6321120@ed.tus.ac.JP-Jul 14, 2020

多変量解析 ad tus ar in mil 11 ~第11回重回帰分析~

GM, 49

旦帰分析

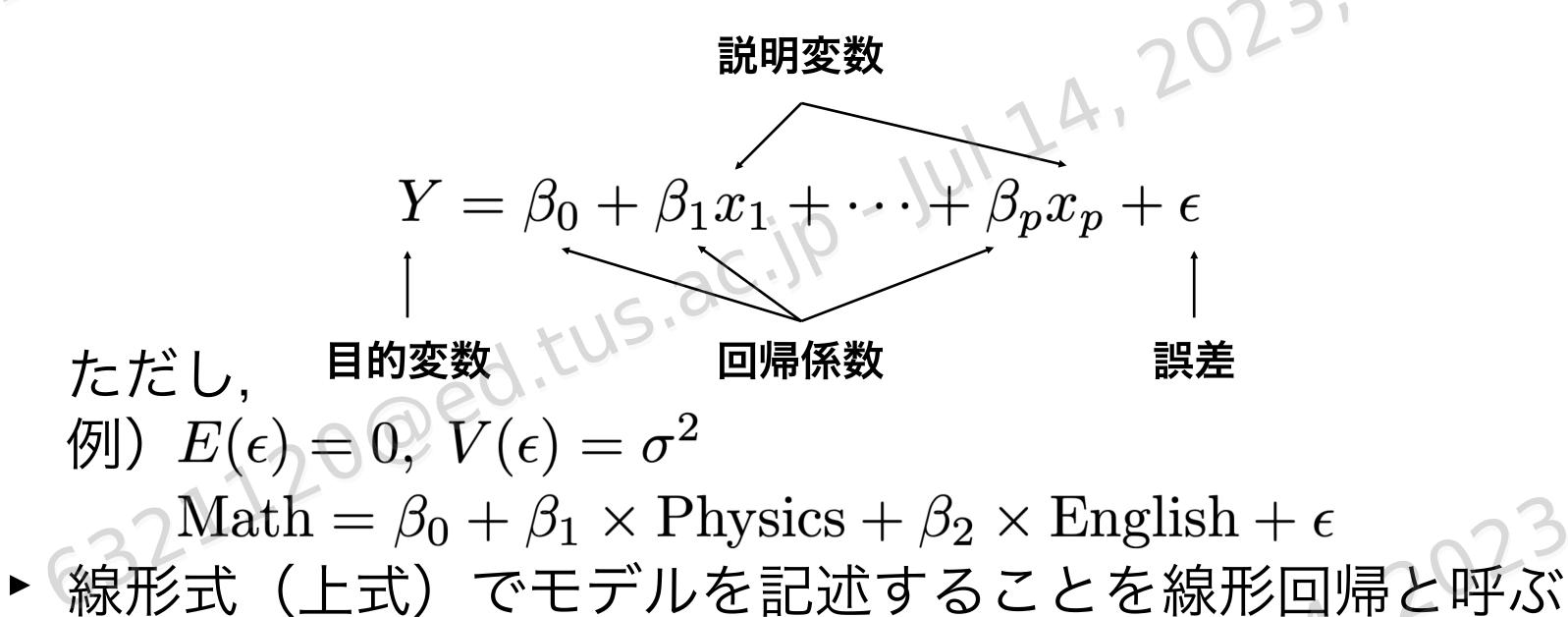
- 線形モデルや最小2乗法という意味では、分散分析も回帰りがある。 分析とまったく同じ手法である
- ▶ 線形代数と直交射影の観点から最小2乗法の理論を解説
- d.tus.ac.ip Jul 14, 2023, 8:39:00 AM ▶ 回帰分析では、説明変数の値を用いて目的変数の値を説明 <u>, あるいは予測</u>することを目的とする
- ▶ 正規線形回帰モデルの推測については、

GMAA

回帰分析の行列表示

- ► 説明変数は独立変数ともいう. 目的変数は従属変数, 非説明変数, 基準変数などともいう
- ▶ 重回帰モデル

GMAA



ad tus.ac.jp

ト 行列表示
$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{np} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{pmatrix}$$

$$y = X\beta + \epsilon$$
ト ここでは、 $n > p + 1$ とする
ト イメージ
$$p = X\beta + \epsilon$$

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

$$y = X + \epsilon$$

目的変数ベクトル

計画行列、誤差ベク

GMT+9

最小2乗法の考え方
$$\sum_{t=1}^n (y_t - \beta_0 x_{t0} - \dots - \beta_p x_{tp})^2 = ||\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}||^2$$
 が最小となる $\boldsymbol{\beta}$ を求めたい。ただし、
$$||\mathbf{x}|| = \sqrt{x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_p^2}, \quad \mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_p)^{'}$$
 ト $n > p+1$ かつ $\operatorname{rank} \mathbf{X} = p+1$ を仮定する:

$$|\mathbf{x}|| = \sqrt{x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_p^2}, \quad \mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_p)$$

p+1を仮定する:p+1を仮定する:p+1を仮定する:p+1を仮定する。p+1を仮定する。p+1をの様型独立である。p+1のの集合が線型独立であるとは、集合のベクトルの線のはできるとは、集合のベクトルの表示が自明なものに限ることをいうp+1のは、

$$egin{aligned} \mathbf{1}_neta_0 + oldsymbol{x}_1eta_1 + \cdots + oldsymbol{x}_peta_p = \left(egin{array}{cccc} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1p} \ dots & dots & \ddots & dots \ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{np} \end{array}
ight) \left(eta_0 \ dots \ eta_p \end{array}
ight) \end{aligned}$$

▶ 最小2乗解: $\hat{m{\beta}}=(m{X}'m{X})^{-1}m{X}'m{y}$ ▶ 解の確認:任意のベクトル $m{c}$ に対して,

GM-1-4-9

ト 最小2乗解:
$$\hat{eta} = (X'X)^{-1}X'y$$
ト 解の確認:任意のベクトル c に対して、
$$||y - Xc||^2 = ||y - Xc - X\hat{\beta} + X\hat{\beta}||^2$$

$$= (y - X\hat{\beta} + X(\hat{\beta} - c))'(y - X\hat{\beta} + X(\hat{\beta} - c))$$

$$= ||y - X\hat{\beta}||^2 + ||X(\hat{\beta} - c)||^2$$

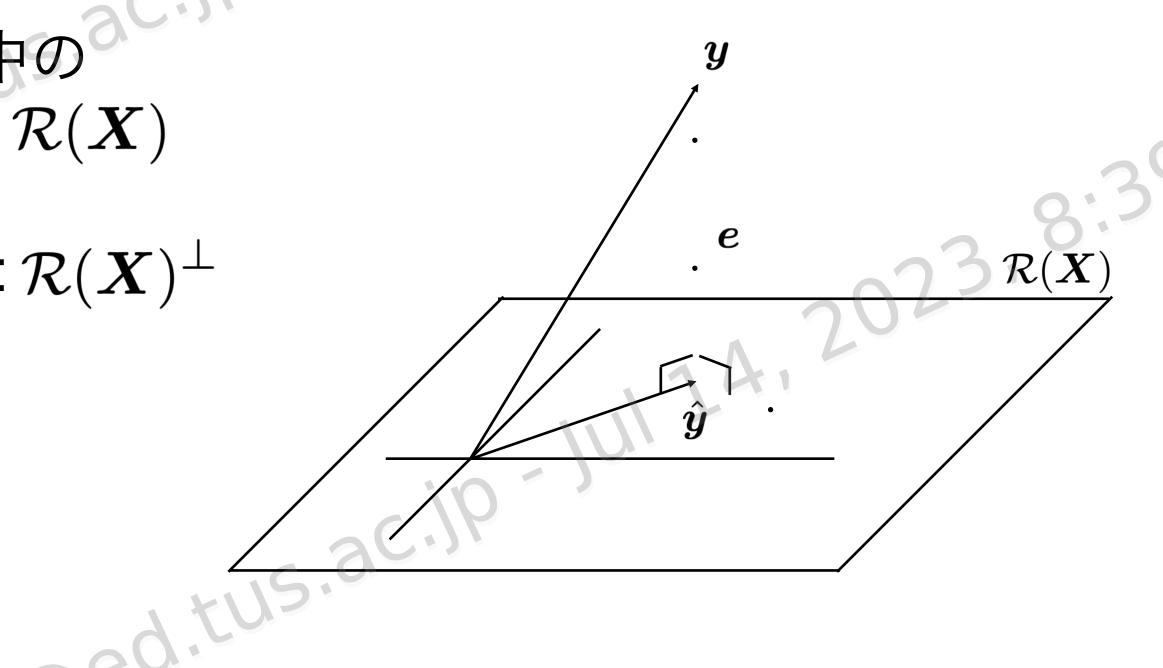
$$\geq ||y - X\hat{\beta}||^2$$
(注) $X'(y - X\hat{\beta}) = X'y - \underline{X'X\hat{\beta}} = X'y - X'y = 0$

$$X'X\hat{\beta} = X'X(X'X)^{-1}X'y = X'y$$

(注)
$$oldsymbol{X}'(oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{X}eta]=oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{X}'oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-oldsymbol{y}-ol$$

- ト 予測値ベクトル: $\hat{m{y}} = m{X}\hat{m{eta}} = m{P_X}m{y}$ ただし, $m{P_X} = m{X}(m{X}'m{X})^{-1}m{X}'$
- ト 残差ベクトル: $e=y-\hat{y}=(I-P_X)y$
- ▶ 直交射影行列:べき等性かつ対称性を満たす行列 $m{P}_{m{X}}^2 = m{P}_{m{X}}, \quad m{P}_{m{X}} = m{P}_{m{X}}^{'}$
- ト Xの列の張る \mathcal{R}^n の中のp+1次元部分空間: $\mathcal{R}(X)$
- ト $\mathcal{R}(oldsymbol{X})$ の直交補空間: $\mathcal{R}(oldsymbol{X})^{\perp}$

GM1-1-9



8:39:00 AM GMT +9

決定係数

ト 定義的な関係式: $y=\hat{y}+e$ たから $\mathbf{1}_n'$ をかけて要素の和をとると, $\mathbf{1}_n'e=0$ であるしたがって,予測値ベクトルの標本平均は実測値ベクトルの標本平均 \bar{y} に一致することがわかる

$$oxed{X'}(oxed{y}-oxed{X}\hat{eta})=\mathbf{0}$$
1行目が $oxed{\mathbf{1}}_n'$ 残差ベクトル $oldsymbol{e}$

GM, 40

ト 平均偏差: $m{y}-ar{y}m{1}_n=(\hat{m{y}}-ar{y}m{1}_n)+m{e}$ $\hat{m{y}}'m{e}=\hat{m{\beta}}'m{X}'m{e}=0$ および $m{1}'_nm{e}=0$ から, $||y - \bar{y}\mathbf{1}_n||^2 = ||\hat{y} - \bar{y}\mathbf{1}_n||^2 + ||e||^2$ 要素ごとにかけば $\sum_{t=1}^{\infty} (y_t - \bar{y})^2 = \sum_{t=1}^{\infty} (\hat{y}_t - \bar{y})^2 + \sum_{t=1}^{\infty} e_t^2$

GMAA

ト 平方和の分解
$$\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2 = \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2 + \sum_{t=1}^n e_t^2$$
 $\mathbf{g} = \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2 + \sum_{t=1}^n e_t^2$ $\mathbf{g} = \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2 + \sum_{t=1}^n e_t^2$ 決定係数:回帰式のあてはまりの良さの尺度

決定係数:回帰式のあてはまりの良さの尺度

$$R^{2} = \frac{\sum_{t=1}^{n} (\hat{y}_{t} - \bar{y})^{2}}{\sum_{t=1}^{n} (y_{t} - \bar{y})^{2}} = 1 - \frac{\sum_{t=1}^{n} e_{t}^{2}}{\sum_{t=1}^{n} (y_{t} - \bar{y})^{2}}$$

 $egin{align*} & egin{align*} & \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2 \\ 0 \leq R^2 \leq 1$ であり、 R^2 が 1 に近いほど $\hat{m y}$ に近く, 回帰 式のあてはまりが良い.また, 正の平方根 R を重相関係数 という d.tus.ac.jp

Rによる実習

- ► treesデータ
- 樹木の容積は外周長の2乗と樹高の積に比例? この関係式を線形モデルで表現するには対数を取れば良い



GM, 49



木材博物館より引用

► treesデータの確認と準備

```
4,00 AM GMT +9
str(trees) # treesデータの構造を確認
y <- trees[,3] # treesの3列目を目的変数ベクトルとして格納
a <- rep(1:1,31) # 1ベクトルの作成
X <- cbind(a,trees[,-3]) # 計画行列の作成
X <- as.matrix(X) # 行列に変更
```

▶ 最小二乗推定値の計算

```
b \leftarrow solve(t(X) \% * \% X) \% * \% t(X) \% * \% y
esty <- X %*% b # 予測値ベクトル
c(mean(y),mean(esty)) # 平均値の確認
```

▶ 各平方和の計算

GM, 40

```
8:39:00 AM
t(y-mean(y)) % * % (y-mean(y)) # 全平方和
t(esty-mean(y)) % * % (esty-mean(y)) # 回帰平方和
(e <- y - esty) # 残差ベクトル
                    Atus.acip.
t(e) %*% e # 残差平方和
```

► 平方和の分解 zen <- t(y-mean / kajki kaiki <- t(esty-mean(y)) %*% (esty-mean(y)) # 回帰平方和 zansa <- t(e) %*% e # 残差平方和 (zen - (kaiki + zansa))

8.39.00 AM GMT + 9

▶ 決定係数

GMAA

l - zansa/zen # 決定係数1 kaiki/zen #決定係数2(同じ計算結果)

► 組み込み関数Imで自動計算

(演習問題) データを対数変換して回帰分析してみる

ditus.ac.jp