# 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

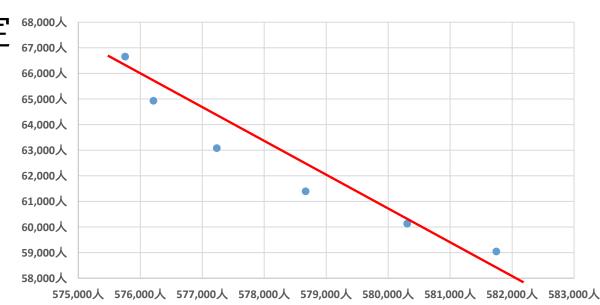
#### 回帰の問題:

#### 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

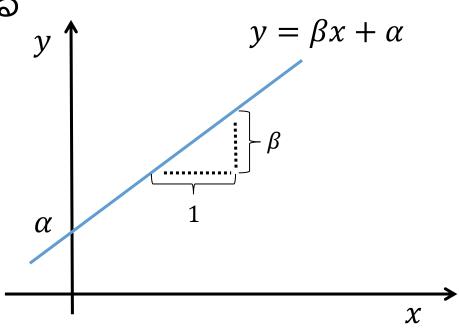
- y を x で説明 (予測) するモデルgがほしい
  - 概ね y = g(x) となるg
  - 例えば直線をgとして仮定
- gの使い道:
  - 予測
  - 因果関係の発見 (ただし注意が必要)

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:  $y = g(x) = \beta x + \alpha$ 
  - $\beta$ : 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 $\alpha$ と $\beta$ 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 $\sigma^2$ 、互いに無相関、 $\epsilon_i c_i x_i$ 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  $\sum_{i=1}^{n} \epsilon^{(i)^2}$ 
 $\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}^{(i)} - \bar{y})^2$  下 $\epsilon^{(i)}$  回帰による説明 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 🥻



### 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

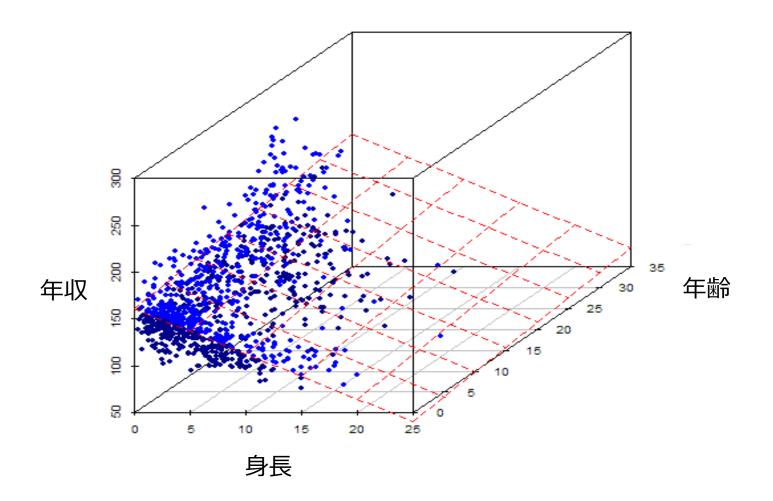
$$g(x) = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_m x_m + \alpha$$

• 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:  $\mathbf{y} = (y^{(1)}, y^{(2)}, ..., y^{(N)})^{\top}$

#### **Example:**

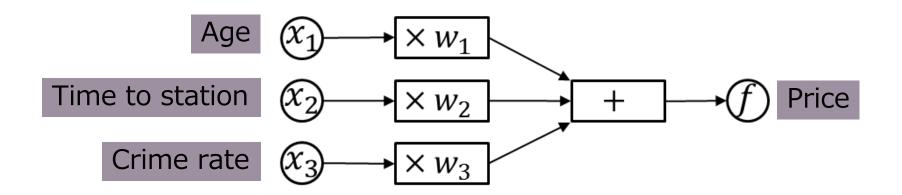
#### House price prediction

Design matrix: Training data with 4 houses

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{x}^{(1)}, \mathbf{x}^{(2)}, \mathbf{x}^{(3)}, \mathbf{x}^{(4)} \end{bmatrix}^{\mathsf{T}} = \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} 15 \\ 10 \\ 1.0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 3 \\ 1 \\ 0.1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 35 \\ 5 \\ 7.0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 40 \\ 70 \\ 1.0 \end{pmatrix} \end{bmatrix}^{\mathsf{T}}$$

Target vector:

$$\mathbf{y} = (y^{(1)}, y^{(2)}, y^{(3)}, y^{(4)})^{\mathsf{T}} = (140, 85, 220, 115)^{\mathsf{T}}$$



# 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<sup>T</sup>X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

### 質的変数の取り扱い

# 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: {右,左}、{京都,大阪,東京}
- ダミー変数: {0,1}の2値をとる変数
  - {右,左}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)
- - 性別が男性であるか {0(No), 1(Yes)} のダミー変数

#### 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

### 質的変数·非線形回帰

## 非線形回帰:線形性を導入する

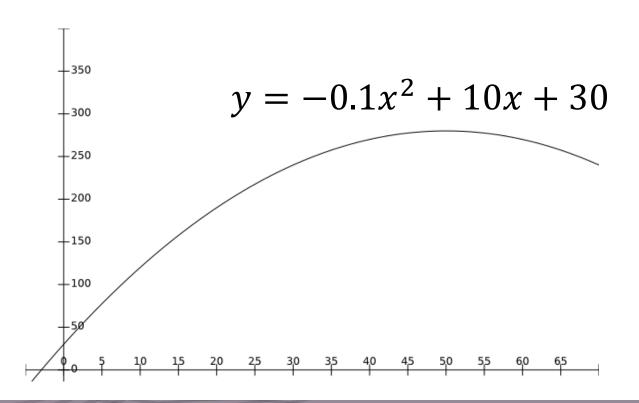
- ここまでは線形モデルを仮定してきた: $y = \mathbf{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}$ 
  - パラメータ:  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, ..., \beta_m, \alpha)^{\mathsf{T}}$
  - 独立変数: $\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_m, 1)^{\mathsf{T}}$
  - シンプルで安定して扱いやすい
- 線形モデルに非線形性を導入するにはどうしたらよいか?
  - 1. 変数変換(例:  $x \rightarrow \log x$ )
  - 2. 交差項(例: $x_1, x_2 \rightarrow x_1 x_2$ )
  - 3. カーネル法

#### 変数変換:

#### 簡単に非線形性を導入する方法

■ 独立変数に対して非線形の変換を適用する:

$$x \to \log x$$
,  $e^x$ ,  $x^2$ ,  $\frac{1}{x}$ , ...



#### 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

		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

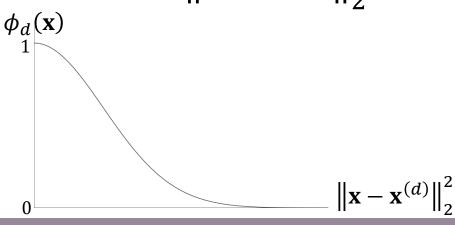
- もともとの独立変数 $x_1, x_2, ..., x_m$ に加えて、2変数の交差項 $\{x_d x_{d'}\}_{d,d'}$ を用いる
  - ダミー変数の交差項は2変数のANDに相当
- すべての交差項を採用すると行列パラメータ $\mathbf{B}$ を導入して  $y = \mathbf{x}^{\mathsf{T}}\mathbf{B}^{\mathsf{T}}\mathbf{x}$  と書くことができる

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

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

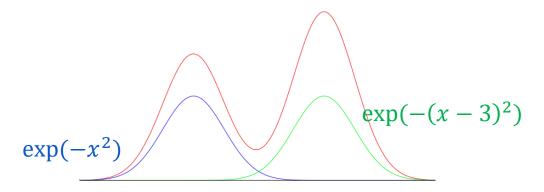
#### カーネル回帰: カーネル関数を用いた非線形性の導入

- 前述の変数変換アプローチを一般化する
- 線形モデル $y = \mathbf{\beta}^{\mathsf{T}}\mathbf{x}$  において、d番目の独立変数 $x_d$ を「カーネル関数」をもちいた基底 $\phi_d(\mathbf{x})$ で与える
  - ・カーネル関数 $\phi_d(\mathbf{x})$ : 独立変数 $\mathbf{x}$ に何らかの非線形変換を適用したもの
- カーネルの例:ガウスカーネル  $\phi_d(\mathbf{x}) = \exp(-\gamma \|\mathbf{x} \mathbf{x}^{(d)}\|_2^2)$ 
  - 要するに、d番目のデータとの 「類似度」のようなもの



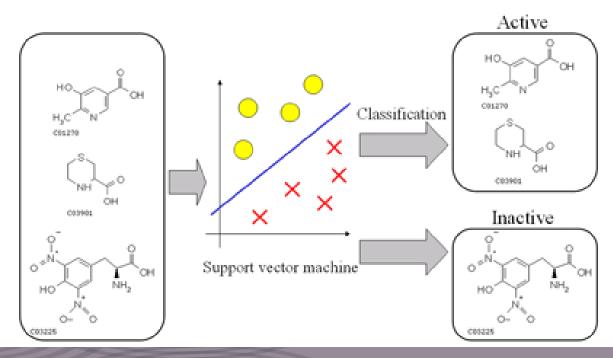
#### カーネル回帰: カーネル関数を用いた非線形性の導入

- カーネル回帰モデル: $y = \mathbf{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{\phi}(\mathbf{x}) = \beta_1 \phi_1(\mathbf{x}) + \beta_1 \phi_2(\mathbf{x}) + \dots + \beta_n \phi_n(\mathbf{x}) + \alpha$ 
  - モデルの次元数nは、もとのxの次元数mとは異なることに注意
    - 通常はモデルの次元数n = データサイズにとる
  - $\phi_d(\mathbf{x})$ は $\mathbf{x}$ と $\mathbf{x}^{(d)}$ の類似度を表すカーネル関数
- n = 2, m = 1の例: $y = 1.5 \exp(-x^2) + 2 \exp(-(x-3)^2)$



#### さまざまなカーネル関数: カーネル関数を変えれば様々なデータに対応可能

- ■カーネル回帰はカーネル関数の定義を変えることで、任意の対象を 扱うことができる
  - 独立変数がベクトル  $\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_m, 1)^\mathsf{T}$ である必要すらない
- カーネル関数によって、系列、木、グラフなども扱うことができる



## 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