算効率の違いを実験的に比較する。

2 最小二乗法とその評価方法

2.1 原理·方法

観測モデルを

$$y_i = f(\theta, x_i) + w_i \tag{1}$$

とする. 加法雑音 w_i は平均 0,観測ごとに独立,同一分布であり,共分散は有限と仮定する. ここでは $f(\theta,x)=\phi(x)\theta$ としてパラメータに対して線形とし,最小二乗問題

$$\min_{\theta} \sum_{i=1}^{N} ||y_i - \phi(x_i)\theta||^2 \tag{2}$$

を解く.解は

$$\hat{\theta}_N = \left(\sum_{i=1}^N \phi_i^\top \phi_i\right)^{-1} \sum_{i=1}^N \phi_i^\top y_i, \qquad \phi_i := \phi(x_i). \tag{3}$$

また雑音分散が未知の場合の推定量および推定誤差共分散は

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N-n} \sum_{i=1}^{N} ||y_i - \phi_i \hat{\theta}_N||^2, \tag{4}$$

$$\widehat{\text{Cov}}(\widehat{\theta}_N) = \widehat{\sigma}^2 \left(\sum_{i=1}^N \phi_i^{\top} \phi_i \right)^{-1}$$
 (5)

で与えられる.

当てはまりの評価には決定係数

$$C = \frac{\sum_{i=1}^{N} \|\phi_i \hat{\theta}_N - \bar{y}\|^2}{\sum_{i=1}^{N} \|y_i - \bar{y}\|^2}, \qquad \bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y_i$$
 (6)

を用いる.以上は資料 3.2 の線形最小二乗および評価に対応する.

本実験では $\phi(x)$ として設計した特徴量から行列

$$X = \begin{bmatrix} \phi(x_1)^\top \\ \vdots \\ \phi(x_N)^\top \end{bmatrix}$$
 (7)

を構成し、観測データを

$$y = [y_1; \dots; y_N] \tag{8}$$

として用いる. パラメータ推定量は

$$\hat{\theta} = (X^{\top}X)^{-1}X^{\top}y \tag{9}$$

で与えられる.

残差は

$$r = y - X\hat{\theta} \tag{10}$$

とし、雑音分散推定量は

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\|r\|^2}{N - p} \tag{11}$$

(p は列数) とする.

パラメータ推定の誤差共分散は

$$\hat{\sigma}^2(X^\top X)^{-1} \tag{12}$$

で与えられる.

決定係数は

$$C = \frac{\|X\hat{\theta} - \bar{y}\mathbf{1}\|^2}{\|y - \bar{y}\mathbf{1}\|^2}$$
 (13)

と定義する.

以下の R 関数が上記推定を実装している.

2.2 課題1(重回帰)

■モデル $y_i = x_i^{\top} \theta + w_i \ (i = 1, ..., N).$ $x_i \in \mathbb{R}^2$. w_i は独立, 同分散 σ^2 , 平均 0. $X = [x_1^{\top}; ...; x_N^{\top}] \in \mathbb{R}^{N \times 2}, \ y = [y_1; ..., y_N] \in \mathbb{R}^N$.

■推定量 最小二乗推定量

$$\hat{\theta}_N = (X^\top X)^{-1} X^\top y.$$

残差 $r = y - X\hat{\theta}_N$ により

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\|r\|_2^2}{N-p}, \quad p = 2, \qquad \widehat{\text{Cov}}(\hat{\theta}_N) = \hat{\sigma}^2 (X^\top X)^{-1}.$$

決定係数

$$R^{2} = \frac{\|X\hat{\theta}_{N} - \bar{y}\mathbf{1}\|_{2}^{2}}{\|y - \bar{y}\mathbf{1}\|_{2}^{2}}, \quad \bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y_{i}.$$

■収束確認 $N \in \{2,4,8,\dots,2^{13}=8192\}$ で $\hat{\theta}_N$ を計算し,N を横軸とする片対数図で各成分を同一図に描く.

■結果(全データ N=10000)

$$\hat{\theta}_N = \begin{bmatrix} 1.506551 \\ 1.997696 \end{bmatrix}, \qquad \widehat{\text{Cov}}(\hat{\theta}_N) = \begin{bmatrix} 9.866491 \times 10^{-5} & -4.081657 \times 10^{-7} \\ -4.081657 \times 10^{-7} & 1.005248 \times 10^{-4} \end{bmatrix}.$$

決定係数

$$R^2 = 0.8629734.$$

Convergence of theta_hat

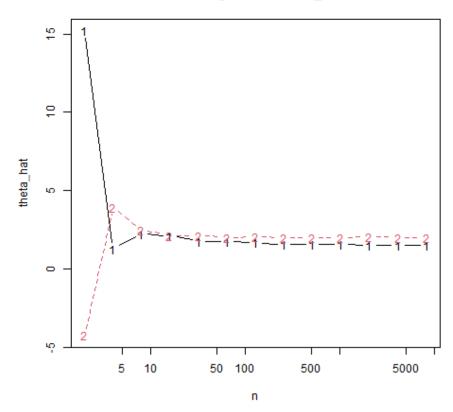


図 1: $\hat{\theta}_N$ の収束(横軸 $N=2,4,\ldots,8192$ の片対数)

```
■R コード ⊢
  # データ読み込み
   data <- read.csv("datas/mmse_kadai1.csv", header=FALSE,</pre>
                     col.names = c("x1","x2","y"))
   x <- as.matrix(data[, c("x1","x2")])</pre>
   y <- as.matrix(data[, "y"])</pre>
5
6
   # 最小二乗(原理・方法で用いる関数)
   regression_simple <- function(x, y){</pre>
     theta_hat <- solve(t(x) %*% x) %*% t(x) %*% y
9
     sigma2_hat <- as.numeric(t(y - x %*% theta_hat) %*%</pre>
10
                               (y - x %*% theta_hat) / (nrow(x) - ncol(x)))
11
     err_cov_mat <- sigma2_hat * solve(t(x) %*% x)</pre>
```

```
det_coef <- sum((x %*% theta_hat - mean(y))^2) /</pre>
13
                  sum((y - mean(y))^2)
14
     list(theta_hat=theta_hat, err_cov_mat=err_cov_mat,
           sigma2_hat=sigma2_hat, det_coef=det_coef)
16
17
18
   # 部分データでの実験
19
   exp1 \leftarrow function (x, y, n){
20
     x \leftarrow x[1:n, drop=FALSE]
21
22
     y <- y[1:n, drop=FALSE]
     result <- regression_simple(x, y)</pre>
23
     list(theta_hat = result$theta_hat,
24
           err_cov_mat = result$err_cov_mat,
25
           det_coef = result$det_coef)
27
28
   # 収束図の作成
29
   plot_exp1 <- function(x, y, out="graphs/task1.png"){</pre>
30
     ns <- 2^(1:13) # 2,...,8192
31
32
     theta_hats <- matrix(NA_real_, nrow=length(ns), ncol=ncol(x))</pre>
     for(i in seq_along(ns)){
        theta_hats[i, ] <- as.vector(exp1(x, y, ns[i])$theta_hat)</pre>
34
35
     dir.create(dirname(out), showWarnings=FALSE, recursive=TRUE)
36
     png(out, width=960, height=600, res=120)
37
     matplot(ns, theta_hats, type="b", log="x",
38
              xlab="N", ylab=expression(hat(theta)),
39
              main="Convergence of OLS estimates")
40
41
     legend("bottomright",
             legend=paste0("theta[", 1:ncol(x), "]"),
42
             lty=1:ncol(x), pch=1:ncol(x))
43
     dev.off()
44
45
46
   # 実行例 (全データ)
47
   N_max <- nrow(x)</pre>
48
       <- exp1(x, y, N_max)$theta_hat</pre>
49
   Vhat <- exp1(x, y, N_max)$err_cov_mat</pre>
50
51
       <- exp1(x, y, N_max)$det_coef</pre>
   print(th); print(Vhat); print(R2)
52
53
   # 収束図
   plot_exp1(x, y)
```

■考察

2.3 課題 2 (多項式回帰)

■モデル $y_i = \varphi(x_i)\theta + w_i$, $\varphi(x) = \begin{bmatrix} 1 \ x \ x^2 \ x^3 \end{bmatrix}$, i = 1, ..., N. 雑音 w_i は独立,同分散 σ^2 ,平均 σ^2 0. $X = [\varphi(x_1); ...; \varphi(x_N)] \in \mathbb{R}^{N \times 4}$.

■推定量 推定量・共分散・決定係数は課題 1 と同じ形式 (p = 4) で計算する.

■収束確認 $N \in \{4,8,16,\ldots,8192\}$ で $\hat{\theta}_N$ を計算し,N を横軸とする片対数図で各成分を同一図に描画する.

■結果(全データ N=10000)

$$\hat{\theta}_N = \begin{bmatrix} -0.50902942 \\ 1.97586067 \\ 0.19774405 \\ -0.09866691 \end{bmatrix}, \qquad \widehat{\text{Cov}}(\hat{\theta}_N) = \begin{bmatrix} 2.023442 \times 10^{-3} & -1.186497 \times 10^{-5} & -1.348312 \times 10^{-4} & 3.971169 \\ -1.186497 \times 10^{-5} & 6.753015 \times 10^{-4} & -1.898545 \times 10^{-7} & -3.794719 \\ -1.348312 \times 10^{-4} & -1.898545 \times 10^{-7} & 1.603910 \times 10^{-5} & 6.351829 \\ 3.971165 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} & 2.528719 \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-5} & 6.351820 \times 10^{-8} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-7} & -3.794719 \times 10^{-7} \\ -1.348312 \times 10^{-7} & -3$$

標準誤差(対角の平方根): $\mathrm{SE}(\hat{\theta}_0) \approx 0.0450,\ \mathrm{SE}(\hat{\theta}_1) \approx 0.0260,\ \mathrm{SE}(\hat{\theta}_2) \approx 0.00400,\ \mathrm{SE}(\hat{\theta}_3) \approx 0.00159.$

決定係数:

$$R^2 = 0.461855.$$

Convergence of theta_hat (exp2)

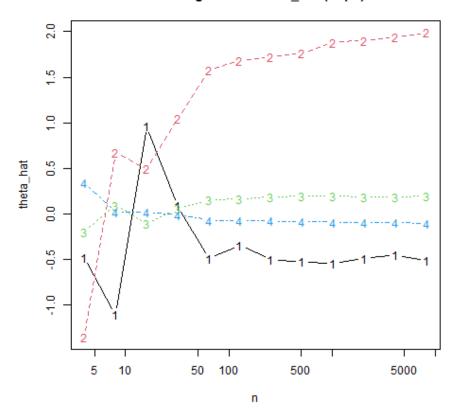


図 2: $\hat{\theta}_N$ の収束(横軸 $N=4,8,\ldots,8192$ の片対数)

```
<- as.matrix(data[,"y"])
8
9
   # OLS 基本関数 (課題1と同じ)
10
   regression_simple <- function(x, y){</pre>
11
     theta_hat <- solve(t(x) %*% x) %*% t(x) %*% y
12
     sigma2_hat <- as.numeric(t(y - x %*% theta_hat) %*%
13
                                (y - x %*% theta_hat) / (nrow(x) - ncol(x)))
14
     err_cov_mat <- sigma2_hat * solve(t(x) %*% x)</pre>
15
     det_coef <- sum((x %*% theta_hat - mean(y))^2) /</pre>
16
17
                  sum((y - mean(y))^2)
     list(theta_hat=theta_hat, err_cov_mat=err_cov_mat,
18
           sigma2_hat=sigma2_hat, det_coef=det_coef)
19
20
21
   # 部分データ実験
22
   exp2 <- function(x, y, n){</pre>
23
     x <- x[1:n, drop=FALSE]
24
     y <- y[1:n, , drop=FALSE]
25
     result <- regression_simple(x, y)</pre>
26
27
     list(theta_hat=result$theta_hat,
           err_cov_mat=result$err_cov_mat,
           det_coef=result$det_coef)
29
30
31
   # 収束図
32
   plot_exp2 <- function(x, y, out="graphs/task2.png"){</pre>
33
     ns <- 2^(2:13) # 4,...,8192
34
     theta_hats <- matrix(NA_real_, nrow=length(ns), ncol=ncol(x))</pre>
35
     for(i in seq_along(ns)){
36
        theta_hats[i, ] <- as.vector(exp2(x, y, ns[i])$theta_hat)</pre>
37
38
     dir.create(dirname(out), showWarnings=FALSE, recursive=TRUE)
39
     png(out, width=960, height=600, res=120)
40
     matplot(ns, theta_hats, type="b", log="x",
41
              xlab="N", ylab=expression(hat(theta)),
42
              main="Convergence of OLS estimates (poly degree 3)")
43
     legend("bottomright",
44
             legend=paste0("theta[",0:(ncol(x)-1),"]"),
45
46
             lty=1:ncol(x), pch=1:ncol(x))
     dev.off()
47
   }
48
49
   # 実行例
50
   N max <- nrow(x)
51
   print(exp2(x, y, N_max)$theta_hat)
   print(exp2(x, y, N_max)$err_cov_mat)
   print(exp2(x, y, N_max)$det_coef)
54
   plot_exp2(x, y)
```

■考察

2.4 課題 3 (分散の観測誤差: Cauchy)

■モデルと注意 $y_i = x_i^{\mathsf{T}} \theta + w_i \ (i = 1, ..., N), \ x_i \in \mathbb{R}^2$. 観測誤差 $w_i \sim \mathrm{Cauchy}(0, 1)$ 独立同分布. Cauchy は二乗可積分でないため $\mathbb{E}[w_i^2]$ が存在せず,最小二乗法の通常仮定(有限分散と大数の

法則)は満たされない。よって σ^2 や $\mathrm{Cov}(\hat{\theta})$ は理論上定義できない。以下の分散・標準誤差・ R^2 は 便宜的な値であり、統計的保証はない。

■推定(形式的な OLS) 推定量・共分散・決定係数は課題 1 と同じ形式(p=2)で計算する.ただし観測誤差が Cauchy 分布であり理論保証がないことに注意.

■結果(全データ N = 10000)

$$\hat{\theta}_N = \begin{bmatrix} 2.373074 \\ 1.537311 \end{bmatrix}, \qquad \widehat{\text{Cov}}(\hat{\theta}_N) = \begin{bmatrix} 9.234588215 & -0.003642121 \\ -0.003642121 & 9.264075136 \end{bmatrix}.$$

参考:対角の平方根は $\mathrm{SE}(\hat{\theta}_1) \approx 3.0388, \; \mathrm{SE}(\hat{\theta}_2) \approx 3.0437.$ 決定係数(参考値)は

$$R^2 = 0.0002841468.$$

Convergence of theta_hat (exp3)

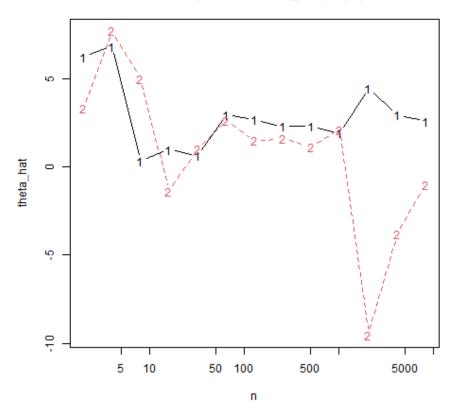


図 3: $\hat{\theta}_N$ の非収束例(横軸 $N=2,4,\ldots,8192$ の片対数)

```
theta_hat <- solve(t(x) %*% x) %*% t(x) %*% y
9
      sigma2_hat <- as.numeric(t(y - x %*% theta_hat) %*%</pre>
10
                                 (y - x %*% theta_hat) / (nrow(x) - ncol(x)))
11
      err_cov_mat <- sigma2_hat * solve(t(x) %*% x)
12
      det_coef <- sum((x %*% theta_hat - mean(y))^2) /</pre>
13
                   sum((y - mean(y))^2)
14
      list(theta_hat=theta_hat, err_cov_mat=err_cov_mat,
15
           sigma2_hat=sigma2_hat, det_coef=det_coef)
16
17
18
    # 部分データでの実験
19
   exp3 <- function(x, y, n){</pre>
20
     x <- x[1:n, , drop=FALSE]
21
     y <- y[1:n, , drop=FALSE]
22
     res <- regression_simple(x, y)</pre>
23
      list(theta_hat=res$theta_hat,
24
           err_cov_mat=res$err_cov_mat,
25
           det_coef=res$det_coef)
26
27
28
   # 収束図
29
   plot_exp3 <- function(x, y, out="graphs/task3.png"){</pre>
30
     ns <- 2^(1:13)
                                             # 2,...,8192
31
      ns \leftarrow ns[ns \leftarrow nrow(x)]
32
      theta_hats <- matrix(NA_real_, nrow=length(ns), ncol=ncol(x))</pre>
33
      for(i in seq_along(ns)){
34
        theta_hats[i, ] <- as.vector(exp3(x, y, ns[i])$theta_hat)</pre>
35
36
37
      dir.create(dirname(out), showWarnings=FALSE, recursive=TRUE)
      png(out, width=960, height=600, res=120)
38
      matplot(ns, theta_hats, type="b", log="x",
39
              xlab="N", ylab=expression(hat(theta)),
40
              main="Convergence of OLS under Cauchy noise")
41
      legend("topright", legend=paste0("theta[",1:ncol(x),"]"),
42
             lty=1:ncol(x), pch=1:ncol(x))
43
      dev.off()
44
   }
45
46
47
   # 実行例
   N_max <- nrow(x)</pre>
48
   print(exp3(x, y, N_max)$theta_hat)
49
   print(exp3(x, y, N_max)$err_cov_mat)
   print(exp3(x, y, N_max)$det_coef)
51
  plot_exp3(x, y)
```

■考察 資料にあるように、Cauchy 誤差では外れ値の影響が支配的で、 $\hat{\theta}_N$ は N を増やしても安定しにくいことが確認できた。

2.5 課題 4 (入力域の制約と設計)

- **■設定** 課題 2 と同じ $\varphi(x) = \begin{bmatrix} 1 \ x \ x^2 \ x^3 \end{bmatrix}$, 真の θ , 観測誤差 $w_i \sim \mathcal{N}(0,9)$ とする. ただし入力は $x_i \in [0,1], i = 1, \ldots, 10000.$ $X = [\varphi(x_1); \ldots; \varphi(x_N)] \in \mathbb{R}^{N \times 4}, y = [y_1; \ldots; y_N].$
- ■推定量 推定量・共分散・決定係数は課題 1 と同じ形式 (p=4) で計算する.

■R コード ⊢ # 課題4: x ∈ [0,1], φ(x)=[1 x x^2 x^3] data <- read.csv("datas/mmse_kadai4.csv", header=FALSE,</pre> col.names=c("x1","y")) 3 x0 <- rep(1, nrow(data))</pre> 4 x1 <- as.matrix(data[,"x1"])</pre> x2 <- x1^2; x3 <- x1^3 6 $x \leftarrow cbind(x0, x1, x2, x3)$ y <- as.matrix(data[,"y"])</pre> regression_simple <- function(x, y){</pre> 10 theta_hat <- solve(t(x) %*% x) %*% t(x) %*% y 11 sigma2_hat <- as.numeric(t(y - x %*% theta_hat) %*%</pre> 12 (y - x %*% theta_hat) / (nrow(x) - ncol(x))) 13 err_cov_mat <- sigma2_hat * solve(t(x) %*% x)</pre> 14 det_coef <- sum((x %*% theta_hat - mean(y))^2) /</pre> 15 $sum((y - mean(y))^2)$ 16 list(theta_hat=theta_hat, err_cov_mat=err_cov_mat, 17 sigma2_hat=sigma2_hat, det_coef=det_coef) 18 19 20 exp4 <- function(x, y, n){</pre> 21 $x \leftarrow x[1:n, drop=FALSE]$ 22 y <- y[1:n, , drop=FALSE] 23 regression_simple(x, y) 24 25 26 27 $N_{max} \leftarrow nrow(x)$ res4 <- exp4(x, y, N_max) 28 print(res4\$theta_hat) print(res4\$err_cov_mat)

■結果 (N = 10000)

print(res4\$det_coef)

$$\hat{\theta}_{(4)} = \begin{bmatrix} \boxed{\text{ここに数値}} \\ \text{ここに数値} \\ \boxed{\text{ここに数値}} \end{bmatrix}, \quad \widehat{\mathrm{Cov}}(\hat{\theta}_{(4)}) = \boxed{\text{ここに4 × 4 行列}}, \quad R^2 = \boxed{\text{ここに数値}}.$$

(上の枠に、直上の R 出力を転記)

■課題 2.1 **との比較(***N* = 10000) 課題 2.1 の推定結果:

R^2

$$\hat{\theta}_{(2.1)} = \begin{bmatrix} -0.50902942\\ 1.97586067\\ 0.19774405\\ -0.09866691 \end{bmatrix}, \quad R^2 = 0.461855.$$

評価観点:

- 分散は $Var(\hat{\theta}) = \sigma^2(X^\top X)^{-1}$ に比例. $x \in [0,1]$ では列 $\{1,x,x^2,x^3\}$ が強く相関しやすく, $X^\top X$ の条件が悪化し $\hat{\theta}$ の不確かさが増えやすい.
- R^2 は母集団の y の散らばり(SST)に依存. 入力域が狭いと SST が小さく、雑音分散が同じなら R^2 は低下しやすい.

■考察(どうデータを取るべきか)

- 目的は $Var(\hat{\theta})$ の縮小 (= X^TX を「大きく」「良条件」に).
- 入力設計:x を区間全体で広く配置(例:一様),中心化・標準化して [-1,1] に写像,または直交基底(Legendre/Chebyshev)で回帰.
- 最適化観点:A/D 最適設計を用いて $\operatorname{tr}((X^\top X)^{-1})$ や $\operatorname{det}((X^\top X)^{-1})$ を最小化する点集合を選ぶ、

3 重み付き最小二乗法

3.1 3.2.2 原理と方法

■原理 各観測 $i=1,\ldots,N$ で $y_i\in\mathbb{R}^m,X_i\in\mathbb{R}^{m\times p}$ とし

$$y_i = X_i \theta + w_i$$
, $\mathbb{E}[w_i] = 0$, $Cov(w_i) = V$ (既知),

を仮定する。 $Q := V^{-1}$ とおく。WLS は重み付き残差平方和

$$J(\theta) = \sum_{i=1}^{N} (y_i - X_i \theta)^{\top} Q (y_i - X_i \theta)$$

を最小化する推定で、正規方程式は

$$S\hat{\theta} = b, \qquad S := \sum_{i=1}^{N} X_i^{\top} Q X_i, \quad b := \sum_{i=1}^{N} X_i^{\top} Q y_i.$$

したがって

$$\hat{\theta} = \left(\sum_{i=1}^{N} X_i^{\top} Q X_i\right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{N} X_i^{\top} Q y_i\right).$$

V が既知のとき

$$Cov(\hat{\theta}) = S^{-1}.$$

 $V = \sigma^2 \Sigma$ のようにスケール未知なら

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N r_i^\top \Sigma^{-1} r_i}{Nm - n}, \quad r_i := y_i - X_i \hat{\theta}, \qquad \widehat{\operatorname{Cov}}(\hat{\theta}) = \hat{\sigma}^2 \left(\sum X_i^\top \Sigma^{-1} X_i \right)^{-1}.$$

■方法 (1) 各 i の設計行列 X_i と観測 y_i を用意 $(X_i$ は $m \times p)$ 。 (2) $Q = V^{-1}$ を決めて $S = \sum X_i^\top Q X_i, \ b = \sum X_i^\top Q y_i$ を計算。 (3) $\hat{\theta} = S^{-1} b$ 。 (4) 残差 $r_i = y_i - X_i \hat{\theta}$ を求め,V 既知なら $\widehat{\text{Cov}}(\hat{\theta}) = S^{-1}$ 。 $V = \sigma^2 \Sigma$ のときは上式で $\hat{\sigma}^2$ を推定し $\hat{\sigma}^2 S^{-1}$ を用いる。

■実装 R による実装例を以下に示す。

```
regression_multiple <- function(x, y, V = NULL, Q = NULL){
    # y: n×1行列 (またはベクトル)
    if (is.null(ncol(y))) {
        y <- as.matrix(y, ncol = 1)
    }
```

```
if (length(dim(x)) != 3) {
6
             stop("x must be a 3-dimensional array")
7
        n \leftarrow dim(x)[3]
9
        m <- ncol(y)</pre>
10
        p <- dim(x)[1] # 特徵量数
11
        S <- matrix(0, p, p)</pre>
12
        b <- matrix(0, p, 1)</pre>
13
        T <- matrix(0, p, p)
14
        if (is.null(V)) {
             V <- diag(m)</pre>
16
17
        if (is.null(Q)) {
18
             Q <- solve(V)
19
20
        # m=1 (スカラー出力) の場合はQ,Vをスカラー化
21
        if (m == 1) {
22
             Q <- as.numeric(Q)
23
             V <- as.numeric(V)</pre>
24
25
             for (i in 1:n) {
26
                 xi <- as.matrix(x[,,i]) # (p,1)</pre>
                 S \leftarrow S + xi \% \% t(xi) * Q
27
                 b \leftarrow b + xi * Q * y[i, 1]
28
                 T < -T + xi %*% t(xi) * V
             }
30
        } else {
31
             for (i in 1:n) {
32
                 xi <- as.matrix(x[,,i])</pre>
33
                 yi <- matrix(y[i, ], nrow = m, ncol = 1)</pre>
34
                 S \leftarrow S + t(xi) %*% Q %*% xi
35
                 b <- b + t(xi) %*% Q %*% yi
36
                 T \leftarrow T + t(xi) %*% V %*% xi
37
38
        }
39
40
        theta_hat <- solve(S) %*% b
        err_cov_mat <- solve(S) %*% T %*% solve(S)</pre>
41
        return(list(theta_hat = theta_hat, err_cov_mat = err_cov_mat, S = S, b = b, T = T
42
            ))
43
   }
```

4 逐次最小二乗法

5 アルゴリズム比較

表や図を用いて複数手法の比較を行う。計算量・精度・安定性・実行時間の観点でまとめる。

6 結論

本章での結論と今後の課題を箇条書きでまとめる。

付録 A 使用コード一覧

主要スクリプトと入手先を列挙する。

- 実験コード (R):https://github.com/<your-repo>
- データ生成スクリプト:scripts/generate_data.jl

付録 B 補足導出

必要な導出や補助的な数学的議論を載せる。

参考文献

参考文献

[1] 数理工学実験(2025 年度配布資料).