統計的モデリング基礎③ ~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



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

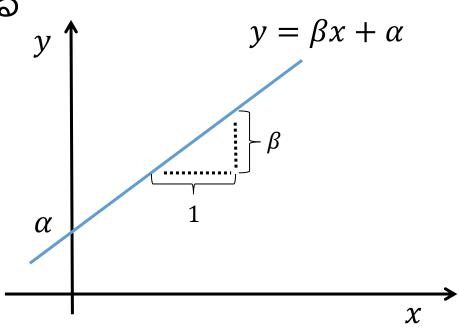
- y を x で説明 (予測) するモデルgがほしい
 - 概ね y = g(x) となるg
 - 例えば直線をgとして仮定
- gの使い道:
 - 予測
 - 因果関係の発見 (ただし注意が必要)

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、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、 $\epsilon_i \ge x_i$ 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 $\sum_{i=1}^{n} \epsilon^{(i)^2}$
 $\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}^{(i)} - \bar{y})^2$ 戸 の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 🥻



重回帰

重回帰:

複数の独立変数を用いて予測

- (単)回帰では、ひとつの独立変数から予測を行う $g(x) = \beta x + \alpha$
 - 例:年齢から年収を予測する

$$(年収) = \beta \times (年齢) + \alpha$$

■ 重回帰では複数の(m個の)独立変数を用いる

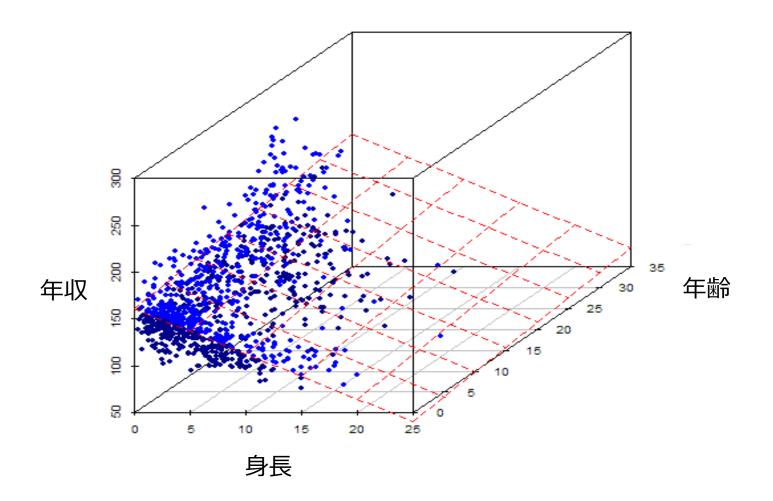
$$g(x) = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_m x_m + \alpha$$

• 例:年齢と身長から年収を予測する

$$(年収) = \beta_{(年齢)} \times (年齢) + \beta_{(身長)} \times (身長) + \alpha$$

重回帰のイメージ: (超) 平面でデータに当てはめる

■ 単回帰では直線で近似、重回帰では(超)平面で近似



重回帰モデルの推定問題: 最小二乗法によってパラメータを推定する

■ 単回帰と同じく、モデルの予測と実際のデータとの食い違いを二乗 誤差で測る

$$\ell(\alpha, \{\beta_i\}_{i=1}^m) = \sum_{i=1}^n (y^{(i)} - \hat{y}^{(i)})^2$$

$$= \sum_{i=1}^n \left(y^{(i)} - (\beta_1 x_1^{(i)} + \beta_2 x_2^{(i)} + \dots + \beta_m x_m^{(i)} + \alpha) \right)^2$$

• すべてのパラメータについて偏微分して0とおき連立方程式を得る

行列とベクトルを用いた表記: 行列とベクトルを用いて書き換えると便利

- モデル: $y = \mathbf{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}$
 - パラメータ: $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, ..., \beta_m, \alpha)^{\mathsf{T}}$
 - 独立変数: $\mathbf{x}^{(i)} = (x_1^{(i)}, x_2^{(i)}, \dots, x_m^{(i)}, 1)^{\mathsf{T}}$ 切片部分に相当

最後の次元は

- ■目的関数: $\ell(\beta) = \sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} \hat{y}^{(i)})^2$ $= \sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \boldsymbol{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}^{(i)})^{2} = \|\mathbf{y} - \mathbf{X} \boldsymbol{\beta}\|_{2}^{2}$
 - 計画行列: $X = (\mathbf{x}^{(1)}, \mathbf{x}^{(2)}, ..., \mathbf{x}^{(N)})$
 - 従属変数: $\mathbf{y} = (y^{(1)}, y^{(2)}, ..., y^{(N)})^{\top}$

重回帰モデルの解:解析解が得られる

- 目的関数: $L(\boldsymbol{\beta}) = \|\mathbf{y} \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}\|_2^2 = (\mathbf{y} \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta})^{\mathsf{T}}(\mathbf{y} \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta})$
- 解: $\boldsymbol{\beta}^* = \operatorname{argmin}_{\boldsymbol{\beta}} L(\boldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{X}^{\mathsf{T}}\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^{\mathsf{T}}\mathbf{y}$
- ただし、解が存在するためにはX^TXが正則である必要
 - ●モデルの次元数mよりもデータ数nが大きい場合はおおむね成立
- 正則化:正則でない場合には X^TX の対角成分に正の定数 $\lambda > 0$ を加えて正則にする
 - 新たな解: $\boldsymbol{\beta}^* = \operatorname{argmin}_{\boldsymbol{\beta}} L(\boldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{X}^{\mathsf{T}}\boldsymbol{X} + \lambda \boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}^{\mathsf{T}}\mathbf{y}$
 - 目的関数に戻すと: $L(\beta) = \|\mathbf{y} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\|_2^2 + \lambda \|\boldsymbol{\beta}\|_2^2$

パラメータのノルムに関するペナルティ項

多重共線性: 独立変数間に強い相関がある場合には注意

- 重回帰モデルにおいて、独立変数間に強い相関がある場合には 推定されたパラメータの分散が大きくなり、信頼性が下がる
 - どちらでも説明できるので、パラメータの重みを奪い合う
 - 例:年齢と勤続年数など
- 予測には影響しないが、得られたモデル (パラメータ) を解釈したい場合には注意を要する
 - 相関が強い場合には、片方ずつ用いた結果を調べるなどを行う

質的変数·非線形回帰

質的変数の扱い: グミー変数の利用

- 独立変数が質的変数(記号を値としてとる)の場合
 - 例: {男性,女性}、{京都,大阪,東京}
- ダミー変数: {0,1}の2値をとる変数
 - {男性,女性}を{0,1}として表現
 - 3値以上の場合には、選択肢数−1個のダミー変数を用いる:
 京都= (1,0)、大阪= (0,1)、東京= (0,0)
- 例:年齢と性別から年収を予測する
 (年収) = β₁ × (年齢) + β₂ × (性別) + α
 - β₂が男女差を表す

従属変数が質的変数の場合: グミー変数を従属変数として回帰を適用(が、やや不適)

- ■従属変数が質的変数の場合
 - 例:年収と年齢から性別を当てる
- 従属変数をダミー変数として回帰を適用する
 - 例:(性別) = $\beta_1 \times (年齢) + \beta_2 \times (年収) + \alpha$
- 回帰モデルの適用は厳密にはちょっと変
 - •回帰モデルは連続値を出力するが、本来、性別にあたるダミー変数は{0,1}のいずれかの値のみをとる
 - 最小二乗法が仮定している均一分散性が成立しない
 - 「効率性」が満たされないため推定値のバラつきが大きい

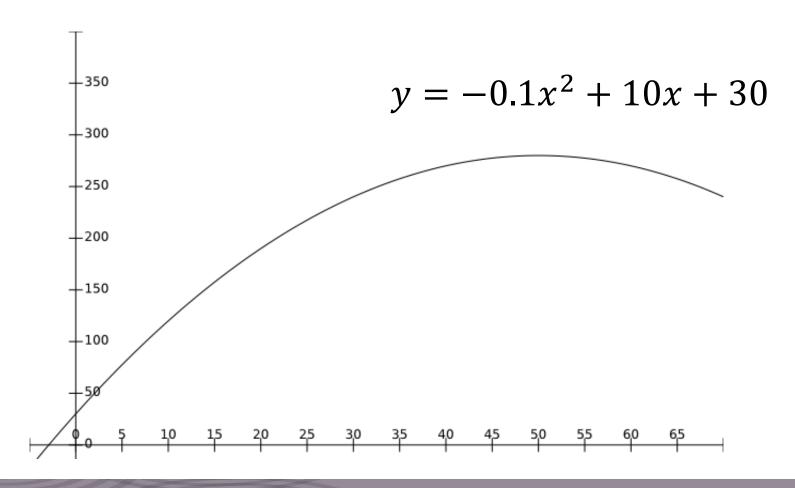
非線形回帰:線形性を導入する

- ここまでは線形モデルを仮定してきた
 - 扱いやすい
- 非線形性を導入するにはどうしたらよいか?
 - •機械学習モデル:決定木、ニューラルネットワーク、カーネル、...
- 線形モデルに単純な非線形性を入れる
 - 変数変換(例: $x \to \log x$)
 - 交差項(例: $x_1, x_2 \to x_1 x_2$)

変数変換:

簡単に非線形性を導入

■ 非線形の変換: $x \to \log x$, e^x , x^2 , $\frac{1}{x}$, ...



変数の対数変換: 傾きパラメータβの意味が異なる

- $y = \beta x + \alpha$ の独立変数 (x) と従属変数 (y) は対数変換して用いられることがある
- ■変換と係数の意味

		27 3 (2)(従属変数	
			y	$\log y$
	独立変数	X	$y = \beta x + \alpha$	$\log y = \beta x + \alpha$
			xが1単位増加すると y が eta 単位増加する	xが1単位増加すると yが1 + β倍になる
		$\log x$	$y = \beta \log x + \alpha$	$\log y = \beta \log x + \alpha$
			xを2倍すると y が eta 単位増加する	xを2倍すると yが1 + β倍になる

交差項:

変数の組み合わせを導入

- もともとの独立変数 $x_1, x_2, ..., x_m$ に加えて、2変数の交差項 $\{x_d x_{d'}\}_{d,d'}$ を用いる
 - ダミー変数の交差項は2変数のANDに相当
- すべての交差項を採用すると行列パラメータ \mathbf{B} を導入して $y = \mathbf{x}^\mathsf{T} \mathbf{B}^\mathsf{T} \mathbf{x}$ と書くことができる

$$y = \text{Trace} \left(\begin{bmatrix} \beta_{1,1} & \cdots & \beta_{1,D} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{D,1} & \cdots & \beta_{D,D} \end{bmatrix}^{\mathsf{T}} \begin{bmatrix} x_1^2 & x_1 x_2 & \cdots & x_1 x_D \\ x_2 x_1 & x_2^2 & \cdots & x_2 x_D \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_D x_1 & x_D x_2 & \cdots & x_D^2 \end{bmatrix} \right)$$

$$\mathbf{B} \qquad \mathbf{x} \mathbf{x}^{\mathsf{T}}$$

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
- 変数変換や交差項などによって非線形性を導入できる