# 回帰分析

### 回帰モデルの考え方と推定

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

## 回帰分析の考え方

### 回帰分析

- ある変量を別の変量で説明する関係式を構成する
- 関係式: 回帰式 (regression equation)
  - 説明される側:目的変数,被説明変数,従属変数,応答変数
  - 説明する側: **説明変数**, 独立変数, 共変量
- 説明変数の数による分類
  - 一つの場合: **単回帰** (simple regression)
  - 複数の場合: **重回帰** (multiple regression)

### 一般の回帰の枠組

- 説明変数:  $x_1, ..., x_p$  (p 次元)
- 目的変数: y (1 次元)
- 回帰式: y を  $x_1,...,x_p$  で説明するための関係式

$$y = f(x_1, \dots, x_p)$$

• 観測データ: n 個の  $(y, x_1, ..., x_p)$  の組

$$\{(y_i, x_{i1}, \dots, x_{ip})\}_{i=1}^n$$

### 線形回帰

- 任意の f では一般的すぎて分析に不向き
- f として1次関数 を考える
  ある定数 β<sub>0</sub>,β<sub>1</sub>,...,β<sub>p</sub> を用いた式:

$$f(x_1,\ldots,x_p) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_p x_p$$

- 1 次関数の場合:線形回帰 (linear regression)
- 一般の場合: 非線形回帰 (nonlinear regression)
- 非線形関係は新たな説明変数の導入で対応可能
  - 適切な多項式: $x_i^2, x_j x_k, x_j x_k x_l, \ldots$
  - その他の非線形変換:  $\log x_j, x_i^{\alpha}, \dots$
  - 全ての非線形関係ではない

### 回帰係数

• 線形回帰式

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

- $-\beta_0,\beta_1,\ldots,\beta_p$ : 回帰係数 (regression coefficients)
- $-\beta_0$ : 定数項 / 切片 (constant term / intersection)
- 線形回帰分析 (linear regression analysis)

未知の回帰係数をデータから決定する分析方法

### 回帰の確率モデル

- 回帰式の不確定性
  - データは一般に観測誤差などランダムな変動を含む
  - 回帰式がそのまま成立することは期待できない
- 確率モデル : データのばらつきを表す項  $\epsilon_i$  を追加

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

- $-\epsilon_1,\ldots,\epsilon_n$ : 誤差項 / 撹乱項 (error / disturbance term)
  - \* 誤差項は独立な確率変数と仮定
  - \* 多くの場合,平均 0,分散  $\sigma^2$  の正規分布を仮定
- **推定** (estimation): 観測データから  $(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$  を決定

## 回帰係数の推定

### 残差

- 残差 (residual): 回帰式で説明できない変動
- 回帰係数  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n)^\mathsf{T}$  を持つ回帰式の残差

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

- 残差  $e_i(\beta)$  の絶対値が小さいほど当てはまりがよい

### 最小二乗法

• 残差平方和 (residual sum of squares)

$$S(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{n} e_i(\boldsymbol{\beta})^2$$

• 最小二乗推定量 (least squares estimator)

残差平方和  $S(\beta)$  を最小にする  $\beta$ 

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_p)^{\mathsf{T}} = \arg\min_{\boldsymbol{\beta}} S(\boldsymbol{\beta})$$

### 行列の定義

• デザイン行列 (design matrix)

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

### ベクトルの定義

• 目的変数, 誤差, 回帰係数のベクトル

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

### 行列・ベクトルによる表現

• 確率モデル

$$y = X\beta + \epsilon$$

• 残差平方和

$$S(\boldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{v} - X\boldsymbol{\beta})^{\mathsf{T}} (\boldsymbol{v} - X\boldsymbol{\beta})$$

### 解の条件

・ 解 β では残差平方和の勾配は零ベクトル

$$\frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} S(\boldsymbol{\beta}) = \left(\frac{\partial S}{\partial \beta_0}(\boldsymbol{\beta}), \frac{\partial S}{\partial \beta_1}(\boldsymbol{\beta}), \dots, \frac{\partial S}{\partial \beta_p}(\boldsymbol{\beta})\right)^{\mathsf{T}} = \mathbf{0}$$

### 演習

### 問題

• 残差平方和  $S(\beta)$  をベクトル  $\beta$  で微分して解の条件を求めなさい

## 正規方程式

### 正規方程式

• 正規方程式 (normal equation)

$$X^{\mathsf{T}}X\boldsymbol{\beta} = X^{\mathsf{T}}y$$

- $X^TX$ : **Gram** 行列 (Gram matrix)
  - $-(p+1)\times(p+1)$  行列 (正方行列)
  - 正定対称行列(固有値が非負)

### 正規方程式の解

- 正規方程式の基本的な性質
  - 正規方程式は必ず解をもつ(一意に決まらない場合もある)
  - 正規方程式の解は最小二乗推定量であるための必要条件
- 解の一意性の条件
  - Gram 行列 X<sup>T</sup>X が **正則**
  - X の列ベクトルが独立(後述)
- 正規方程式の解

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (X^{\mathsf{T}}X)^{-1}X^{\mathsf{T}}\boldsymbol{y}$$

## 最小二乗推定量の性質

### 解析の上での良い条件

- 最小二乗推定量がただ一つだけ存在する条件
  - X<sup>T</sup>X が正則
  - X<sup>T</sup>X の階数が p+1
  - X の階数が p+1
  - X の列ベクトルが 1 次独立
  - これらは同値条件

### 解析の上での良くない条件

- 説明変数が1次従属: **多重共線性** (multicollinearity)
- 多重共線性が強くならないように説明変数を選択
  - X の列 (説明変数) の独立性を担保する
  - 説明変数が互いに異なる情報をもつように選ぶ
  - 似た性質をもつ説明変数の重複は避ける

## 推定の幾何学的解釈

• あてはめ値 / 予測値 (fitted values / predicted values)

$$\hat{\mathbf{y}} = X\hat{\boldsymbol{\beta}} = \hat{\beta}_0 X_{\text{\tiny $\hat{\mathfrak{P}}$} 0 \text{ \tiny $\hat{\mathfrak{P}}$} 1} + \dots + \hat{\beta}_p X_{\text{\tiny $\hat{\mathfrak{P}}$} p \text{ \tiny $\hat{\mathfrak{P}}$}}$$

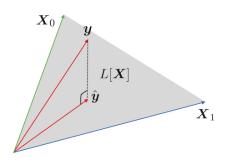


図 1: n = 3, p + 1 = 2 の場合の最小二乗法による推定

- 最小二乗推定量 ŷ の幾何学的性質
  - L[X]: X の列ベクトルが張る  $\mathbb{R}^n$  の部分線形空間
  - X の階数が p+1 ならば L[X] の次元は p+1 (解の一意性)
  - $-\hat{y}$  は y の L[X] への直交射影
  - 残差 (residuals)  $\hat{\epsilon} = y \hat{y}$  はあてはめ値  $\hat{y}$  に直交

$$\hat{\boldsymbol{\epsilon}} \cdot \hat{\mathbf{y}} = 0$$

### 線形回帰式と標本平均

- $x_i = (x_{i1}, ..., x_{ip})^\mathsf{T}$ : 説明変数の i 番目の観測データ
- 説明変数および目的変数の標本平均

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i,$$
  $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i,$ 

•  $\hat{\pmb{\beta}}$  が最小二乗推定量のとき以下が成立

$$\bar{\mathbf{y}} = (1, \bar{\mathbf{x}}^{\mathsf{T}}) \hat{\boldsymbol{\beta}}$$

## 演習

### 問題

- 最小二乗推定量について以下を示しなさい
  - 残差の標本平均が0となる

以下を示せばよい

$$\mathbf{1}^{\mathsf{T}}(\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}) = \mathbf{1}^{\mathsf{T}} \hat{\boldsymbol{\epsilon}} = 0$$

ただし  $\mathbf{1} = (1, ..., 1)^{\mathsf{T}}$  とする

- 回帰式が標本平均を通る

$$\bar{y} = (1, \bar{x}^{\mathsf{T}})\hat{\beta}$$

## 残差の分解

### 最小二乗推定量の残差

• 観測値と推定値 **ĝ** による予測値の差

$$\hat{\epsilon}_i = y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \dots + \hat{\beta}_p x_{ip}) \quad (i = 1, \dots, n)$$

- 誤差項  $\epsilon_1, \ldots, \epsilon_n$  の推定値
- 全てができるだけ小さいほど良い
- 予測値とは独立に偏りがないほど良い
- 残差ベクトル

$$\hat{\boldsymbol{\epsilon}} = \boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}} = (\hat{\epsilon}_1, \hat{\epsilon}_2, \dots, \hat{\epsilon}_n)^{\mathsf{T}}$$

### 平方和の分解

- $\bar{\mathbf{y}} = \bar{\mathbf{y}} \mathbf{1} = (\bar{\mathbf{y}}, \bar{\mathbf{y}}, \dots, \bar{\mathbf{y}})^{\mathsf{T}}$ : 標本平均のベクトル
- いろいろなばらつき
  - $S_y = (y \bar{y})^{\mathsf{T}} (y \bar{y})$ :目的変数のばらつき
  - $S = (y \hat{y})^{\mathsf{T}} (y \hat{y}) : 残差のばらつき (\hat{\epsilon}^{\mathsf{T}}\hat{\epsilon})$
  - $S_r = (\hat{\mathbf{y}} \bar{\mathbf{y}})^\mathsf{T} (\hat{\mathbf{y}} \bar{\mathbf{y}})$ : あてはめ値 (回帰) のばらつき
- 3 つのばらつき (平方和) の関係

$$(y - \bar{y})^{\mathsf{T}} (y - \bar{y}) = (y - \hat{y})^{\mathsf{T}} (y - \hat{y}) + (\hat{y} - \bar{y})^{\mathsf{T}} (\hat{y} - \bar{y})$$
  
$$S_{v} = S + S_{r}$$

## 演習

### 問題

- 以下の関係式を示しなさい
  - あてはめ値と残差のベクトルが直交する

$$\hat{\mathbf{y}}^{\mathsf{T}}(\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}) = \hat{\mathbf{y}}^{\mathsf{T}} \hat{\boldsymbol{\epsilon}} = 0$$

- 残差平方和の分解が成り立つ

$$S_v = S + S_r$$

## 決定係数

### 回帰式の寄与

• ばらつきの分解

$$S_y$$
 (目的変数) =  $S$  (残差) +  $S_r$  (あてはめ値)

• 回帰式で説明できるばらつきの比率

(回帰式の寄与率) = 
$$\frac{S_r}{S_v}$$
 =  $1 - \frac{S}{S_v}$ 

• 回帰式のあてはまり具合を評価する代表的な指標

## 決定係数 $(R^2$ 値)

• 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)

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

- 不偏分散で補正している

## 解析の事例

### データについて

- 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
  - $\tilde{\tau}$ -9 https://noboru-murata.github.io/multivariate-analysis/data/tokyo\_weather.csv

### 東京の8月の気候の分析

気候(気温,降雨,日射,降雪,風向,風速,気圧,湿度,雲量)
 に関するデータ(の一部)

|     | month | day | day_of_week | temp | rain | solar | ${\tt snow}$ | wdir | wind | press  | humid | cloud |
|-----|-------|-----|-------------|------|------|-------|--------------|------|------|--------|-------|-------|
| 213 | 8     | 1   | Sun         | 28.7 | 0.0  | 26.58 | 0            | SSE  | 3.2  | 1000.2 | 76    | 2.3   |
| 214 | 8     | 2   | Mon         | 28.6 | 0.5  | 19.95 | 0            | SE   | 3.4  | 1006.1 | 80    | 7.0   |
| 215 | 8     | 3   | Tue         | 29.0 | 3.0  | 19.89 | 0            | S    | 4.0  | 1009.9 | 80    | 6.3   |
| 216 | 8     | 4   | Wed         | 29.5 | 0.0  | 26.52 | 0            | S    | 3.0  | 1008.2 | 76    | 2.8   |
| 217 | 8     | 5   | Thu         | 29.1 | 0.0  | 26.17 | 0            | SSE  | 2.8  | 1005.1 | 74    | 5.8   |
| 218 | 8     | 6   | Fri         | 29.1 | 0.0  | 24.82 | 0            | SSE  | 2.9  | 1004.2 | 75    | 4.0   |
| 219 | 8     | 7   | Sat         | 27.9 | 2.0  | 11.43 | 0            | NE   | 2.5  | 1003.1 | 85    | 9.0   |

| 220 | 8 | 8  | Sun | 25.9 | 90.5 | 3.43  | 0 | N   | 3.0 | 998.0  | 97  | 10.0 |
|-----|---|----|-----|------|------|-------|---|-----|-----|--------|-----|------|
| 221 | 8 | 9  | Mon | 28.1 | 2.0  | 13.34 | 0 | S   | 6.1 | 995.4  | 84  | 6.0  |
| 222 | 8 | 10 | Tue | 31.0 | 0.0  | 22.45 | 0 | SSW | 4.7 | 996.3  | 58  | 4.8  |
| 223 | 8 | 11 | Wed | 29.2 | 0.0  | 21.12 | 0 | SE  | 2.9 | 1008.0 | 61  | 9.3  |
| 224 | 8 | 12 | Thu | 26.0 | 0.5  | 8.34  | 0 | SSE | 2.4 | 1008.8 | 84  | 9.5  |
| 225 | 8 | 13 | Fri | 22.5 | 20.5 | 4.36  | 0 | NE  | 2.7 | 1008.0 | 97  | 10.0 |
| 226 | 8 | 14 | Sat | 22.3 | 77.0 | 2.76  | 0 | N   | 2.7 | 1003.6 | 100 | 10.0 |

- 気温を説明する4つの線形回帰モデルを検討する
  - モデル 1: 気温 = F(気圧)
  - モデル 2: 気温 = F(気圧, 日射)
  - モデル 3: 気温 = F(気圧, 日射, 湿度)
  - モデル 4: 気温 = F(気圧, 日射, 雲量)
- 関連するデータの散布図

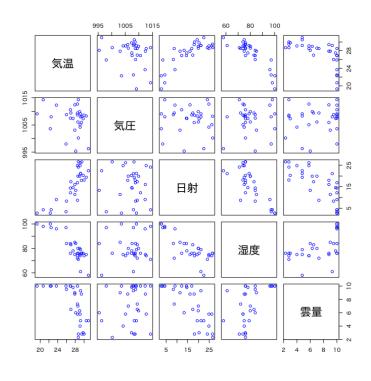


図 2: 散布図

- モデル1の推定結果
- モデル2の推定結果
- 観測値とあてはめ値の比較
- 決定係数・自由度調整済み決定係数
  - モデル 1: 気温 = F(気圧)
    - [1] "R2: 0.0483 ; adj. R2: 0.0155"
  - モデル 2: 気温 = F(気圧, 日射)

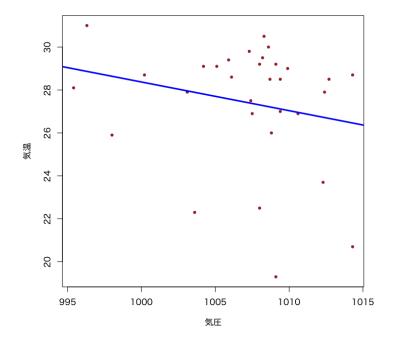


図 3: モデル 1

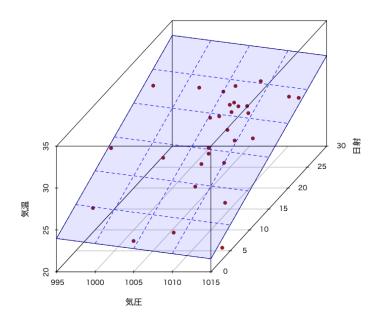


図 4: モデル 2

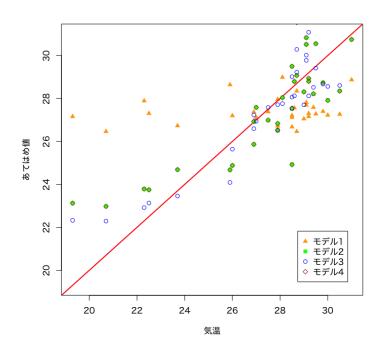


図 5: モデルの比較

[1] "R2: 0.703; adj. R2: 0.681"

- モデル 3: 気温 = F(気圧, 日射, 湿度)

[1] "R2: 0.83; adj. R2: 0.811"

- モデル 4: 気温 = F(気圧, 日射, 雲量)

[1] "R2: 0.703 ; adj. R2: 0.67"

# 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