統計的モデリング基礎③ ~重回帰・最尤推定~

鹿島久嗣 (情報学科 計算機科学コース)

DEPARTMENT OF INTELLIGENCE SCIENCE
AND TECHNOLOGY

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

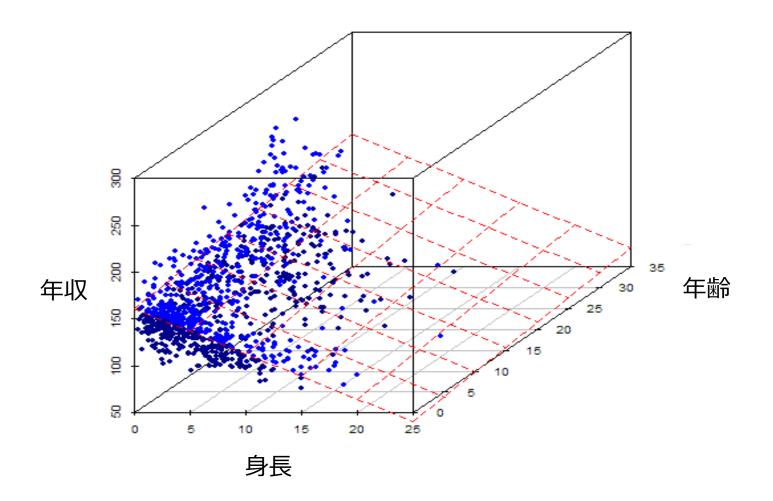
$$g(x) = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_m x_m + \alpha$$

-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 データ (モデル)

是で測る
$$\vec{z}$$
 \vec{z} \vec{z}

■ 最適化問題(最小化)を解いてパラメータ推定値を求める:

$$(\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_m) = \operatorname{argmin}_{\alpha, \{\beta_i\}_{i=1}^m} \ell(\alpha, \{\beta_i\}_{i=1}^m)$$

- 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: $y = \mathbf{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}$

$$-パラメータ: \mathbf{\beta} = (\beta_1,\beta_2,...,\beta_m,\alpha)^{\mathsf{T}}$$

$$-独立変数: \mathbf{x}^{(i)} = \left(x_1^{(i)},x_2^{(i)},...,x_m^{(i)},1\right)^{\mathsf{T}}$$
最後の次元は
切片部分に相当

■ 目的関数:
$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \hat{y}^{(i)})^2$$

= $\sum_{i=1}^{n} (y^{(i)} - \boldsymbol{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}^{(i)})^2 = \|\mathbf{y} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}\|_2^2$

-計画行列:
$$X = (\mathbf{x}^{(1)}, \mathbf{x}^{(2)}, ..., \mathbf{x}^{(N)})$$

-従属変数:
$$\mathbf{y} = (y^{(1)}, y^{(2)}, ..., y^{(N)})^{\mathsf{T}}$$

例:

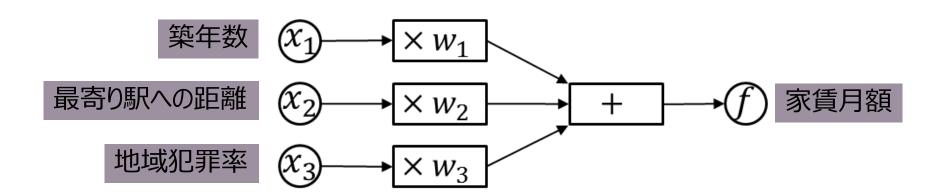
家賃予測

■計画行列:4件の賃貸住宅

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

■独立変数(ベクトル): 4件分の家賃

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



重回帰モデルの解:解析解が得られる

- ■目的関数: $L(\boldsymbol{\beta}) = \|\mathbf{y} \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}\|_2^2 = (\mathbf{y} \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta})^{\mathsf{T}}(\mathbf{y} \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta})$
- **一解:** $oldsymbol{\beta}^* = \operatorname{argmin}_{oldsymbol{\beta}} L(oldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{X}^{\mathsf{T}}\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^{\mathsf{T}}\boldsymbol{y}$ ただし、本当に(数値的に)解くときには連立方程式のほうを解く
- 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: $\mathbf{\beta}^* = \operatorname{argmin}_{\mathbf{\beta}} L(\mathbf{\beta}) = (\mathbf{X}^{\mathsf{T}}\mathbf{X} + \lambda \mathbf{I})^{-1}\mathbf{X}^{\mathsf{T}}\mathbf{y}$
 - -目的関数に戻すと: $L(\mathbf{β}) = \|\mathbf{y} \mathbf{X}\mathbf{β}\|_2^2 + \lambda \|\mathbf{β}\|_2^2$

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)
- 例:年齢と性別から年収を予測する

$$(年収) = \beta_1 \times (年齢) + \beta_2 \times (性別) + \alpha$$

-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) + α
- 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

非線形回帰:線形性を導入する

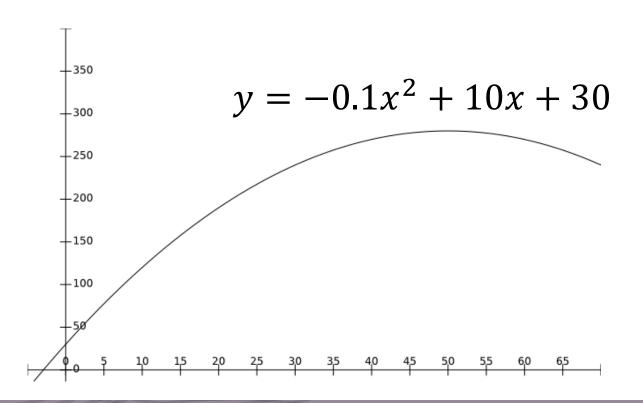
- ここまでは線形モデルを仮定してきた: $y = \mathbf{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}$
 - パラメータ: $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, ..., \beta_m, \alpha)^{\mathsf{T}}$
 - 独立変数: $\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_m, 1)^{\mathsf{T}}$
 - -シンプルで安定して扱いやすい
- 線形モデルに非線形性を導入するにはどうしたらよいか?
 - 1. 変数変換(例: $x \rightarrow \log x$)
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

		//U(/ \	従属変数		
			y	$\log y$	
	独立変数	$\boldsymbol{\mathcal{X}}$	$y = \beta x + \alpha$	$\log y = \beta x + \alpha$	
			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

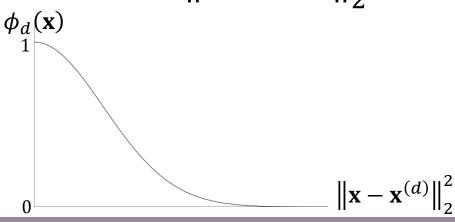
- もともとの独立変数 $x_1, x_2, ..., x_m$ に加えて、2変数の交差項 $\{x_d x_{d'}\}_{d,d'}$ を用いる
 - -ダミー変数の交差項は2変数のANDに相当
- すべての交差項を採用すると行列パラメータ \mathbf{B} を導入して $y = \mathbf{x}^\mathsf{T} \mathbf{B}^\mathsf{T} \mathbf{x}$ と書くことができる

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

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

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

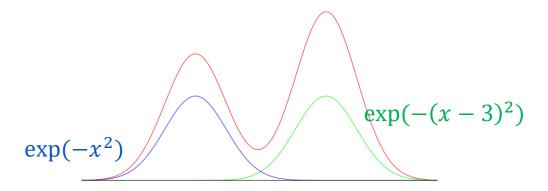


カーネル回帰: カーネル関数を用いた非線形性の導入

■ カーネル回帰モデル:

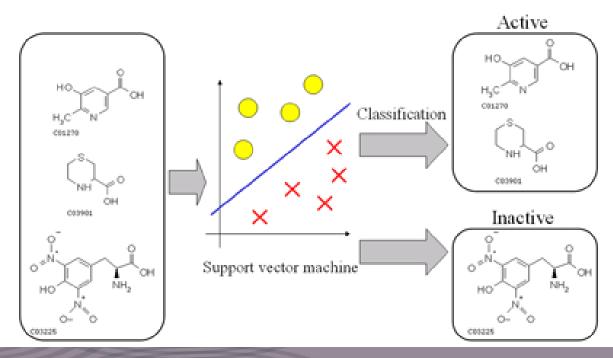
$$y = \boldsymbol{\beta}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}) = \beta_1 \phi_1(\mathbf{x}) + \beta_2 \phi_2(\mathbf{x}) + \dots + \beta_n \phi_n(\mathbf{x}) + \alpha$$

- -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

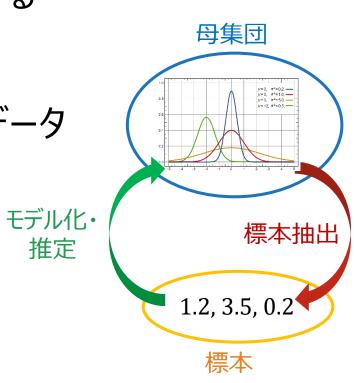
- ■カーネル回帰はカーネル関数の定義を変えることで、任意の対象を 扱うことができる
 - $-独立変数がベクトル \mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_m, 1)^\mathsf{T}$ である必要すらない
- カーネル関数によって、系列、木、グラフなども扱うことができる



最尤推定

(あらためて) 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:確率分布で表される、我々が本当に興味のある集合
 - -分布のクラスやパラメータで指定されるとする
- ■標本:実際に観測できる母集団の一部
 - -確率分布に従って抽出された具体的なデータ
- 目的:標本から母集団について推測する (標本抽出の逆)
 - パラメータを推定する(どうやって?)



パラメータの推定問題:サイコロの各目の出る確率を実際の出目から推定する

■ 母集団は離散分布に従うとする

$$-P(X = k) = f(k)$$
 (ただし $\sum_{k \in \mathcal{X}} f(k) = 1, f(k) \ge 0$)

-たとえば(厳密な)サイコロであれば $P(X=k)=\frac{1}{6}\approx 0.17$

■標本抽出:

-サイコロを20回(独立に)振ったところ、 63513141226122544465が出た

出目	1	2	3	4	5	6
回数	4	4	2	4	3	3

■ 母集団のパラメータ(それぞれの目の出る確率)を推定したい

サイコロのパラメータ推定問題へのひとつの解:出た目の回数の割合で推定する

■ ひとつのアイディア:

20回中で1が4回出たのだから
$$P(X=1) \approx \frac{4}{20} = 0.2$$
 と推定する

出目	1	2	3	4	5	6
回数	4	4	2	4	3	3
確率の推 定値	0.2	0.2	0.1	0.2	0.15	0.15

- 正解が約0.17なので悪くない...
- この推定値はどのような原理に基づいているのか?

最尤推定: 確率分布の代表的な推定手法のひとつ

- 標本からの母集団確率分布の推定
- ・代表的な推定手法
 - -最尤推定
 - -モーメント推定
 - -ベイズ推定

—..

最尤推定とは:

標本をもっともよく再現するパラメータを推定値とする

■ n個のデータ: $x_1, x_2, ..., x_n$ が生成される確率(尤度):

$$L = P(X = x_1)P(X = x_2) \cdots P(X = x_n) = \prod_{i=1}^{n} P(X = x_i)$$
独立性を仮定しているので積になる

- サイコロの例:
 - -目kが出る確率を p_k , 目kが出た回数を n_k とする
 - 尤度 $L(p_1, p_2, ..., p_n) = p_1^{n_1} p_2^{n_2} \cdots p_6^{n_6} = \prod_{k=1}^6 p_k^{n_k}$
 - -これを最大化する $p_1, p_2, ..., p_n$ を求める(最大化問題を解く)と $\hat{p}_k = \frac{n_k}{n_1 + n_2 + \dots + n_6}$

サイコロ (離散分布) の最尤推定: ラグランジュの未定乗数法によって推定値が求まる

北度の代わりに対数尤度を最大化すると扱いやすい(解は変わらない):

$$\log L(p_1, p_2, ..., p_n) = \sum_{k=1}^{6} n_k \log p_k$$

- 確率分布の制約: $\sum_{k=1}^{6} p_k = 1, p_k > 0$
- ラグランジュ未定乗数法:

 $\{p_k\}_{k=1}^6$, λ について最大化する

$$G(\{p_k\}_{k=1}^6, \lambda) = \sum_{k=1}^6 n_k \log p_k + \lambda \left(1 - \sum_{k=1}^6 p_k\right)$$

練習:

正規分布のパラメータの最尤推定

• 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の最尤推定量を求めてみよう
 - 1. データ: $x_1, x_2, ..., x_n$ に 対する対数尤度をつくる
 - パラメータについての最大化 問題を解く

f(x)

