統計的モデリング基礎② ~回帰モデリング~

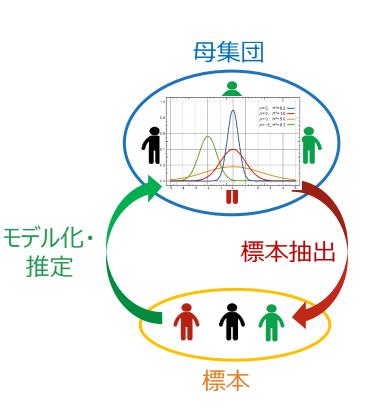
鹿島久嗣 (情報学科 計算機科学コース)

DEPARTMENT OF INTELLIGENCE SCIENCE
AND TECHNOLOGY

統計的モデリングの考えかた

統計モデリングの考え方: 部分から全体について知る

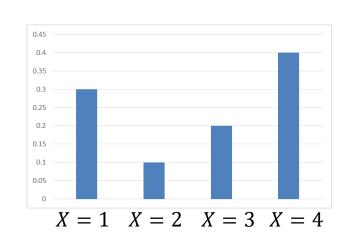
- 母集団:
 - 興味のある集合のすべての要素
 - 確率分布 (分布のクラスやパラメータで指定される)
- ■標本:母集団からの無作為抽出あるいは 確率分布に従った抽出
 - ・確率変数:確率的に値が決まる変数
- 標本から母集団について推測する (標本抽出の逆)



推定

離散型確率変数の代表的な確率分布:離散分布、ベルヌーイ分布と2項分布

- ■離散分布 P(X = k) = f(k) (但し $\sum_{k \in \mathcal{X}} f(k) = 1, f(k) \ge 0$)
- ■ベルヌーイ分布: X = {0,1}上の離散分布
- ■二項分布
 - ベルヌーイ試行: 1が出る確率pの ベルヌーイ分布からn回 独立に抽出する



• 二項分布:ベルヌーイ試行において1がk回出る確率を与える

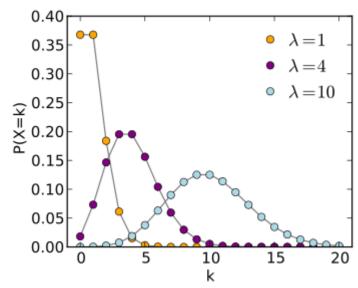
$$P(X = k \mid p) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

モデルパラメータpによって 分布の形が一意に決定される

n回の試行中のどこでk回の 1が現れるかの場合の数

離散型確率変数の代表的な確率分布:ポアソン分布(2項分布の極限)、その他

- ポアソン分布: $P(X = k \mid \lambda) = \frac{\lambda^k}{k!} \exp(-\lambda)$
 - 比較的稀な事象が何回起こるかを表現
 - 1分あたりのWebサーバアクセス数
 - ロットあたりの不良品数
 - $\mathcal{N} \supset \mathcal{N} \supset \mathcal{N}$
 - 2項分布のパラメータ(n,p)がない
 - 2 項分布で $np = \lambda$ として、 $n \to \infty, p \to 0$ とするとポアソン分布になる
- ほか、離散型の確率分布には幾何分布、負の2項分布などがある



https://en.wikipedia.org/wiki/Poisson_distribution#/media/File:Poisson_pmf.svg

連続型確率変数の代表的な確率分布:確率密度関数で指定される

- ■連続分布は確率密度関数f(x)で指定される

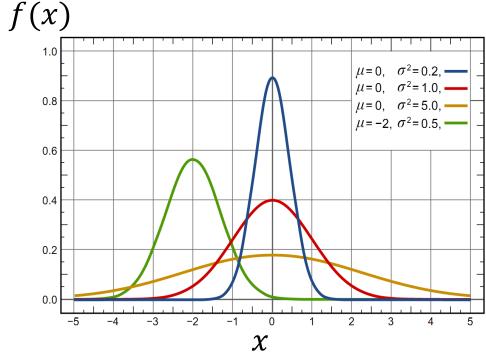
 - 連続変数がある特定の値をとる確率: P(X = a) = 0
- 一様分布:閉区間[a,b]上の一様分布は

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & (a \le x \le b) \\ 0 & (その他) \end{cases}$$

連続型確率変数の代表的な確率分布: 正規分布

■ 正規分布:
$$f(x) = N(x|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

パラメータ: 平均μと分散σ²

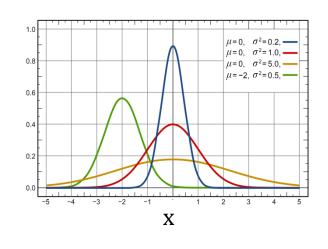


■他、t分布、カイ2乗分布、ガンマ分布、ベータ分布、指数分布など

連続型確率変数の代表的な確率分布: 標準正規分布

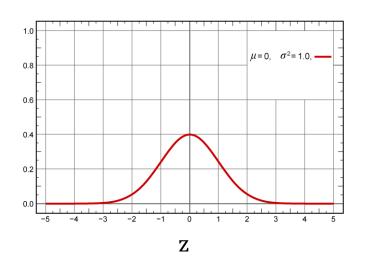
- $N(\mu, \sigma^2)$ に従う確率変数Xを変数変換: $Z = \frac{X \mu}{\sigma}$
- Zは平均0、標準偏差1の正規分布 N(0,1)に従う

確率密度関数:
$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$
 $f_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right)$









確率分布の特性値: 期待値は確率分布の代表値

■確率変数Xの関数g(X)の期待値:確率での重みづけ平均

$$E[g(X)] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx & (連続型確率変数) \\ \sum_{x \in \mathcal{X}} g(x) f_X(x) & (離散型確率変数) \end{cases}$$

- さまざまな関数g(X)に対する期待値によって分布の特性を捉える
- 性質:
 - 線形性: $E[ag_1(X) + bg_2(X)] = aE[g_1(X)] + bE[g_2(X)]$
 - イェンセンの不等式: $E[g(X)] \ge g(E[X])$ (ただしgは凸関数)

さまざまな期待値: 平均と分散

- g(X) = X
- 平均 μ = E[X]: Xの期待値 (分布の"真ん中")
- 分散 $\sigma^2 = \text{Var}(X) = E[(X \mu)^2]$: $\sqrt{g(X) = (X \mu)^2}$ 平均からの二乗偏差の期待値 (分布の"幅")
 - $Var(X) = E[X^2] E[X]^2$
 - 標準偏差σ:分散の正の平方根
 - 正規分布な $6\mu \pm \sigma$: 68%, $\pm 2\sigma$: 95%, $\pm 3\sigma$: 99.7%
- より一般的には (k次の) モーメントE[X^k]
 - 3次モーメント⇒歪度、4次モーメント⇒尖度 に関係する
- 例:厳密なサイコロ $P(X=i)=\frac{1}{6}$ の平均、分散を求めよ

平均の推定量: 標本平均

- ■標本(部分)から平均(全体の性質)を知りたい
 - 標本 $S = \{x_1, s_2, ..., x_n\}$
- (母) 平均はどのように推定できる?
- 標本平均: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$ を平均 $\mu = E[X]$ の推定値として使う?
 - 直感的には妥当そうだが、他にも候補は考えられるはず
 - x_n でもよいかもしれないし、適当に選んだ3つの値の中央値でもよいかもしれない...
 - 「よい」とか「よくない」は、どのように評価できるだろうか?

推定量としての標本平均の好ましさ:標本平均は不偏性と一致性をもつ

- 標本平均は平均の推定値として好ましいか?
- 不偏性 $E_S[\bar{X}] = \mu$:標本平均の期待値は母集団の平均に一致する
 - E_S は標本についての期待値 (何度も標本をとり直して、何度も標本平均を求めたときの、それらの平均)
- 一致性:標本サイズが大きくなるほど母集団の平均μに近づく

• 標本平均の分散
$$Var_S[\bar{X}] = \frac{\sigma^2}{n} \longrightarrow 0$$
 (大数の法則)
$$(= E_S[(\bar{X} - \mu)^2])$$
 $\sigma^2 ($ は母分散

推定量としての標本平均の好ましさ: 標本平均はBLUE(最良な線形不偏推定量)

- 効率性:推定値の分散が小さいこと
 - 標本平均 $\bar{x}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n x_i$ の代わりに最初の値を使う $\tilde{x}=x_1$ とする
 - 標本平均のほうが「効率的」
 - 標本平均の分散 $\frac{\sigma^2}{n}$ <最初の値の分散 σ^2
- BLUE(最良な線形不偏推定量):加重平均で表されるすべての不偏推定量のなかで、最も分散が小さい(効率的)なもの
 - 加重平均による推定量 $\hat{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} a_i x_i$

分散の推定量: 不偏分散

■標本分散:
$$\frac{(x^{(1)}-\bar{x})^2+\dots+(x^{(n)}-\bar{x})^2}{n} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n (x^{(i)}-\bar{x})^2$$

• 不偏性をもたない:
$$E_S\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \left(X^{(i)} - \bar{X}\right)^2\right] = \frac{n-1}{n}\sigma^2$$

- 不偏分散: $\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x^{(i)}-\bar{x})^2$
 - 不偏性をもつ:期待値が母集団の分散に一致する
- どちらも一致性はもつ:
 - 標本サイズが大きくなるほど母集団の分散に近づく
 - nが大きいところではnもn 1も大した違いはない



回帰: 片方の変数でもう片方の変数を説明

- 相関 (correlation) は二変数 x, y を区別せずに対等に扱う
 - 一方が増えたときに他方が増える (減る) 関係性を調べる
 - 例:身長と体重
- 回帰 (regression) は変数 x で変数 y を説明する
 - 一方から他方が決定される様子や程度を調べる
 - 例:年齢と血圧、所得と消費
 - xを独立変数・説明変数、yを従属変数・応答変数などとよぶ

回帰の問題:

片方の変数からもう片方を説明するモデルをデータから推定

■ 2つの変数 x と y の組についてN組のデータがある

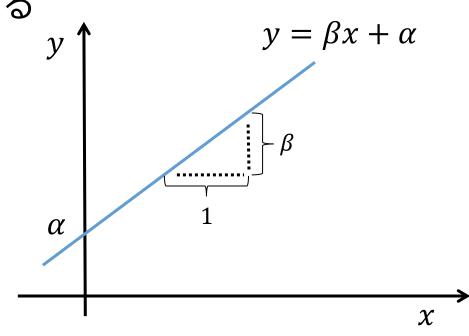
- y を x で説明 (予測) するモデルgがほしい
 - 概ね y = g(x) となるg
 - 例えば直線をgとして仮定
- gの使い道:
 - 予測
 - 因果関係の発見 (ただし注意が必要)

国家公務員数 vs 特定独立行政法人職員数



基本的な回帰モデル: 線形回帰モデル

- 線形モデル: $y = g(x) = \beta x + \alpha$
 - β: 傾きパラメータ (xが1増えると、yが1増える)
 - α:切片パラメータ
- xとyの間に直線的な関係を仮定する
 - ・yがxの線形関数に依存



回帰モデルのパラメータ推定問題の定式化: モデルとデータの食い違いを最小化する最小二乗法

- モデルの出力する予測値: $\hat{y}^{(i)} = \beta x^{(i)} + \alpha$
- モデルの予測と実際のデータとの食い違いを定義する:

$$\ell(\alpha,\beta) = \sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \hat{y}^{(i)})^2 = \sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha))^2$$

- ・食い違いを二乗誤差で測る
- 最適化問題(最小化): $(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \operatorname{argmin}_{\alpha, \beta} \ell(\alpha, \beta)$

最小二乗法の解:

二乗誤差を最小化する解

■ $\ell(\alpha, \beta)$ を α と β で偏微分して0とおいて、解くと:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i} (x^{(i)} - \bar{x})(y^{(i)} - \bar{y})}{\sum_{i} (x^{(i)} - \bar{x})^{2}} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}}$$

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \beta \bar{x}$$

- $x \, \ell \, y \,$ の共分散: $S_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x^{(i)} \bar{x})(y^{(i)} \bar{y})$
- x の不偏分散: $S_{xx} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x^{(i)} \bar{x})^2$

最小二乗法の性質: 不偏性と推定精度

- いくつかの仮定の下で不偏性をもつ
 - 母集団において $\epsilon^{(i)} = y^{(i)} (\beta^* + \alpha^* x^{(i)})$ が同一の分布に従い一定の分散 σ^2 、互いに無相関、 $\epsilon_i Ex_i$ が無相関などの仮定
 - 不偏性: $E[\hat{\beta}] = \beta^*$, $E[\hat{\alpha}] = \alpha^*$ (標本の取り方についての期待値)
- $Var[\hat{\beta}] = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x^{(i)} \bar{x})^2}$: 広範囲の $x^{(i)}$ があったほうが精度がよい

•
$$Var[\hat{\alpha}] = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}}{\sum_{i=1}^n (x^{(i)} - \bar{x})^2} \right)$$
: 原点付近の $x^{(i)}$ があったほうが精度がよい

決定係数:

従属変数をモデルがどの程度説明できたかを測る

• 決定係数 R^2 : モデルの予測値 $\hat{\mathbf{y}} = (\hat{y}^{(1)}, \hat{y}^{(2)}, ..., \hat{y}^{(n)})$ とデータ $\mathbf{y} = (y^{(1)}, y^{(2)}, ..., y^{(n)})$ との相関係数の2乗

$$R^{2} = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}^{(i)} - \bar{y})(y^{(i)} - \bar{y})\right)^{2}}{\left(\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}^{(i)} - \bar{y})^{2}\right)\left(\sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \bar{y})^{2}\right)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}^{(i)} - \bar{y})^{2}}{\sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \bar{y})^{2}}$$

- $\mathbf{y} = (y^{(1)}, y^{(2)}, ..., y^{(n)})$ の変動(分母)のうち、回帰式が説明できる変動(分子)の割合
- 相関係数は $-1 \le R \le 1$ なので、決定係数 $0 \le R^2 \le 1$
 - 決定係数が1に近いほどデータへのモデルの当てはまりがよい

決定係数:

従属変数をモデルがどの程度説明できたかを測る

■ y の変動の分解:

$$\sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}^{(i)} - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \hat{y}^{(i)})^2$$
 y の変動 回帰式の予測 $\hat{y}^{(i)}$ 残差の平方和 が説明できる変動 $\sum_{i=1}^{n} \epsilon^{(i)^2}$
 $\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}^{(i)} - \bar{y})^2$ 下 $\epsilon^{(i)}$ 回帰後に残るばらつき 回帰による説明 回帰後に残るばらつき 決定係数 $R^2 \approx 1$ 決定係数 $R^2 \approx 0$

課題:

回帰モデリングを試してみよう!

- 自分でデータを見つけよう!
 - 従属変数と独立変数を決めよう!

■ 回帰モデルを推定してみよう! : $\hat{y}^{(i)} = \beta x^{(i)} + \alpha$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i} (x^{(i)} - \bar{x})(y^{(i)} - \bar{y})}{\sum_{i} (x^{(i)} - \bar{x})^2}, \quad \hat{\alpha} = \bar{y} - \beta \bar{x}$$

- 決定係数を計算、データと回帰モデルをプロットしてみよう! ? 🍑
- 推定に使用しないデータに対しても、予測を評価してみよう 🥻



まとめ: 回帰モデリング

- ■回帰では、(1個ないし複数の)独立変数から従属変数を説明・ 予測するモデルを作る
- 線形回帰モデル:独立変数が線形に効くモデル
- 最小二乗法によって回帰モデルのパラメータが求まる
- モデルの当てはまりは決定係数によって測る