回帰分析

予測と発展的なモデル

村田 昇

講義概要

- 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: $x_1, ..., x_p$ (p 次元)
 - 目的変数: y (1 次元)
- 回帰係数 $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_p$ 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

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

問題設定

• 確率モデル

$$y = X\beta + \epsilon$$
, $\epsilon \sim$ 確率分布

• 式の評価: 残差平方和 の最小化による推定

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

解とその一意性

• 解の条件: 正規方程式

$$X^{\mathsf{T}}X\boldsymbol{\beta} = X^{\mathsf{T}}\mathbf{v}$$

• 解の一意性 : **Gram 行列** *X*^T*X* が正則

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

解析の事例

東京の8月の気候の分析

• データの一部 loadNamespace(x) でエラー: 'stargazer' という名前のパッケージはありません

• 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

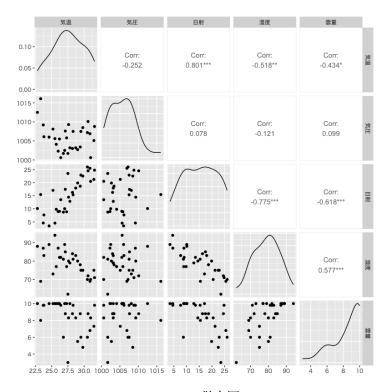


Figure 1: 散布図

• 観測値とあてはめ値の比較

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)

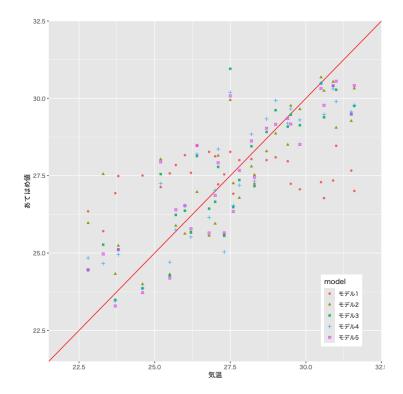


Figure 2: モデルの比較

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

- 不偏分散で補正

モデルの評価

• 決定係数 $(R^2, Adjusted R^2)$ loadNamespace(x) でエラー: 'stargazer' という名前のパッケージはありません

F統計量による検定

- 説明変数のうち1つでも役に立つか否かを検定する
 - 帰無仮説 H_0 : $\beta_1 = \cdots = \beta_p = 0$
 - 対立仮説 H_1 : $\exists j \beta_i \neq 0$ (少なくとも 1 つは役に立つ)
- F 統計量: 決定係数 (または残差) を用いて計算

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

• p 値: 自由度 p,n-p-1 の F 分布で計算

モデルの評価

• F 統計量 loadNamespace(x) でエラー: 'stargazer' という名前のパッケージはありません

t 統計量による検定

- 回帰係数 β_i が回帰式に寄与するか否かを検定する
 - 帰無仮説 H_0 : $β_i = 0$
 - 対立仮説 H_1 : $\beta_j \neq 0$ (β_j は役に立つ)
- t 統計量: 各係数ごと, ζ は $(X^TX)^{-1}$ の対角成分

$$t = \frac{\hat{\beta}_j}{\hat{\sigma}\zeta_j}$$

• p 値: 自由度 n-p-1 の t 分布を用いて計算

モデルの評価

• t 統計量 loadNamespace(x) でエラー: 'stargazer' という名前のパッケージはありません

診断プロットによる評価

• モデル 4

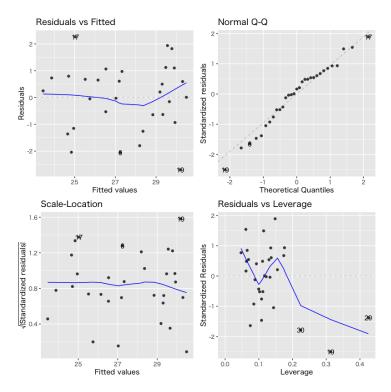


Figure 3: モデル 4 の診断

• モデル 5

回帰モデルによる予測

予測

• 新しいデータ (説明変数) x に対する **予測値**

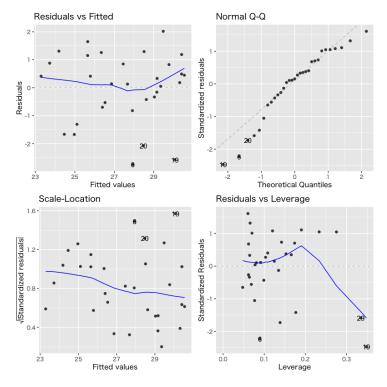


Figure 4: モデル 5 の診断

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

• 予測値は元データの目的変数の重み付け線形和

$$\hat{y} = w(x)^{\mathsf{T}} y, \qquad w(x)^{\mathsf{T}} = (1, x^{\mathsf{T}}) (X^{\mathsf{T}} X)^{-1} X^{\mathsf{T}}$$

- 重みは元データと新規データの説明変数で決定

予測値の性質

• 推定量は以下の性質をもつ多変量正規分布

$$\mathbb{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}] = \boldsymbol{\beta}$$
$$\operatorname{Cov}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \sigma^2 (X^\mathsf{T} X)^{-1}$$

• この性質を利用して以下の3つの値の違いを評価

$$\hat{y} = (1, \mathbf{x}^{\mathsf{T}})\hat{\boldsymbol{\beta}}$$
 (回帰式による予測値)
 $\tilde{y} = (1, \mathbf{x}^{\mathsf{T}})\boldsymbol{\beta}$ (最適な予測値)
 $y = (1, \mathbf{x}^{\mathsf{T}})\boldsymbol{\beta} + \epsilon$ (観測値)

- ŷとyは独立な正規分布に従うことに注意

信頼区間

最適な予測値との差

• 差の分布は以下の平均・分散をもつ正規分布に従う

$$\mathbb{E}[\tilde{y} - \hat{y}] = (1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})\boldsymbol{\beta} - (1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})\mathbb{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}] = 0$$

$$\operatorname{Var}(\tilde{y} - \hat{y}) = \underbrace{\sigma^{2}(1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})(X^{\mathsf{T}}X)^{-1}(1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})^{\mathsf{T}}}_{\hat{\boldsymbol{\beta}}} = \sigma^{2}\gamma_{c}(\boldsymbol{x})^{2}$$

• 正規化による表現

$$\frac{\tilde{y} - \hat{y}}{\sigma \gamma_c(x)} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

信頼区間

• 未知の分散を不偏分散で推定

$$Z = \frac{\tilde{y} - \hat{y}}{\hat{\sigma}\gamma_{C}(\mathbf{x})} \sim \mathcal{T}(n-p-1) \quad (t \ \text{分布})$$

確率 α の信頼区間

$$I_{\alpha}^{c} = (\hat{\mathbf{y}} - C_{\alpha}\hat{\sigma}\gamma_{c}(\mathbf{x}), \ \hat{\mathbf{y}} + C_{\alpha}\hat{\sigma}\gamma_{c}(\mathbf{x}))$$

$$P(|Z| < C_{\alpha}|Z \sim \mathcal{T}(n-p-1)) = \alpha$$

- 最適な予測値 ỹ が入ることが期待される区間

予測区間

観測値との差

• 差の分布は以下の平均・分散をもつ正規分布に従う

$$\mathbb{E}[y - \hat{y}] = (1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})\boldsymbol{\beta} + \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}] - (1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})\mathbb{E}[\boldsymbol{\hat{\beta}}] = 0$$

$$\operatorname{Var}(y - \hat{y}) = \underbrace{\sigma^{2}(1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})(X^{\mathsf{T}}X)^{-1}(1, \boldsymbol{x}^{\mathsf{T}})^{\mathsf{T}}}_{\boldsymbol{\hat{\beta}}} + \underbrace{\sigma^{2}}_{\text{誤差の分散}} = \sigma^{2}\gamma_{p}(\boldsymbol{x})^{2}$$

• 正規化による表現

$$\frac{y - \hat{y}}{\sigma \gamma_p(x)} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

予測区間

• 未知の分散を不偏分散で推定

$$Z = \frac{y - \hat{y}}{\hat{\sigma} \gamma_p(x)} \sim \mathcal{T}(n-p-1)$$
 (t 分布)

確率 α の予測区間

$$I_{\alpha}^{p} = (\hat{y} - C_{\alpha}\hat{\sigma}\gamma_{p}(\mathbf{x}), \ \hat{y} + C_{\alpha}\hat{\sigma}\gamma_{p}(\mathbf{x}))$$

$$P(|Z| < C_{\alpha}|Z \sim \mathcal{T}(n-p-1)) = \alpha$$

- 観測値 y が入ることが期待される区間
- $-\gamma_p > \gamma_c$ なので信頼区間より広くなる

実習

R:予測値と区間推定

• 関数 stats::predict() を用いた予測

R:モデルからの予測

• 東京の気候データによる例

```
#' 9,10月のデータでモデルを構築し, 8,11月のデータを予測
#' データの整理

tw_data <- read_csv("data/tokyo_weather.csv")

tw_train <- tw_data |> # モデル推定用データ
    filter(month %in% c(9,10)) # %in% は集合に含むかどうかを判定

tw_test <- tw_data |> # 予測用データ
    filter(month %in% c(8,11))

#' モデルの構築

tw_model <- temp ~ solar + press # モデルの定義

tw_lm <- lm(tw_model, data = tw_train) # モデルの推定

summary(tw_lm) # モデルの評価

#' あてはめ値の計算

tw_train_fitted <- tw_train |>
    mutate(fitted = predict(tw_lm)) # データのあてはめ値

tw_test_fitted <- tw_test |>
```

```
mutate(fitted = predict(tw_lm, newdata = tw_test)) # 予測
```

• グラフ表示の例

R:区間表示のための関数

• 関数 ggplot2::geom_errorbar(): 区間の表示

```
geom_errorbar(
mapping = NULL,
data = NULL,
stat = "identity",
position = "identity",
...,
na.rm = FALSE,
orientation = NA,
show.legend = NA,
inherit.aes = TRUE
)

#' mapping: 区間を表すために xmin,xmax または ymin,ymax を与える
#' data: データフレーム
#' ...: その他の描画オプション
#' orientation: 特別な場合に指定 (一般に向きは mapping で自動的決定)
#' 詳細は '?ggplot2::geom_errorbar' を参照
```

- 関数 stats::predict() の返り値 'lwr/upr' を用いればよい

練習問題

- 東京の気候データを用いて以下の実験を試みなさい
 - 8月のデータで回帰式を推定する
 - 上記のモデルで9月のデータを予測する

```
#' 特定の月のデータを取り出すには、例えば以下のようにすればよい
tw_data <- read_csv("data/tokyo_weather.csv")
tw_train <- tw_data |> filter(month == 8) # 単一の数字と比較
tw_test <- tw_data |> filter(month %in% c(9,10)) # 集合と比較
```

発展的なモデル

非線形性を含むモデル

- 目的変数 y
- 説明変数 *x*₁,...,*x*_p
- 説明変数の追加で対応可能
 - 交互作用 (交差項): x_ix_i のような説明変数の積
 - 非線形変換: $\log(x_k)$ のような関数による変換

カテゴリカル変数を含むモデル

- 数値ではないデータ
 - 悪性良性
 - 血液型
- 適切な方法で数値に変換して対応:
 - 2値の場合は1,0(真, 偽)を割り当てる
 - * 悪性:1 * 良性:0
 - 3 値以上の場合は **ダミー変数** を利用する (カテゴリ数-1 個)
 - * A型: (1,0,0)
 * B型: (0,1,0)
 * O型: (0,0,1)
 * AB型: (0,0,0)

実習

R:線形でないモデル式の書き方

- 交互作用を記述するためには特殊な記法がある
- 非線形変換はそのまま関数を記述すればよい
- 1 つの変数の多項式は関数 I() を用いる

```
#'目的変数 Y, 説明変数 X1, X2, X3

#'交互作用を含む式 (formula) の書き方
Y ~ X1 + X1: X2  # X1 + X1*X2
Y ~ X1 * X2  # X1 + X2 + X1*X2
Y ~ (X1 + X2 + X3)^2 # X1 + X2 + X3 + X1*X2 + X2*X3 + X3*X1
#' 非線形変換を含む式 (formula) の書き方
Y ~ f(X1)  # f(X1) (f は任意の関数)
Y ~ X1 + I(X2^2)  # X1 + X2^2
```

R:カテゴリカル変数の取り扱い

- 何も宣言しなくても通常は適切に対応してくれる
- 陽に扱う場合は関数 factor() を利用する

```
#' factor 属性の与え方
X <- c("A", "S", "A", "B", "D")
Y <- c(85, 100, 80, 70, 30)
toy_data1 <- tibble(X, Y)
toy_data2 <- toy_data1 |> # 因子化
    mutate(X2 = factor(X)) # 関数 as_factor()を用いてもよい
str(toy_data2) # 作成したデータフレームの素性を見る
toy_data3 <- toy_data2 |> # 順序付き (levels) の因子化
    mutate(X3 = factor(X, levels=c("S", "A", "B", "C", "D")))
str(toy_data3) # toy_data2 とは factor の順序が異なる
toy_data4 <- toy_data2 |>
    mutate(Y2 = factor(Y > 60)) # 条件による因子化
str(toy_data4) # 条件の真偽で 2 値に類別される
```

練習問題

- 東京の気候データ (9-11 月) を用いて気温を回帰する以下のモデルを検討しなさい
 - 日射量, 気圧, 湿度の線形回帰モデル
 - 湿度の対数を考えた線形回帰モデル
 - 最初のモデルにそれぞれの交互作用を加えたモデル
- 東京の気候データ (1年分)を用いて気温を回帰する以下のモデルを検討しなさい
 - 降水の有無を表すカテゴリカル変数を用いたモデル (雨が降ると気温が変化することを検証する)
 - 上記に月をカテゴリカル変数として加えたモデル (月毎の気温の差を考慮する)

補足

R:モデルの探索

- 変数が増えるとモデルの比較が困難
- 関数 stats::step() で自動化することができる

```
#' モデルの探索
adv_data <- read_csv('https://www.statlearning.com/s/Advertising.csv')
summary(lm(sales ~ radio, data = adv_data))
summary(lm(sales ~ TV + radio, data = adv_data))
summary(lm(sales ~ TV + radio + newspaper, data = adv_data))
summary(adv_init <- lm(sales ~ TV * radio * newspaper, data = adv_data))
adv_opt <- step(adv_init) # 最大のモデルから削減増加による探索
summary(adv_opt) # 探索された (準) 最適なモデルの確認
```

- 全探索ではないので最適とは限らないことに注意は必要

R: package::broom

- 関数 base::summary() の tidyverse 版
- 関数 stats::lm() などの結果を tibble 形式で表示
 - 関数 broom::tidy: 推定結果のまとめ
 - 関数 broom::glance : 評価指標 (統計量) のまとめ
 - 関数 broom::augment: 入出力データのまとめ

```
#' 推定結果の tibble 形式での表示
broom::tidy(adv_opt) # coef(summary(adv_opt)) と同じ内容
broom::glance(adv_opt) # 決定係数や F 値などを整理
broom::augment(adv_opt) # あてはめ値・残差などを整理
```

R: package::car

- 回帰モデルの評価
 - 与えられたデータの再現
 - 新しいデータの予測
- モデルの再構築のための視覚化
 - residual plots: 説明変数・予測値と残差の関係
 - marginal-model plots: 説明変数と目的変数・モデルの関係
 - added-variable plots: 説明変数・目的変数をその他の変数で回帰したときの残差の関係
 - component+residual plots: 説明変数とそれ以外の説明変数による残差の関係

などが用意されている

例題

- これまでに用いたデータでモデルを更新して評価してみよう
 - 変数間の線形回帰の関係について仮説を立てる
 - モデルのあてはめを行い評価する
 - * 説明力があるのか? (F 統計量, t 統計量, 決定係数)
 - * 残差に偏りはないか? (様々な診断プロット)
 - * 変数間の線形関係は妥当か? (様々な診断プロット)
 - 検討結果を踏まえてモデルを更新する(評価の繰り返し)

次回の予定

- ・第1回: 主成分分析の考え方
- ・第2回:分析の評価と視覚化