回帰分析

モデルの推定

村田 昇

2020.10.09

疑似乱数

疑似乱数とは

- コンピューターで生成された数列のこと
- 完全にランダムに数字を発生されることは不可能
- Rの既定値は "Mersenne-Twister 法" (?Random 参照)
- 数値シミュレーションにおいて再現性が要請される場合には、乱数の"シード値"を指定して再現性を担保 (関数 set.seed())

基本的な乱数

- ランダムサンプリング: 与えられた集合の要素を無作為抽出することで発生する乱数
- 二項乱数:「確率 p で表がでるコインを n 回投げた際の表が出る回数」に対応する乱数
- **一様乱数**: 決まった区間 (*a*, *b*) からランダムに発生する乱数
- **正規乱数**: 平均 μ, 分散 σ² の正規分布に従う乱数

乱数を生成する関数

- 関数 sample(): ランダムサンプリング
- 関数 rbinom(): 二項乱数
- 関数 runif(): 一様乱数
- 関数 rnorm(): 正規乱数

練習問題

- ヘルプを用いて以下の関数を調べよ
 - 関数 sample()
 - 関数 rbinom()
 - 関数 runif()
 - 関数 rnorm()
 - 関数 set.seed()
- 以下の試行を実装してみよ
 - サイコロを 10 回振る
 - 4枚のコインを投げたときの表の枚数

モンテカルロ法

モンテカルロ法とは

- 乱数を使った統計実験
- 計算機上でランダムネスを実現 (擬似乱数)
- ランダムネスから導かれる種々の数学的結果を観察

例:中心極限定理

定理

 X_1, X_2, \ldots を独立同分布な確率変数列とし、その平均を μ 、標準偏差を σ とする。このとき、すべての実数 a < b に対して

$$P\Big(a \leq \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma} \leq b\Big) \to \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad (n \to \infty)$$

が成り立つ.

• 直感的には"多数の独立な確率変数の和はほぼ正規分布に従う"ことを主張している

```
## 確率変数の分布の設定 (例: 区間 [-1,1] の一様乱数)
myrand <- function(n) { # n 個の乱数を生成
    return(runif(n,min=-1,max=1))
}
## 標本平均の計算
mymean <- function(n) { # n 個のデータで計算
    return(mean(myrand(n)))
}
```

```
## Monte-Carlo 実験
set.seed(123) # 実験を再現したい場合はシードを指定する
mu <- 0; sigma <- sqrt(1/3) # 理論平均と標準偏差
mc <- 5000 # 実験の繰り返し回数
for(n in c(1,2,4,8,16)){ # nを変えて実験
    xbars <- replicate(mc, mymean(n)) # mc 回実験し標本平均を記録
    hist(xbars, breaks=25, freq=FALSE, # 分布を表示
        col="orchid", border="slateblue",
        xlab=expression(bar(X)), main=paste0("n=",n))
    thdist <- function(x){dnorm(x,mean=mu,sd=sigma/sqrt(n))}
    curve(thdist, add=TRUE, col="orange", lwd=2) # 理論曲線を重ねる
}
```

例: コイン投げの賭け

- AとBの二人で交互にコインを投げる。最初に表が出た方を勝ちとするとき、AとBそれぞれの勝率はいくつとなるか?
- コイン投げは関数 sample(), rbinom() などを用いて模擬できる

```
sample(0:1,1) # 0 と 1 が入った壺からから 1 つ選ぶ
rbinom(1,size=1,prob=0.5) # 表裏が等確率で出る 1 枚のコインを 1 回投げる
```

```
## コイン投げの試行 (いろいろな書き方があるので以下は一例)
mytrial <- function(){
    while(TRUE){ # 永久に回るループ
        if(rbinom(1,size=1,prob=0.5)==1){return("A")} # Aが表で終了
        if(rbinom(1,size=1,prob=0.5)==1){return("B")} # Bが表で終了
        ## どちらも裏ならもう一度ループ
```

```
1
```

```
## Monte-Carlo 実験
set.seed(8888) # 実験を再現したい場合はシードを指定する
mc <- 10000 # 実験回数を設定
mydata <- replicate(mc,mytrial())
## 簡単な集計
table(mydata) # 頻度
table(mydata)/mc # 確率 (推定値)
```

練習問題

- 以下の簡単な双六ゲームの実験を行ってみよう
 - ゴールまでのます目は 100
 - さいころを振り出た目の数だけ進む
 - ゴールに辿り着くまで繰り返す
 - さいころを振る回数の分布は?

補足

- より詳細な確率シミュレーションについては以下を参照して下さい
 - 講義ノート
 - * R 言語の基礎 第5章 (pp71-82)
 - · Buffon の針
 - · Monty Hall 問題
 - · 秘書問題 (最適停止問題)

などの実装例がある

- 統計データ解析 I スライド
 - * 講義5確率シミュレーション

講義の予定

- 第1日: 回帰モデルの考え方と推定
- 第2日: モデルの評価
- 第3日: 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 (regression analysis)

- ある変量を別の変量で説明する関係式を構成
- 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)
- 観測データ: n 個の $(y, x_1, ..., x_p)$ の組

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

• y を x_1, \ldots, x_p で説明するための関係式を構成:

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

線形回帰 (linear regression)

- 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 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ を用いた以下の式:

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

- 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 $x_i^2, x_j x_k, x_j x_k x_l, \dots$
 - その他の非線形変換 $\log x_j, x_j^{lpha}, \dots$

回帰係数

• 線形回帰式:

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

- $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$: 回帰係数 (regression coefficients)
- β_0 : 定数項 / 切片 (constant term / intersection)
- 線形回帰分析: 未知の回帰係数をデータから決定

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 ϵ_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 σ^2 の正規分布を仮定
- **推定** (estimation): 観測データから $(\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_n)$ 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 $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^\mathsf{T}$ を持つ回帰式の残差:

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

• 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 (least squares)

• 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
$$S(oldsymbol{eta})$$
 を最小にする $oldsymbol{eta}$

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

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:

$$m{y} = egin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad m{\epsilon} = egin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{pmatrix}, \quad m{\beta} = egin{pmatrix} eta_0 \\ eta_1 \\ \vdots \\ eta_p \end{pmatrix}$$

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:

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

解の条件

• 解 ß では残差平方和の勾配は零ベクトル

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

• 成分 $(j=0,1,\ldots,p)$ ごとの条件式

$$\frac{\partial S}{\partial \beta_j}(\boldsymbol{\beta}) = -2\sum_{i=1}^n \left(y_i - \sum_{k=0}^p \beta_k x_{ik}\right) x_{ij} = 0$$

但し
$$x_{i0} = 1$$
 $(i = 1, ..., n)$

正規方程式 (normal equation)

• 条件を整理 $(x_{ij}$ は行列 X の (i,j) 成分)

$$\sum_{i=1}^{n} x_{ij} \left(\sum_{k=0}^{p} x_{ik} \beta_k \right) = \sum_{i=1}^{n} x_{ij} y_i \quad (j = 0, 1, \dots, p)$$

• 正規方程式 (normal equation):

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

• Gram 行列 (Gram matrix): X^TX

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
- Gram 行列 X^TX が正則ならば解が一意に決定
- 正規方程式の解

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

R: 関数 lm() による推定

• ベクトルを用いる基本的な使い方:

```
lm(formula= y ~ x1 + ... + xp)
## formula: 目的変数 ~ 説明変数 (複数ある場合は + で並べる)
## y: 目的変数のベクトル
## x1,...,xp: 各説明変数のベクトル
```

• データフレームを用いる方法: (こちらを推奨)

```
lm(formula= y の変数名 ~ x1 の変数名 + ... + xp の変数名,
    data = データフレーム)
## formula: 目的変数名 ~ 説明変数名
## data: 目的変数, 説明変数を含むデータフレーム
```

データセットの準備

- 回帰分析では以下のデータセットを使用します
 - tokyo_weather_reg.csv

気象庁より取得した東京の気象データを回帰分析用に整理したもの

https://www.data.jma.go.jp/gmd/risk/obsdl/index.php

- Advertising.csv

広告費 (TV,radio,newspapers) と売上の関係を調べたもの

"Datasets in this presentation are taken from "An Introduction to Statistical Learning, with applications in R" (Springer, 2013) with permission from the authors: G. James, D. Witten, T. Hastie and R. Tibshirani"

http://faculty.marshall.usc.edu/gareth-james/ISL/Advertising.csv

練習問題

- 前掲のデータセットを用いて回帰式を構成しなさい
 - 東京都の8月の気候データ

 $temp \sim solar + press$

- 広告費と売上データ

sales $\sim \text{TV}$

sales \sim radio

sales $\sim TV + radio$

最小二乗推定量の性質

解と観測データの関係

- 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 (以下同値条件)
 - $* X^\mathsf{T} X$ が正則
 - * $X^\mathsf{T} X$ 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
- 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)
 - 説明変数は多重共線性が強くならないように選択するべき
 - * 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):

$$\hat{\boldsymbol{y}} = X\hat{\boldsymbol{\beta}} = \hat{\beta}_0 X_{\mathfrak{A},0,\mathfrak{N}} + \dots + \hat{\beta}_p X_{\mathfrak{A},p,\mathfrak{N}}$$

- 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)
 - $-\hat{\pmb{y}}$ は \pmb{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

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

• 幾何学的な考察からも一意に決まる

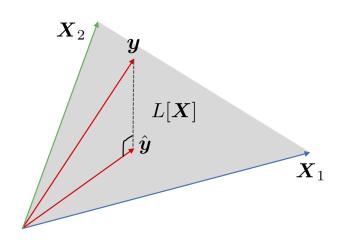


図 1: n = 3, p + 1 = 2 の場合の最小二乗法による推定

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:

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

• **Ĝ** が最小二乗推定量のとき以下が成立:

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

• 以下の関係から簡単に示すことができる

$$\mathbf{1} \cdot (\boldsymbol{y} - \boldsymbol{\hat{y}}) = \mathbf{1} \cdot \boldsymbol{\hat{\epsilon}} = 0$$

R: 推定結果からの情報の取得

• 関数 1m() の出力には様々な情報が含まれる

```
## lmの出力を引数とする関数の例
coef(lm の出力) # 推定された回帰係数
fitted(lm の出力) # あてはめ値
resid(lm の出力) # 残差
model.frame(lm の出力) # model に必要な変数の抽出 (データフレーム)
model.matrix(lm の出力) # デザイン行列
```

R: 行列とベクトルの計算

• $X^\mathsf{T} Y$ および $X^\mathsf{T} X$ の計算

```
      crossprod(X, Y) # cross product の略

      ## X: 行列 (またはベクトル)

      ## Y: 行列 (またはベクトル)

      crossprod(X) # 同じものを掛ける場合は引数は 1 つで良い
```

• 行列 A, B の積 AB

A %*% B # 行列の大きさは適切である必要がある

正方行列 A の逆行列 A⁻¹

solve(A) # 他にもいくつか関数はある

練習問題

- 前間の推定結果を用いて最小二乗推定量の性質を確認しなさい
 - 推定された係数が正規方程式の解

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

となること

- あてはめ値と残差が直交すること
- 回帰式が標本平均を通ること

残差の分解

最小二乗推定量の残差

• 観測値と推定値 Â 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

- 標本平均のベクトル: $\bar{\boldsymbol{y}} = \bar{y} \boldsymbol{1} = (\bar{y}, \bar{y}, \dots, \bar{y})^{\mathsf{T}}$
- 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

-
$$S = (\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}})^{\mathsf{T}} (\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}})$$
: 残差のばらつき $(\hat{\boldsymbol{\epsilon}}^{\mathsf{T}} \hat{\boldsymbol{\epsilon}})$

-
$$S_r = (\hat{\boldsymbol{y}} - \bar{\boldsymbol{y}})^\mathsf{T} (\hat{\boldsymbol{y}} - \bar{\boldsymbol{y}})$$
: 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

$$(\boldsymbol{y} - \bar{\boldsymbol{y}})^{\mathsf{T}}(\boldsymbol{y} - \bar{\boldsymbol{y}}) = (\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}})^{\mathsf{T}}(\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}}) + (\hat{\boldsymbol{y}} - \bar{\boldsymbol{y}})^{\mathsf{T}}(\hat{\boldsymbol{y}} - \bar{\boldsymbol{y}})$$

 $S_y = S + S_r$

• 証明には以下の関係を使う

$$y - \bar{y} = y - \hat{y} + \hat{y} - \bar{y}$$
$$\hat{y} \cdot (y - \hat{y}) = \hat{y} \cdot \hat{\epsilon} = 0$$
$$1 \cdot (y - \hat{y}) = 1 \cdot \hat{\epsilon} = 0$$

練習問題

- 前間の推定結果を用いて残差の性質を確認しなさい
 - 以下の分解

$$(\boldsymbol{y} - \bar{\boldsymbol{y}})^{\mathsf{T}}(\boldsymbol{y} - \bar{\boldsymbol{y}}) = (\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}})^{\mathsf{T}}(\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}}) + (\hat{\boldsymbol{y}} - \bar{\boldsymbol{y}})^{\mathsf{T}}(\hat{\boldsymbol{y}} - \bar{\boldsymbol{y}})$$

 $S_y = S + S_r$

が成り立つこと

決定係数

回帰式の寄与

• ばらつきの分解:

$$S_u$$
 (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) =
$$\frac{S_r}{S_y} = 1 - \frac{S}{S_y}$$

• 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

練習問題

- 決定係数を用いてモデルの比較を行ってみなさい
 - 東京都の8月の気候データ

$$temp \sim solar$$

$$temp \sim solar + press$$

$$temp \sim solar + press + cloud$$

- 広告費と売上データ

sales
$$\sim \text{TV}$$

sales
$$\sim$$
 radio

sales
$$\sim TV + radio$$

補足

- 人工データを作成して回帰分析の性質を調べるコード (Rscript) ついては以下を参照して下さい
 - 講義ノート
 - * 多変量解析 第1章 単回帰分析
 - * 多変量解析 第2章 回帰分析