

# 回帰分析

## モデルの評価

村田 昇

## 講義の内容

- 第1回：回帰モデルの考え方と推定
- 第2回：モデルの評価
- 第3回：モデルによる予測と発展的なモデル

## 回帰分析の復習

### 線形回帰モデル

- 目的変数 を 説明変数 で説明する関係式を構成
  - 説明変数:  $x_1, \dots, x_p$  (p 次元)
  - 目的変数:  $y$  (1 次元)
- 回帰係数  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$  を用いた一次式

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p$$

- 誤差項 を含む確率モデルで観測データを表現

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + \epsilon_i \quad (i = 1, \dots, n)$$

### 簡潔な表現のための行列

- デザイン行列 (説明変数)

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np} \end{pmatrix}$$

### 簡潔な表現のためのベクトル

- ベクトル (目的変数・誤差・回帰係数)

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\epsilon} = \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}$$

## 問題の記述

- 確率モデル

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad \boldsymbol{\epsilon} \sim \text{確率分布}$$

- 回帰式の推定: **残差平方和** の最小化

$$S(\boldsymbol{\beta}) = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^\top (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$$

## 解の表現

- 解の条件: **正規方程式**

$$\mathbf{X}^\top \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} = \mathbf{X}^\top \mathbf{y}$$

- 解の一意性: **Gram 行列**  $\mathbf{X}^\top \mathbf{X}$  が正則

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^\top \mathbf{y}$$

## 最小二乗推定量の性質

- あてはめ値**  $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$  は  $\mathbf{X}$  の列ベクトルの線形結合
- 残差**  $\hat{\boldsymbol{\epsilon}} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}$  はあてはめ値  $\hat{\mathbf{y}}$  と直交

$$\hat{\boldsymbol{\epsilon}}^\top \hat{\mathbf{y}} = 0$$

- 回帰式は説明変数と目的変数の **標本平均** を通過

$$\bar{y} = (1, \bar{\mathbf{x}}^\top) \hat{\boldsymbol{\beta}}, \quad \bar{\mathbf{x}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i, \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i,$$

## 寄与率

- 決定係数** (R-squared)

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

- 自由度調整済み決定係数** (adjusted R-squared)

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\frac{1}{n-p-1} \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

- 不偏分散で補正

## 解析の事例

### 実データによる例

- 気象庁より取得した東京の気候データ
  - 気象庁 <https://www.data.jma.go.jp/gmd/risk/obsdl/index.php>
  - データ [https://noboru-murata.github.io/multivariate-analysis/data/tokyo\\_weather.csv](https://noboru-murata.github.io/multivariate-analysis/data/tokyo_weather.csv)

### 東京の8月の気候の分析

- データの一部

表 1: 東京の8月の気候

日付	気温	降雨	日射	降雪	風向	風速	気圧	湿度	雲量
2022-08-01	30.6	0	24.53	0	SSE	2.8	1010.1	72	8.8
2022-08-02	31.6	0	24.78	0	SSE	2.5	1008.8	71	9.8
2022-08-03	31.5	0	21.24	0	SSE	2.3	1005.1	75	7.3
2022-08-04	24.6	18	3.46	0	NE	2.7	1006	89	10
2022-08-05	23.8	0	7.65	0	NE	2.9	1006.1	83	9.8
2022-08-06	25.2	0	17.06	0	SSE	2.4	1008.1	73	10
2022-08-07	27.6	0	14.45	0	SSE	2.2	1009.3	80	8.3
2022-08-08	29.8	0	22.52	0	S	4.5	1008.5	75	4.8
2022-08-09	30.9	0	25.5	0	S	5.5	1006.9	69	6.8
2022-08-10	30.5	0	25.99	0	S	5.3	1007.2	70	6
2022-08-11	29.5	0	22.9	0	S	5.4	1007.5	75	6
2022-08-12	28.3	2	15.36	0	S	5.8	1007.5	81	9.8
2022-08-13	25.5	47.5	4.53	0	S	4.8	1005.6	94	10
2022-08-14	28.2	0	16.28	0	SSE	2.6	1003	84	8.8
2022-08-15	29.4	0	18.65	0	S	2.5	1003.4	78	8.8
2022-08-16	31	0	20.5	0	SSW	4.8	1000.6	70	8.3
2022-08-17	27.3	5	8.87	0	NE	2.5	1005.8	77	10
2022-08-18	26.8	13	8.74	0	S	2.8	1001.7	81	6
2022-08-19	27.5	0	23.52	0	SSE	3.4	1001.7	62	3
2022-08-20	26.4	1.5	13.5	0	NW	1.8	1000.6	82	9.8
2022-08-21	26	1	8.96	0	NE	2.1	1002.3	87	10
2022-08-22	26.2	0	9.05	0	NNE	2.5	1005.5	82	10
2022-08-23	28.7	0	17.94	0	S	3.2	1003.2	83	8.3
2022-08-24	27.8	2	12.86	0	NE	2.9	1003.2	79	10
2022-08-25	25.7	0	9.83	0	SE	2	1004.1	77	10
2022-08-26	27	3.5	10.05	0	SSE	2.1	1002.5	89	10
2022-08-27	29	0	19.87	0	SSE	3.3	1002.7	80	5.5
2022-08-28	23.7	5	4.58	0	NE	3	1009.2	87	9.8
2022-08-29	23.3	0.5	15.45	0	NE	2.8	1016.1	69	8
2022-08-30	22.8	5	10.12	0	NNE	1.9	1012.5	88	10
2022-08-31	27.1	1	17.46	0	S	3.2	1007.6	85	8.8

- 気温を説明する5種類の線形回帰モデルを検討
  - モデル1: 気温 = F(気圧)
  - モデル2: 気温 = F(日射)
  - モデル3: 気温 = F(気圧, 日射)
  - モデル4: 気温 = F(気圧, 日射, 湿度)
  - モデル5: 気温 = F(気圧, 日射, 雲量)

## 分析の視覚化

- 関連するデータの散布図

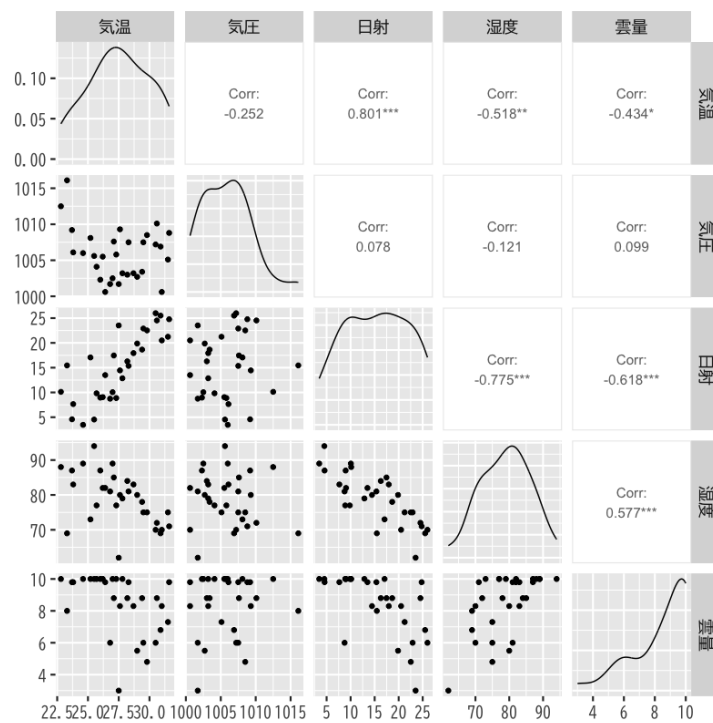


図 1: 散布図

- モデル 1 の推定結果
- モデル 2 の推定結果
- モデル 3 の推定結果
- 観測値とあてはめ値の比較

## モデルの比較

- 決定係数 ( $R^2$ , Adjusted  $R^2$ )

## あてはめ値の性質

### あてはめ値

- さまざまな表現

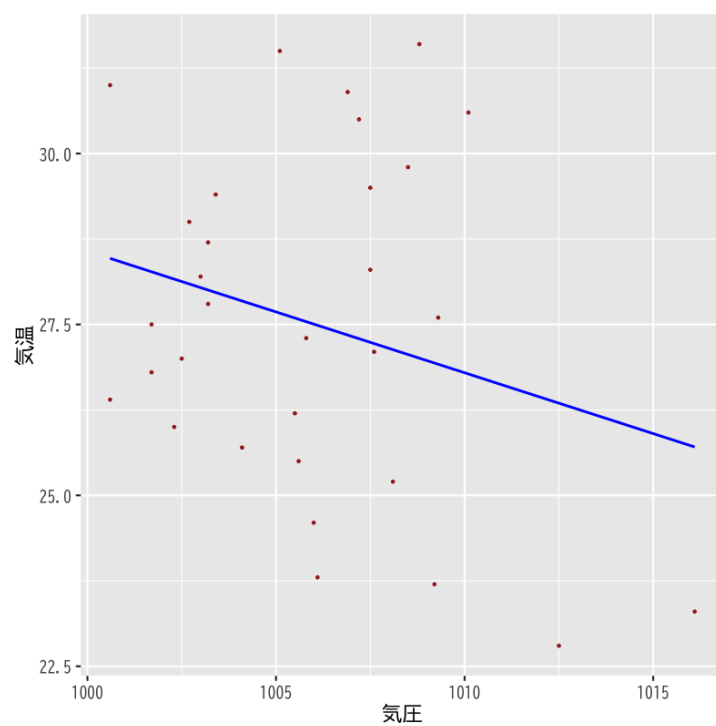


図 2: モデル 1

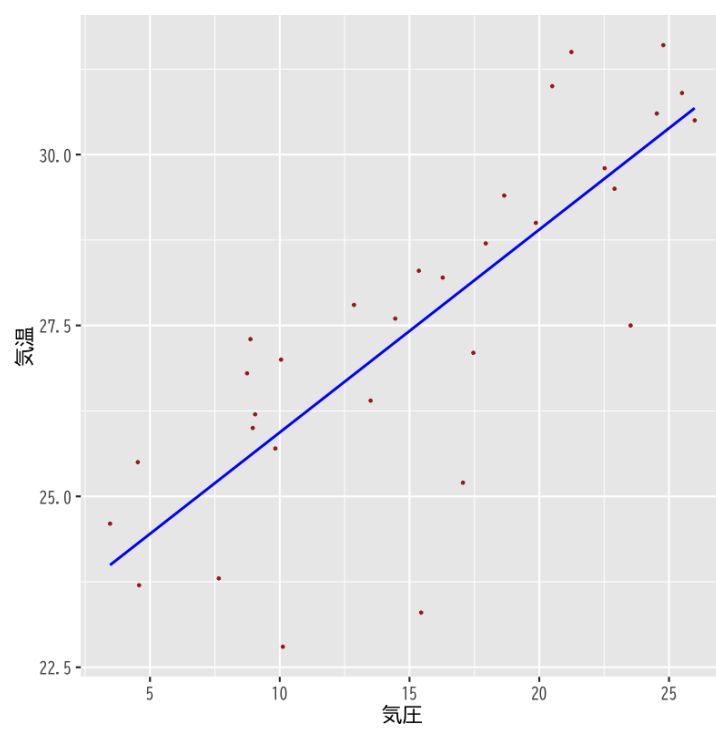


図 3: モデル 2

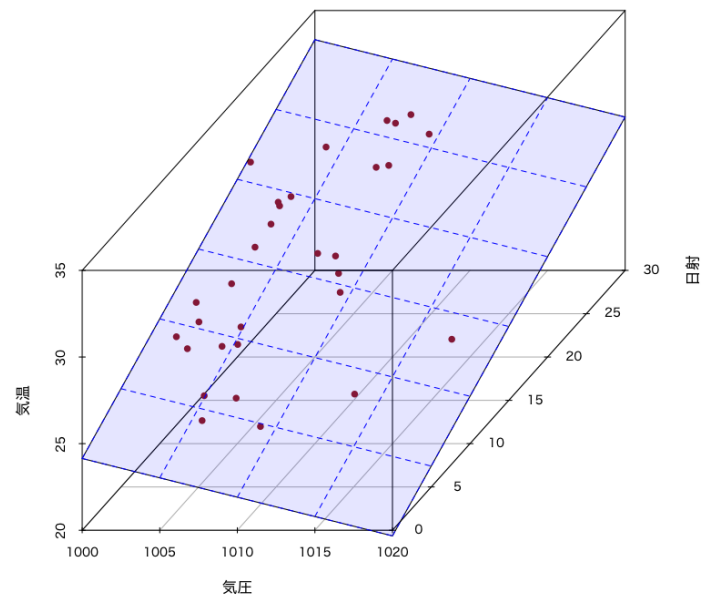


図 4: モデル 3

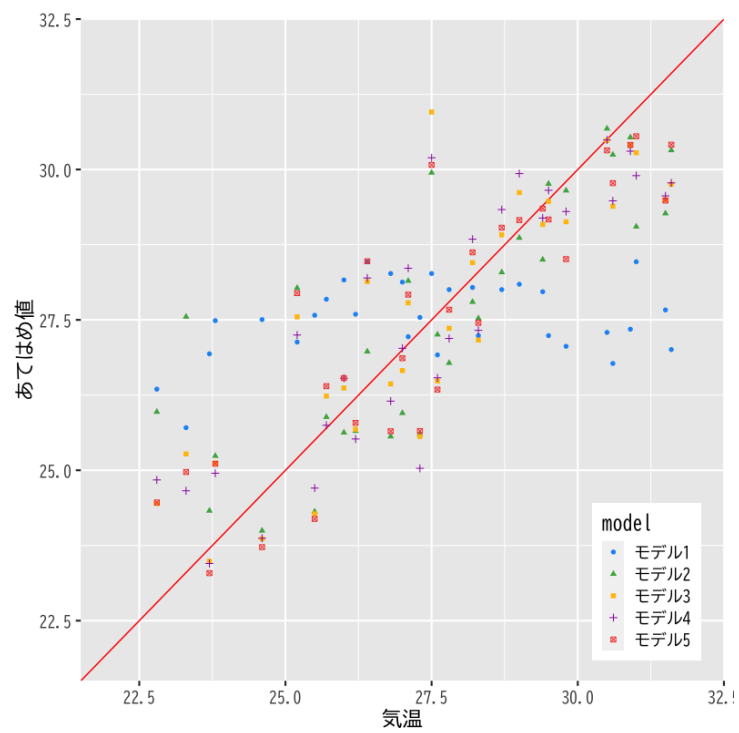


図 5: モデルの比較

表 2: 寄与率によるモデルの比較

	目的変数				
	モデル 1	モデル 2	気温 モデル 3	モデル 4	モデル 5
気圧	-0.178 (0.127)		-0.223 (0.068)	-0.214 (0.067)	-0.242 (0.068)
日射		0.297 (0.041)	0.306 (0.036)	0.366 (0.056)	0.348 (0.045)
湿度				0.071 (0.051)	
雲量					0.238 (0.161)
Constant	206.535 (127.430)	22.969 (0.690)	247.477 (68.433)	231.843 (68.254)	263.717 (67.941)
R <sup>2</sup>	0.064	0.641	0.741	0.758	0.760
Adjusted R <sup>2</sup>	0.031	0.628	0.722	0.731	0.733

$$\begin{aligned}
 \hat{y} &= X\hat{\beta} \\
 &\quad (\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y \text{を代入}) \\
 &= X(X^T X)^{-1} X^T y \\
 &\quad (y = X\beta + \epsilon \text{を代入}) \\
 &= X(X^T X)^{-1} X^T X\beta + X(X^T X)^{-1} X^T \epsilon \\
 &= X\beta + X(X^T X)^{-1} X^T \epsilon
 \end{aligned}
 \tag{A}$$

$$\tag{B}$$

- (A) あてはめ値は **観測値の重み付けの和** で表される
- (B) あてはめ値と観測値は **誤差項** の寄与のみ異なる

## あてはめ値と誤差

- 残差と誤差の関係

$$\begin{aligned}
 \hat{\epsilon} &= y - \hat{y} \\
 &= \epsilon - X(X^T X)^{-1} X^T \epsilon \\
 &= (I - X(X^T X)^{-1} X^T) \epsilon
 \end{aligned}
 \tag{C}$$

- (C) 残差は **誤差の重み付けの和** で表される

## ハット行列

- 定義

$$H = X(X^T X)^{-1} X^T$$

- ハット行列  $H$  による表現

$$\begin{aligned}
 \hat{y} &= Hy \\
 \hat{\epsilon} &= (I - H)\epsilon
 \end{aligned}$$

- あてはめ値や残差は  $H$  を用いて簡潔に表現される

## ハット行列の性質

- 観測データ (デザイン行列) のみで計算される
- 観測データと説明変数の関係を表す
- 対角成分 (テコ比; leverage) は観測データが自身の予測に及ぼす影響の度合を表す

$$\hat{y}_j = (H)_{jj}y_j + (\text{それ以外のデータの寄与})$$

- $(A)_{ij}$  は行列  $A$  の  $(i, j)$  成分
- テコ比が小さい: 他のデータでも予測が可能
- テコ比が大きい: 他のデータでは予測が困難

## 演習

### 問題

- ハット行列  $H$  について以下を示しなさい
  - $H$  は対称行列であること
  - $H$  は冪等であること

$$H^2 = H, \quad (I - H)^2 = I - H$$

- 以下の等式が成り立つこと

$$HX = X, \quad X^T H = X^T$$

### ヒント

- いずれも  $H$  の定義にもとづいて計算すればよい

$$H^T = (X(X^T X)^{-1} X^T)^T$$

$$H^2 = (X(X^T X)^{-1} X^T)(X(X^T X)^{-1} X^T)$$

$$(I - H)^2 = I - 2H + H^2$$

$$HX = (X(X^T X)^{-1} X^T)X$$

$$X^T H = (HX)^T$$

## 推定量の統計的性質

### 最小二乗推定量の性質

- 推定量と誤差の関係

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= (X^T X)^{-1} X^T y \\ &= (X^T X)^{-1} X^T (X\beta + \epsilon) \\ &= (X^T X)^{-1} X^T X\beta + (X^T X)^{-1} X^T \epsilon \\ &= \beta + (X^T X)^{-1} X^T \epsilon\end{aligned}$$

- 正規分布の重要な性質 (再生性)  
正規分布に従う独立な確率変数の和は正規分布に従う



## 推定量の分布

- 誤差の仮定：独立，平均 0 分散  $\sigma^2$  の正規分布
- 推定量は以下の多変量正規分布に従う

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\hat{\beta}] &= \beta \\ \text{Cov}(\hat{\beta}) &= \sigma^2 (X^T X)^{-1} \\ \hat{\beta} &\sim N(\beta, \sigma^2 (X^T X)^{-1})\end{aligned}$$

## 演習

### 問題

- 誤差が独立で，平均 0 分散  $\sigma^2$  の正規分布に従うとき，最小二乗推定量  $\hat{\beta}$  について以下を示しなさい
  - 平均は  $\beta$  (真の母数) となること
  - 共分散行列は  $\sigma^2 (X^T X)^{-1}$  となること

### 解答例

- 定義にもとづいて計算する

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\hat{\beta}] &= \mathbb{E}[\beta + (X^T X)^{-1} X^T \epsilon] \\ &= \beta + (X^T X)^{-1} X^T \mathbb{E}[\epsilon] \\ &= \beta\end{aligned}$$

- 定義にもとづいて計算する

$$\begin{aligned}\text{Cov}(\hat{\beta}) &= \mathbb{E}[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)^T] \\ &= \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T \epsilon \epsilon^T X (X^T X)^{-1}] \\ &= (X^T X)^{-1} X^T \mathbb{E}[\epsilon \epsilon^T] X (X^T X)^{-1} \\ &= (X^T X)^{-1} X^T (\sigma^2 I) X (X^T X)^{-1} \\ &= \sigma^2 (X^T X)^{-1}\end{aligned}$$

## 誤差の評価

### 寄与率 (再掲)

- 決定係数 (R-squared)
  - 回帰式で説明できるばらつきの比率

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

- 自由度調整済み決定係数 (adjusted R-squared)
  - 決定係数を不偏分散で補正

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\frac{1}{n-p-1} \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

## 各係数の推定量の分布

- 推定された回帰係数の精度を評価
  - 誤差  $\epsilon$  の分布は平均 0 分散  $\sigma^2$  の正規分布
  - $\hat{\beta}$  の分布:  $p+1$  変量正規分布

$$\hat{\beta} \sim N(\beta, \sigma^2(X^T X)^{-1})$$

- $\hat{\beta}_j$  の分布: 1 変量正規分布

$$\hat{\beta}_j \sim N(\beta_j, \sigma^2((X^T X)^{-1})_{jj}) = N(\beta_j, \sigma^2 \zeta_j^2)$$

\*  $(A)_{jj}$  は行列  $A$  の  $(j, j)$  (対角) 成分

## 標準誤差

- 標準誤差 (standard error)
  - $\hat{\beta}_j$  の標準偏差の推定量

$$\text{s.e.}(\hat{\beta}_j) = \hat{\sigma} \zeta_j = \sqrt{\frac{1}{n-p-1} \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2} \cdot \sqrt{((X^T X)^{-1})_{jj}}$$

- 未知母数  $\sigma^2$  は不偏分散  $\hat{\sigma}^2$  で推定
- $\hat{\beta}_j$  の精度の評価指標

## 演習

### 問題

- 以下を示しなさい
    - 不偏分散  $\hat{\sigma}^2$  が母数  $\sigma^2$  の不偏な推定量となる
- 以下が成り立つことを示せばよい

$$\mathbb{E} \left[ \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2 \right] = (n-p-1)\sigma^2$$

### 解答例

- ハット行列  $H$  を用いた表現を利用する

$$\begin{aligned} \hat{\epsilon} &= (I_n - H)\epsilon \\ \mathbb{E} \left[ \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2 \right] &= \mathbb{E}[\hat{\epsilon}^T \hat{\epsilon}] \\ &= \mathbb{E}[\text{tr}(\hat{\epsilon} \hat{\epsilon}^T)] \\ &= \mathbb{E}[\text{tr}(I_n - H) \epsilon \epsilon^T (I_n - H)] \\ &= \text{tr}(I_n - H) \mathbb{E}[\epsilon \epsilon^T] (I_n - H) \\ &= \text{tr}(I_n - H) (\sigma^2 I_n) (I_n - H) \\ &= \sigma^2 \text{tr}(I_n - H) \end{aligned}$$

- $I_n$  は  $n \times n$  単位行列
- さらに以下が成立する

$$\begin{aligned}\text{tr}H &= \text{tr}X(X^\top X)^{-1}X^\top \\ &= \text{tr}(X^\top X)^{-1}X^\top X \\ &= \text{tr}I_{p+1} \\ &= p+1\end{aligned}$$

- 行列のサイズに注意

## 係数の評価

### $t$ 統計量

- 回帰係数の分布 に関する定理

$t$  統計量 ( $t$ -statistic)

$$t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\text{s.e.}(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\hat{\sigma}\zeta_j}$$

は自由度  $n-p-1$  の  $t$  分布に従う

- 証明には以下の性質を用いる
  - \*  $\hat{\sigma}^2$  と  $\hat{\beta}$  は独立となる
  - \*  $(\hat{\beta}_j - \beta_j)/(\sigma\zeta_j)$  は標準正規分布に従う
  - \*  $(n-p-1)\hat{\sigma}^2/\sigma^2 = S(\hat{\beta})/\sigma^2$  は自由度  $n-p-1$  の  $\chi^2$  分布に従う

### $t$ 統計量による検定

- 回帰係数  $\beta_j$  が回帰式に寄与するか否かを検定
  - 帰無仮説  $H_0: \beta_j = 0$  ( $t$  統計量が計算できる)
  - 対立仮説  $H_1: \beta_j \neq 0$
- $p$  値: 確率変数の絶対値が  $|t|$  を超える確率
  - $f(x)$  は自由度  $n-p-1$  の  $t$  分布の確率密度関数

$$(p \text{ 値}) = 2 \int_{|t|}^{\infty} f(x) dx \quad (\text{両側検定})$$

帰無仮説  $H_0$  が正しければ  $p$  値は小さくならない

## モデルの評価

### $F$ 統計量

- ばらつきの比 に関する定理

$\beta_1 = \dots = \beta_p = 0$  ならば  $F$  統計量 ( $F$ -statistic)

$$F = \frac{\frac{1}{p}S_r}{\frac{1}{n-p-1}S} = \frac{n-p-1}{p} \frac{R^2}{1-R^2}$$

は自由度  $p, n-p-1$  の  $F$  分布に従う

- 証明には以下の性質を用いる
  - \*  $S_r$  と  $S$  は独立となる
  - \*  $S_r/\sigma^2$  は自由度  $p$  の  $\chi^2$  分布に従う
  - \*  $S/\sigma^2$  は自由度  $n-p-1$  の  $\chi^2$  分布に従う

## **F 統計量を用いた検定**

- 説明変数のうち 1 つでも役に立つか否かを検定
  - 帰無仮説  $H_0: \beta_1 = \cdots = \beta_p = 0$  ( $S_r$  が  $\chi^2$  分布になる)
  - 対立仮説  $H_1: \exists j \beta_j \neq 0$
- $p$  値: 確率変数の値が  $F$  を超える確率
  - $f(x)$  は自由度  $p, n-p-1$  の  $F$  分布の確率密度関数

$$(p \text{ 値}) = \int_F^{\infty} f(x) dx \quad (\text{片側検定})$$

帰無仮説  $H_0$  が正しければ  $p$  値は小さくならない

## **解析の事例**

### **東京の 8 月の気候の分析 (再掲)**

- データの一部
- 気温を説明する 5 種類の線形回帰モデルを検討
  - モデル 1: 気温 =  $F(\text{気圧})$
  - モデル 2: 気温 =  $F(\text{日射})$
  - モデル 3: 気温 =  $F(\text{気圧}, \text{日射})$
  - モデル 4: 気温 =  $F(\text{気圧}, \text{日射}, \text{湿度})$
  - モデル 5: 気温 =  $F(\text{気圧}, \text{日射}, \text{雲量})$

### **分析の視覚化 (再掲)**

- 観測値とあてはめ値の比較

### **モデルの比較**

- $t$  統計量・ $F$  統計量
- 診断プロット (モデル 4)
- 診断プロット (モデル 5)

## **次回の予定**

- 第 1 回: 回帰モデルの考え方と推定
- 第 2 回: モデルの評価
- 第 3 回: モデルによる予測と発展的なモデル

表 3: 東京の 8 月の気候

日付	気温	降雨	日射	降雪	風向	風速	気圧	湿度	雲量
2022-08-01	30.6	0	24.53	0	SSE	2.8	1010.1	72	8.8
2022-08-02	31.6	0	24.78	0	SSE	2.5	1008.8	71	9.8
2022-08-03	31.5	0	21.24	0	SSE	2.3	1005.1	75	7.3
2022-08-04	24.6	18	3.46	0	NE	2.7	1006	89	10
2022-08-05	23.8	0	7.65	0	NE	2.9	1006.1	83	9.8
2022-08-06	25.2	0	17.06	0	SSE	2.4	1008.1	73	10
2022-08-07	27.6	0	14.45	0	SSE	2.2	1009.3	80	8.3
2022-08-08	29.8	0	22.52	0	S	4.5	1008.5	75	4.8
2022-08-09	30.9	0	25.5	0	S	5.5	1006.9	69	6.8
2022-08-10	30.5	0	25.99	0	S	5.3	1007.2	70	6
2022-08-11	29.5	0	22.9	0	S	5.4	1007.5	75	6
2022-08-12	28.3	2	15.36	0	S	5.8	1007.5	81	9.8
2022-08-13	25.5	47.5	4.53	0	S	4.8	1005.6	94	10
2022-08-14	28.2	0	16.28	0	SSE	2.6	1003	84	8.8
2022-08-15	29.4	0	18.65	0	S	2.5	1003.4	78	8.8
2022-08-16	31	0	20.5	0	SSW	4.8	1000.6	70	8.3
2022-08-17	27.3	5	8.87	0	NE	2.5	1005.8	77	10
2022-08-18	26.8	13	8.74	0	S	2.8	1001.7	81	6
2022-08-19	27.5	0	23.52	0	SSE	3.4	1001.7	62	3
2022-08-20	26.4	1.5	13.5	0	NW	1.8	1000.6	82	9.8
2022-08-21	26	1	8.96	0	NE	2.1	1002.3	87	10
2022-08-22	26.2	0	9.05	0	NNE	2.5	1005.5	82	10
2022-08-23	28.7	0	17.94	0	S	3.2	1003.2	83	8.3
2022-08-24	27.8	2	12.86	0	NE	2.9	1003.2	79	10
2022-08-25	25.7	0	9.83	0	SE	2	1004.1	77	10
2022-08-26	27	3.5	10.05	0	SSE	2.1	1002.5	89	10
2022-08-27	29	0	19.87	0	SSE	3.3	1002.7	80	5.5
2022-08-28	23.7	5	4.58	0	NE	3	1009.2	87	9.8
2022-08-29	23.3	0.5	15.45	0	NE	2.8	1016.1	69	8
2022-08-30	22.8	5	10.12	0	NNE	1.9	1012.5	88	10
2022-08-31	27.1	1	17.46	0	S	3.2	1007.6	85	8.8

表 4: t 統計量・F 統計量によるモデルの比較

	目的変数				
	モデル 1	モデル 2	気温 モデル 3	モデル 4	モデル 5
気圧	-0.178 (0.127) t = -1.405		-0.223*** (0.068) t = -3.281	-0.214*** (0.067) t = -3.185	-0.242*** (0.068) t = -3.566
日射		0.297*** (0.041) t = 7.193	0.306*** (0.036) t = 8.547	0.366*** (0.056) t = 6.582	0.348*** (0.045) t = 7.699
湿度				0.071 (0.051) t = 1.390	
雲量					0.238 (0.161) t = 1.474
Constant	206.535 (127.430) t = 1.621	22.969*** (0.690) t = 33.277	247.477*** (68.433) t = 3.616	231.843*** (68.254) t = 3.397	263.717*** (67.94) t = 3.882
Observations	31	31	31	31	31
R <sup>2</sup>	0.064	0.641	0.741	0.758	0.760
Adjusted R <sup>2</sup>	0.031	0.628	0.722	0.731	0.733
Residual Std. Error	2.463 (df = 29)	1.526 (df = 29)	1.320 (df = 28)	1.298 (df = 27)	1.293 (df = 27)
F Statistic	1.973 (df = 1; 29)	51.743*** (df = 1; 29)	39.964*** (df = 2; 28)	28.174*** (df = 3; 27)	28.484*** (df = 3; 27)

Note:

\*p&lt;0.1; \*\*p&lt;0.05; \*\*\*p&lt;0.01

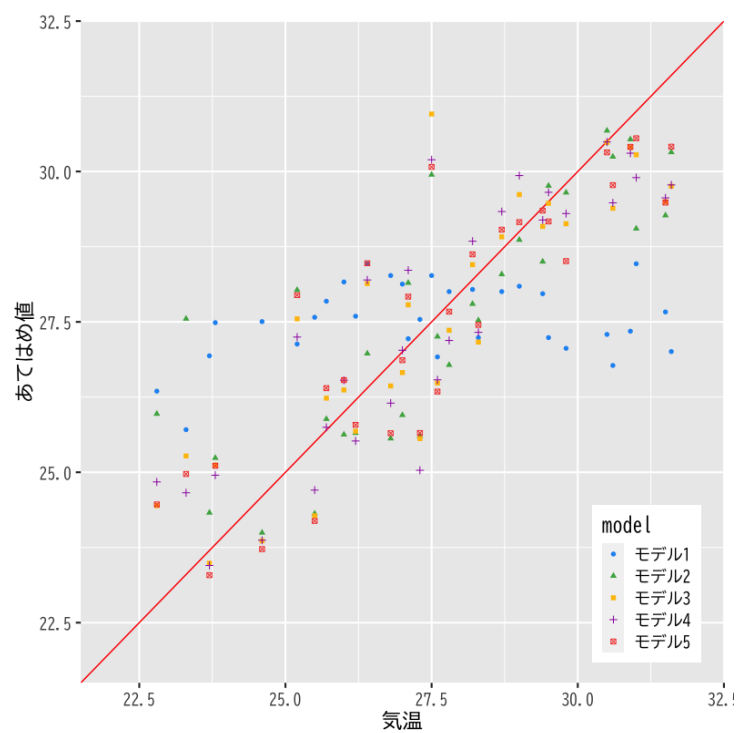


図 6: モデルの比較

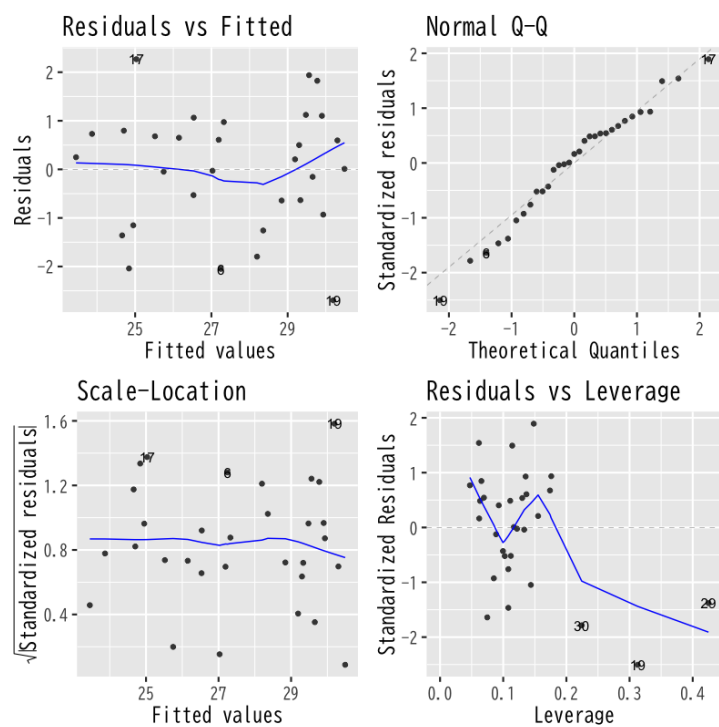


図 7: モデルの比較

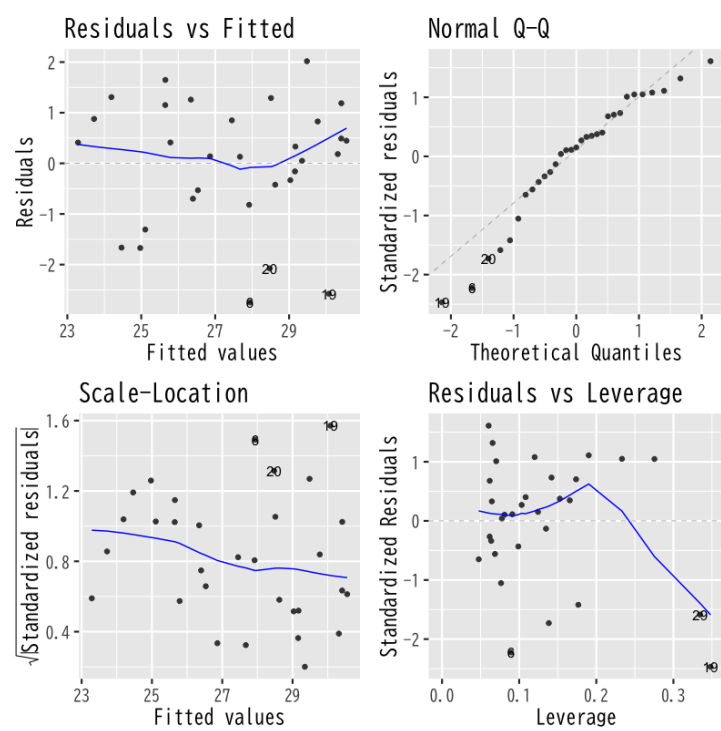


図 8: モデルの比較