

系统工程导论

开课单位:清华大学自动化系

主讲教师: 胡坚明 副教授



模块一:系统建模

定量建模方法

黑箱建模

进入今天的课程

内容和重点-



■本章内容

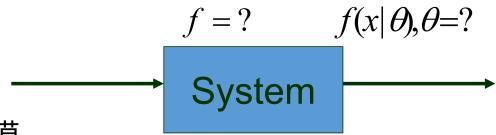
- 引言
- 回归分析方法
- 病态线性回归问题
- 黑箱建模方法在交通流量预测方面的应用
- 基于深度学习的建模及其在交通中的应用

黑箱建模



■基本概念

- (1) 什么是黑箱?
- 不清楚物理结构,或结构过于复杂
- 不了解机理规律,或机理过于复杂



(2) 黑箱建模

- 根据观测的输入输出数据, 寻找规律, 建立数学模型
- 系统工程的基础性问题

黑箱建模



■基本概念

(3) 黑箱建模的数学描述

$$x = \begin{bmatrix} x_1 & x_2 & \cdots & x_n \end{bmatrix}^T \longrightarrow f = ? \longrightarrow \mathcal{Y}$$

- (4) 黑箱建模(曲面拟合、回归)方法
 - 选择由待定参数决定的一类函数 $f(x|\theta)$
 - 获取样本数据 $x(t), y(t), t=1,2,\cdots$
 - 拟合样本数据 $\min_{\theta} \sum (y(t) f(x(t)|\theta))^2$
 - 获得经验模型 $y \approx f(x|\hat{\theta})$

黑箱建模



■基本概念

- (5) 关键问题——选择什么函数类 $f(x|\theta)$
 - 单值? 线性? 多项式? 指数? 对数......
 - 是否符合实际情况?

比如:能否有好的模型预测股票走势、NBA赛事?

- 基本指标:
 - (1) 能够表示或逼近哪些函数(逼近能力)?
 - (2) 是否便于确定模型参数?
 - (3) 所得模型是否好用?



■多项式逼近(Polynomial Approximation)

采用多项式函数逼近 $f(x|\theta)$

(1) 数学形式

$$f(x \mid \theta) = a_0 + a_1 x_1 + \dots + a_n x_n$$

$$+ b_{11} x_1^2 + b_{12} x_1 x_2 + \dots + b_{nn} x_n^2$$

$$+ c_{111} x_1^3 + c_{112} x_1^2 x_2 + \dots + c_{nnn} x_n^3$$

$$+ \dots$$

$$\theta = [a_0, a_1, \dots, a_n, b_{11}, b_{12}, \dots, b_{nn}, c_{111}, c_{112}, \dots, c_{nnn}, \dots]^T$$



■多项式逼近(Polynomial Approximation)

(2) 逼近能力

• Weierstrass定理

设f(x)在 $a \le x \le b$ 上连续及 $\varepsilon > 0$,则一定存在一个多项式 P(x) 使得 $|f(x) - P(x)| \le \varepsilon, a \le x \le b$.

• <u>Tayler展开</u>

设 f(x) 在 $|x-x_0| < R$ 内处处可导,则当 $|x-x_0| < R$ 时,有

$$f(x) = \sum_{n=0}^{\infty} a_n (x - x_0)^n,$$

其中:
$$a_n = \frac{f^{(n)}(x_0)}{n!}, n = 0, 1, 2, \dots$$



- ■多项式逼近(Polynomial Approximation)
 - (2) 逼近能力
 - •对任意阶可导函数,由泰勒定理保证
 - 对连续函数, 由魏尔斯特拉斯定理保证

【结论】对任何连续函数,存在可以和其任意靠近的多项式函数序列



■多项式逼近(Polynomial Approximation)

- (3) 容易确定模型参数
- •采用最小二乘方法 (Least Square) 估计参数

$$\hat{\theta} = \left(\Phi \Phi^T\right)^{-1} \Phi Y^T$$

- 若估计残差是白噪声(零均值、正态分布),则LS估计是无偏、有效、 具最小方差的估计。
- ·LS应用极为广泛。



■多项式逼近(Polynomial Approximation)

(3) 容易确定模型参数(估计方法证明)

$$x = [x_1 x_2 \cdots x_n]^T \rightarrow f = ? \rightarrow y$$
观测值 $x_1(t), x_2(t), \cdots, x_n(t), y(t)$
逼近多项式 $f(x|\theta) = a_0 + a_1x_1 + \cdots + a_nx_n$
 $+ b_{11}x_1^2 + b_{12}x_1x_2 + \cdots + b_{nn}x_n^2 + c_{111}x_1^3 + c_{112}x_1^2x_2 + \cdots + c_{nnn}x_n^3$
 $+ \cdots$
待确定参数 $\theta = [a_0, a_1, \cdots, a_n, b_{11}, b_{12}, \cdots, b_m, c_{111}, c_{112}, \cdots, c_{nm}, \cdots]^T_{n \times 1}$
向量表示 $\phi(t) = [1 x_1(t) \cdots x_n(t) x_1(t)^2 x_1(t) x_2(t) \cdots]^T_{n \times 1}$
 $f(x(t)|\theta) = \theta^T \phi(t) -$ 某一个观测值, $t = 1, 2, \ldots$ N



- •多项式逼近(Polynomial Approximation)
 - (3) 容易确定模型参数(估计方法证明)

记
$$\Phi = [\phi(1) \phi(2) \phi(3) \cdots]_{n \times N}$$
 — 对应N组观测值 $Y = [y(1) y(2) y(3) \cdots]_{1 \times N}$ — 对应N个观测值

逼近误差

$$\sum_{t} \left(y(t) - f(x(t) | \hat{\theta}) \right)^{2} = \left(Y - \hat{\theta}^{T} \Phi \right) \left(Y - \hat{\theta}^{T} \Phi \right)^{T}$$

使逼近误差最小,即

$$\min \sum_{t} \left(y(t) - f(x(t) | \hat{\theta}) \right)^{2} = \min \left(Y - \hat{\theta}^{T} \Phi \right) \left(Y - \hat{\theta}^{T} \Phi \right)^{T}$$



- ■多项式逼近(Polynomial Approximation)
 - (3) 容易确定模型参数(估计方法证明)

对参数 θ 求导,得到

$$\frac{\partial (Y - \hat{\theta}^T \Phi)(Y - \hat{\theta}^T \Phi)^T}{\partial \hat{\theta}} = 0$$
$$-2\Phi Y^T + 2\Phi \Phi^T \hat{\theta} = 0$$

求得模型参数的最小二乘估计:

$$\hat{\theta} = \left(\Phi\Phi^T\right)^{-1}\Phi Y^T \qquad \text{iff}$$



- ■多项式逼近(Polynomial Approximation)
 - (4) 多项式逼近的不足

模型好用性和逼近能力有严重矛盾!

- 增加逼近能力需要增加多项式阶次;
- 但是, 当阶次较高时, 对样本点的高精度拟合, 几乎完全不能保证对 非样本点的高精度预测!

【结论】设法探寻其他形式的逼近函数,兼有良好逼近能力和 模型好用性



■多项式逼近(Polynomial Approximation)

直观上(看一维函数在原点处的泰勒展开)

$$g(x) \approx g(0)$$

 $g(x) \approx g(0) + g'(0)x$
 $g(x) \approx g(0) + g'(0)x + \frac{1}{2}g''(0)x^2$
道
加

多项式逼近的本质:

只在一点研究问题,通过不断分析该点各阶变化趋势逼近任意 远处的函数值。

每个基函数 x, x^2, \cdots 在任何区域都起作用,拟合任何样本点都会影响对其他样本点的拟合情况!



■多项式逼近(Polynomial Approximation)

理论上

假定最好的模型是
$$f(x|\theta^*) = \sum_{k=0}^M \theta_k^* x^k$$
 拟合样本获得的模型是
$$f(x|\hat{\theta}) = \sum_{k=0}^M \hat{\theta}_k x^k$$
 参数估计误差
$$\Delta \theta_k = \theta_k^* - \hat{\theta}_k \ , \ 0 \le k \le M$$

两个函数间的偏差
$$\Delta f(x) = \sum_{k=0}^{M} \Delta \theta_k x^k$$

在某些点的偏差可能被大幅度放大!



■多项式逼近(Polynomial Approximation)

(5) 解决问题的途径

限制基函数起作用的区域,用局部基函数代替全局基函数。

$$f(x \mid \theta) = \sum_{k} \alpha_{k} \rho_{k} (x \mid \beta(k))$$

- 用一类函数做基函数
- 其中每个基函数只在局部区域起作用!



■常用基函数

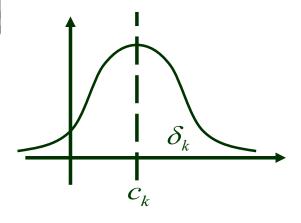
(1) 辐射基函数 (RBF: Radial Basis Function)

$$\rho(x \mid \beta(k)) = \eta\left(\frac{x - c_k}{\delta_k}\right)$$

例:高斯RBF

$$\rho(x | \beta(k)) = \exp\left(\frac{-\|x - c_k\|^2}{\delta_k^2}\right)$$

距 c_k 较远处基函数不起作用 δ_k 控制基函数能起作用的范围





■基函数

(2) 岭函数 (Ridge Function)

$$\rho(x \mid \beta(k)) = \sigma(w_k^T x + d_k)$$

例: Sigmoid 函数

$$\sigma(u) = \frac{1}{1 + \exp(-u)} \lim_{u \to \infty} \sigma(u) = 0, \lim_{u \to \infty} \sigma(u) = 1$$



■基函数

(3) 两类常用人工神经网络

高斯Radial Basis 神经网络

$$\sum_{k} \alpha_{k} \exp\left(\frac{-\|x-c_{k}\|^{2}}{\delta_{k}^{2}}\right)$$

Sigmoid 神经网络

$$\sum_{k} \alpha_{k} \frac{1}{1 + \exp\left(w_{k}^{T} x + d_{k}\right)}$$



■基函数

- (4) 局部基函数性能
- 逼近能力? 都能逼近任意连续函数
- 模型参数?可用基于导数的非线性规划算法,部分参数可用最小二乘公式
- 是否好用?有效克服多项式函数的缺陷



■基函数

- (5) 逼近机理
 - ① 划分连续小区间,限制基函数作用范围

考虑在区域 (n维超矩形)

$$D = \{ x \mid 0 \le x_i < 1, i = 1, 2, \dots n \}$$

逼近连续函数

$$g(x):D\mapsto R$$

当n=1对应一维线段 当n=2对应二维正方形(边长为1)

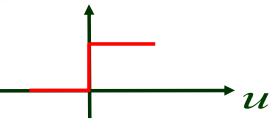
当n=3对应三维立方体(边长为1)



用 I 代表 D 中左闭右开的一个立方体

例如
$$I = \{ x \mid 0 \le a_i \le x_i < b_i \le 1, i = 1, 2, \dots n \}$$

定义
$$step(u) = \begin{cases} 1 & u \ge 0 \\ 0 & u < 0 \end{cases}$$



用 step(x) 表示函数 $hstep_I(x)$

$$hstep_{I}(x) = step\left(\sum_{i=1}^{n} \left(step(x_{i} - a_{i}) - step(x_{i} - b_{i})\right) - n\right)$$

则有
$$hstep_I(x) = \begin{cases} 1 & x \in I \\ 0 & x \notin I \end{cases}$$

可选用 $hstep_I(x)$ 作基函数,它只在 I 区间内起作用,在其他区间不起作用,是局部基函数。



将 D 的每一个边 m 等分,可以把它分成 $M = m^n$ 个左闭右开的立方体的并集 例如 n = 2, m = 3, M = 9

记这些小超立方体为 I_1, I_2, \cdots, I_M

记它们的中心点为 $Z_1, Z_2, \cdots Z_M$

定义超钟型函数:
$$\hat{g}_m(x) = \sum_{k=1}^{M} g(z_k) hstep_{I_k}(x)$$

 $\star^{\mathbb{Z}_k}$

则 $g(x) - \hat{g}_m(x) = g(x) - g(z_k)$, $\forall x \in I_k$ 利用连续性 $\lim_{m \to \infty} |g(x) - \hat{g}_m(x)| = 0$, $\forall x \in D$

说明:可以用超钟 形函数逼近任意形 式原函数!

系统工程导论



② 辐射基函数类神经网络

$$\sum_{k} \alpha_{k} \eta \left(\frac{x - c_{k}}{\delta_{k}} \right)$$
 如: $\sum_{k} \alpha_{k} \exp \left(\frac{-\|x - c_{k}\|^{2}}{\delta_{k}^{2}} \right)$

其中: 距 C_k 较远处基函数不起作用

 δ_{k} 控制基函数能起作用的范围

与超钟形函数
$$\hat{g}_m(x) = \sum_{k=1}^M g(z_k) hstep_{I_k}(x)$$
 比较 选择 $C_k = Z_k$ 可以近似 $\alpha_k \approx g(z_k)$ $\eta\left(\frac{x-c_k}{\delta_k}\right) \approx hstep_{I_k}(x)$

 $\hat{g}_m(x) \approx g(x)$ 用辐射基函数近似hstep函数!



③ 岭函数类神经网络

其中
$$\lim_{u\to\infty} \sigma(u) = 0$$
, $\lim_{u\to\infty} \sigma(u) = 1$
只考虑 $n=1$ 的情况 $\lim_{u\to\infty} \left(step(x_i - a_i) - step(x_i - b_i) \right) - n \right)$
 $\lim_{u\to\infty} step(x) = \sup_{x\to\infty} \left(step(x - a_k) - step(x - b_k) - 1 \right)$
 $\lim_{x\to\infty} step(x - a_k) - step(x - b_k)$
 $\lim_{x\to\infty} step(x - a_k) - step(x - b_k)$
 $\lim_{x\to\infty} step(x - a_k) - step(x - b_k)$



利用
$$a_1 = 0, b_k = a_{k+1}, b_m = a_{m+1} = 1$$

 $\hat{g}_m(x) = \sum_{k=1}^m g(z_k) \left(step(x - a_k) - step(x - a_{k+1}) \right)$
 $= g(z_1) \left(step(x - a_1) - step(x - a_2) \right)$
 $+ g(z_2) \left(step(x - a_2) - step(x - a_3) \right)$
 $+ g(z_3) \left(step(x - a_3) - step(x - a_4) \right) + \cdots$
 $= g(z_1) + \left(g(z_2) - g(z_1) \right) step(x - a_2)$
 $+ \left(g(z_3) - g(z_2) \right) step(x - a_3) + \cdots$
 $= g(z_1) + \sum_{k=2}^m \left(g(z_k) - g(z_{k-1}) \right) step(x - a_k)$



$$\hat{g}_m(x) = g(z_1) + \sum_{k=2}^{m} (g(z_k) - g(z_{k-1})) step(x - a_k)$$

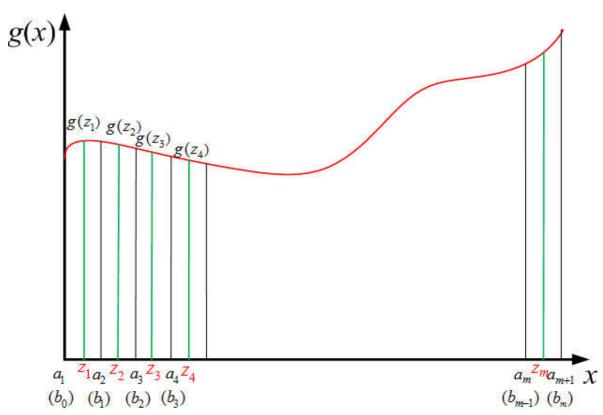
再利用
$$\lim_{u\to\infty} \sigma(u) = 0$$
, $\lim_{u\to\infty} \sigma(u) = 1$ 注意对比两个函数
用岭函数 (连续函数) 代替阶跃函数

而且有
$$\lim_{w\to\infty}$$
 $\sigma(w(x-a_k)) = step(x-a_k), \forall x \neq a_k$

而且有
$$\lim_{w\to\infty} \sigma(w(x-a_k)) = step(x-a_k), \forall x \neq a_k$$
可得 $\hat{g}_m(x) = \lim_{w\to\infty} \left(g(z_1) + \sum_{k=2}^m (g(z_k) - g(z_{k-1}))\sigma(w(x-a_k))\right) \forall x \neq a_k$





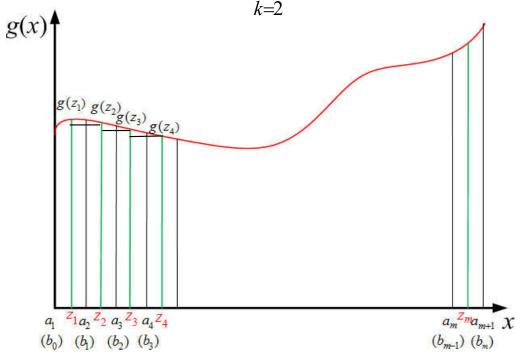


系统工程导论



当 W 很大,且 X 不等于任何 a_k 时

$$\hat{g}_m(x) \approx g(z_1) + \sum_{k=2}^{m} (g(z_k) - g(z_{k-1})) \sigma(w(x - a_k))$$



可以逼近原函数!

系统工程导论



当 X 等于某个 a_k 时,例如 $x=a_3$

岭函数类神经网络

$$\hat{g}_m(x) \approx g(z_1) + \sum_{k=2}^{m} (g(z_k) - g(z_{k-1})) \sigma(w(x - a_k))$$

右边近似等于:
$$g(z_1)+(g(z_2)-g(z_1))+(g(z_3)-g(z_2))\sigma(0)$$

= $g(z_2)+(g(z_3)-g(z_2))\sigma(0)$ $\sigma(0)=\frac{1}{2}$

$$\lim_{m\to\infty} (g(z_2) + (g(z_3) - g(z_2))\sigma(0)) = g(a_3)$$

仍然能逼近!



■基函数

④ 结论

• 辐射基函数类神经网络

(用基函数显著大于0的部分)

$$\sum_{k} \alpha_{k} \eta \left(\frac{x - c_{k}}{\delta_{k}} \right) \approx \sum_{k} g(z_{k}) hstep_{I_{k}}(x)$$

•岭函数类神经网络

(用基函数接近1的部分),所需要的节点数目
$$M=m^n$$

$$\sum_k \alpha_k \sigma \big(w_k x + d_k \big)$$

$$\approx g(z_1) + \sum_k \big(g(z_k) - g(z_{k-1}) \big) \sigma \big(w_k x + d_k \big)$$
 系统工程导论 ——



■背景

回归分析是一种常用的系统预测方法

黑箱建模

- ① 从一组数据出发,确定因变量和自变量之间的关系式(一元/多元、线性/非线性)
- ② 对关系式中的参数进行估计,并进行统计检验(假设检验)
- ③ 筛选自变量,即从大量自变量中找出影响显著的,剔除不显著的(抓主要矛盾) 盾)
- ④ 用求得的回归模型做预测
- ⑤ 对预测结果进行分析、评价



■线性回归问题

(1) 问题描述

- ① 假定被解释变量(因变量)和回归变量(自变量)间近似存在线性关系 $y \approx \theta^T x = \sum_{i=1}^n \theta_i x_i$
- ① 已有样本数据 $y(t), x(t), t = 1, 2, \dots, N$
- ② 在最小二乘意义下,求解下列优化问题 $\min_{\theta \in R^n} \sum_{t=1}^N (y(t) \theta^T x(t))^2$

③ 从而确定参数的估计值

线性假定是否通用?



- ■线性回归问题
 - (2) 可以从两种角度考虑线性模型是否合适
 - 黑箱建模的观点

局部区域可用线性函数逼近一般函数 基于某些常识和经验,例如

需电量 $\approx f$ (钢产量,铁产量,煤产量...)

- 经验
 - 一定的生产条件下, 生产单位钢、铁、 煤等的耗电量基本不变
- 所以: 需电量可近似为钢、铁、煤等主要产品产量的线性函数



■线性回归问题

(3) 线性最小二乘回归的解

对优化问题
$$\min_{\theta \in \mathbb{R}^n} \sum_{t=1}^N (y(t) - \theta^T x(t))^2$$
 记
$$X = [x(1) x(2) \cdots x(N)]_{n \times N}$$

$$Y = [y(1) y(2) \cdots y(N)]_{1 \times N}$$

如果存在
$$\left(XX^{T}\right)^{-1}$$

最优解为
$$\hat{\theta} = (XX^T)^{-1} XY^T$$



■一元线性回归

(1) 一元线性回归原理

一元线性回归处理两个系统变量 x 和 y 之间的线性 因果关系,也就是拟合直线问题。

假设已经得到了x 和y 的若干数据对 xi 和yi, i=1,2, ...,N 称为样本点。如果x 和y 存在某种线性关系,则x 和y 可用

$$y = a + bx + \epsilon$$

表示,a 和 b 是待定系数, ϵ 是随机变量。该模型为一元回归模型。 a 和 b 为回归系数。

将样本点带入,理论上可以通过 N个方程估计a 和 b 的值,记作 \hat{a} 和 \hat{b} 。



■一元线性回归

(1) 一元线性回归原理

由最小二乘原理,估计目标是使"误差平方和"最小:

$$\sum_{i=1}^{N} \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^{N} (y_i - \hat{a} - \hat{b}x_i)^2 = \min_{a,b} \sum_{i=1}^{N} (y_i - a - bx_i)^2$$

 $\pi \hat{a} \pi \hat{b}$ 分别是a 和 b的最小二乘估计。 而y = $\hat{a} + \hat{b} x$ 称为一元回归方程。

其中
$$\hat{a} = \overline{y} - \hat{b}\overline{x}$$
, $\hat{b} = \frac{\sum X_i Y_i}{\sum X_i^2} = \frac{L_{xy}}{L_{xx}}$



■一元线性回归

(1) 一元线性回归原理

为求取最小二乘估计 \hat{a} 和 \hat{b} , 对 $Q = \sum_{i=1}^{n} (y_i - a - bx_i)^2$ 求一阶偏导数并令其为零。 有:

$$\frac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial a} = -2\sum (y_i - a - bx_i) = 0$$
$$\frac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial b} = -2\sum x_i (y_i - a - bx_i) = 0$$

$$\frac{\partial (\sum e_i^2)}{\partial b} = -2\sum x_i(y_i - a - bx_i) = 0$$

$$\mathbf{i} = [x_1 - \overline{x}, x_2 - \overline{x}, \dots, x_N - \overline{x}] \quad \overline{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i$$

$$Y_{i} = [y_{1} - \overline{y}, y_{2} - \overline{y}, \dots, y_{N} - \overline{y}], \quad \overline{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y_{i}$$

$$\text{III} \quad \hat{a} = \overline{y} - \hat{b}\overline{x}, \quad \hat{b} = \frac{\sum X_i Y_i}{\sum X_i^2} = \frac{L_{xy}}{L_{xx}}$$

称为:正则方程。 (canonical equation)

解正则方程,有:

从而可得到回归方程:

$$y = \hat{a} + \hat{b}x$$



■一元线性回归

- (2) 回归方程检验(验证回归模型有效性)
- 相关系数分解法(平方和分解)

因为
$$L_{yy} = \sum_{i=1}^{N} (y_i - \overline{y})^2 = \sum_{i=1}^{N} y_i^2 - N\overline{y}^2 = \sum_{i=1}^{N} (\hat{y}_i - \overline{y})^2 + \sum_{i=1}^{N} (y_i - \hat{y}_i)^2$$
 记作 (总平方和TSS) (解释平方和ESS) (剩余平方和RSS)

即

TSS=ESS+RSS——平方和分解

$$r^{2} = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (\hat{y}_{i} - \overline{y})^{2}}{\sum_{i=1}^{N} (y_{i} - \overline{y})^{2}}$$

定义 $r^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} (\hat{y}_i - \overline{y})^2}{\sum\limits_{i=1}^{N} (y_i - \overline{y})^2}$ 表示总平方和——TSS中由 x 解释了或者说是回归解释了的部分,最小二乘法将使这个部分达到最大。



- ■一元线性回归
 - (2) 回归方程检验(验证回归模型有效性)
 - 相关系数分解法(平方和分解)

$$r^{2} = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (\hat{y}_{i} - \overline{y})^{2}}{\sum_{i=1}^{N} (y_{i} - \overline{y})^{2}}$$

 $r = \pm \sqrt{r^2}$ 称为相关系数, r 符号与 b 相同。

相关系数的大小能反映出 x 与 y 之间的线性密切程度。其值介于-1和1之间。当 r 接近于 0, 说明 x 与 y 线性关系很弱,回归方程无实际意义。



- ■一元线性回归
 - (2) 回归方程检验(验证回归模型有效性)
 - 相关系数分解法(平方和分解)

也可以运用假设检验方法刻画回归方程的线性因果关系,构 造统计量:

$$t = \frac{\sqrt{N - 2r}}{\sqrt{1 - r^2}}$$

定理4-1:设 r 是总体 (x, y) 的相关系数,当假设H₀: r = 0成立时,统计量 t 服从自由度(degree of freedom)为 N-2 的 t 分布。



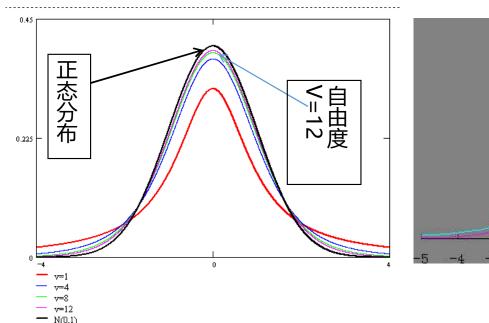
- ■一元线性回归
 - (2) 回归方程检验(验证回归模型有效性)
 - 相关系数分解法 (平方和分解)

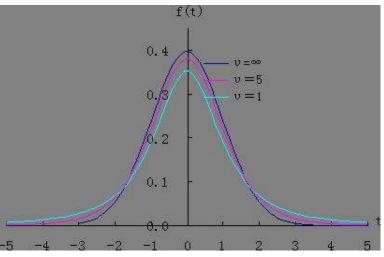
对于给定的显著性水平(significance level) $\alpha(0 \le \alpha \le 1)$, (称1- α 为置信度(degree of confidence)或置信水平) 以及自由度 (一般用 f 表示) (N-2),查 t 分布表,得到相应的临界值 t_{α} ,从而对 Ho进行假设检验,即:

当 $t > t_{\alpha}$ 时,否定原假设(null hypothesis) (接受备则假设(alternative hypothesis)) ,认为 x 与 y 存在线性关系;

反之,当 $t \le t_{\alpha}$ 时,接收原假设,认为 x 与 y 不存在线性关系。







t分布是一簇曲线,其形态变化与n(确切地说与自由度v)大小有关。 自由度v越小,t分布曲线越低平;自由度v越大,t分布曲线越接近标准正 态分布(normal distribution)曲线



■一元线性回归

- (2) 回归方程检验(验证回归模型有效性)
- F 检验法

定理4-2: 在假设Ho: b=0成立时,TSS, ESS, RSS分别是自由度为 $f_T = N - 1$, $f_E = 1$, $f_r = N - 2$ 的 χ^2 变量,并且RSS与ESS相互独立,于是统计量

$$F = \frac{ESS / f_E}{RSS / f_R} = \frac{(N-2)ESS}{RSS}$$

服从自由度为 (f_E, f_R) 的 F 分布。

若n个相互独立的随机变量 ξ 1, ξ 2, ..., ξ n, 均服从标准正态分布(也称独立同分布(independent identically distributed, iid)于标准正态分布),则这n个服从标准正态分布的随机变量的平方和构成一新的随机变量,其分布规律称为 $\chi^2(n)$ 分布(Chi Square Distribution),其中参数 n 称为自由度。



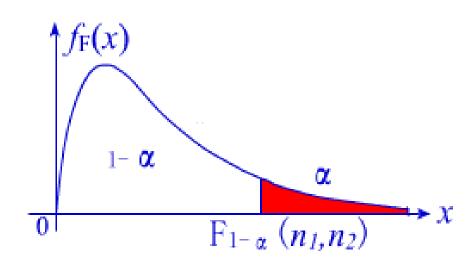
■一元线性回归

- (2) 回归方程检验(验证回归模型有效性)
- F 检验法

对于给定的显著性水平 $\alpha(0 \le \alpha \le 1)$,以及自由度 (1, N-2),查F分布表,得到相应的临界值 F_{α} ,从而对Ho进行假设检验,即:

当 $F > F_{\alpha}$ 时,否定原假设,认为 x 与 y 存在线性关系; 当 $F \leq F_{\alpha}$ 时,接收原假设,认为 x 与 y 不存在线性关系。





F分布定义为:设X、Y为两个独立的随机变量,X服从自由度为m的 χ^2 分布,Y服从自由度为n的 χ^2 分布,这2 个独立的卡方分布分别除以各自的自由度以后的比率,即:F=(x/m)/(y/n) 服从自由度为 (m, n) 的F-分布,其中第一自由度为m,第二自由度为n的F分布



■一元线性回归

(3) 精度分析

设 S_s 为 y 的剩余均方差,它表示变量 y 偏离回归 直线的误差

$$S_{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} (y_i - \hat{y})^2}{N - 2}} = \sqrt{\frac{(1 - r^2)L_{yy}}{N - 2}}$$

给定显著性水平 α ,对某一 x_0 ,相应的 y_0 将以 $(1 - \alpha)$ 的概率落在下述区间(称为置信区间)

$$(\hat{y}_0 - Z_{\alpha/2}S_{\delta}, \hat{y}_0 + Z_{\alpha/2}S_{\delta})$$

式中, \hat{y}_0 是对应于 x_0 的 y_0 的预测值, $Z_{\alpha/2}$ 是标准正态分布上 $\alpha/2$ 百分位点的值。



■一元线性回归

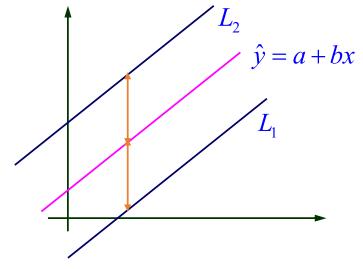
(3) 精度分析

以线性回归预测方程 $\hat{y} = a + bx$ 为中心线,上下做两条平行

直线如下图所示

$$L_1: y_1 = a + bx - Z_{\alpha/2}S_{\delta}$$

 $L_2: y_2 = a + bx + Z_{\alpha/2}S_{\delta}$



这表明,在全部可能出现的观察值 y_i 中,大约有 $100(1-\alpha)\%$ 的点落 在 L_1 和 L_2 之间的范围内。显然, L_1 和 L_2 越靠近,预测精度越高。



■一元线性回归

(4) 一元线性回归的步骤

① 数据平移和归一化压缩变换,得到新变量

$$x' = \frac{x - c_1}{d_1}, y' = \frac{y - c_2}{d_2}$$

- ② 计算新变量的 $\overline{x}', \overline{y}', L_{x'y'}, L_{x'x'}, L_{y'y'}, \hat{b'} = L_{x'y'} / L_{x'x'}, \hat{a'} = \overline{y'} \hat{b'}\overline{x'}$
- ③ 带回原变量,得到 x 和 y 的回归方程 $\frac{y-c_2}{d_2} = \hat{a}' + \hat{b}' \frac{x-c_1}{d_1}$
- ④ 按下述公式进行统计检验

$$ESS' = \hat{b}'^{2}L_{x'x'} = \hat{b}'L_{x'y'}$$

$$RSS' = L_{y'y'} - ESS'$$

$$F' = \frac{(N-2)ESS}{PSS}$$

 $F' = \frac{(N-2)ESS}{RSS}$ ⑤ 求置信区间,对回归直线进行预测。 $S'_{\delta} = \sqrt{\frac{RSS'}{N-2}}, \quad S_{\delta} = d_2S'_{\delta}$



■一元非线性回归

(1) 函数变换线性化方法

$$y = a_0 b_0^x, \frac{1}{y} = a + \frac{b}{x}$$

- ① 根据机理或测点图形判断,选择一种易于线性化的非线性函数;
- ② 将自变量和因变量通过适当的数学变换得到线性关系;
- ③ 对变换后的自变量和因变量做线性回归分析;
- ④ 将得到的线性回归分析方程通过逆变换得到自变量和 因变量的非线性关系。

常用的、易于线性化的非线性函数有幂函数、指数函数、双曲函数等。如幂函数 $y = a_0 x^b$ 可以等号两端取对数,并令 $Y = \ln y, a = \ln a_0, X = \ln x$,则有 Y = a + bX



■一元非线性回归

(2) 多项式变换线性化方法

当已知变量间存在某种非线性函数关系,但这种非 线性函数关系又无法确定时,运用非线性函数的函数逼 近论原理,可以采用多项式作为近似模型。

$$y = c_0 + c_1 x + c_2 x^2 + \dots + c_n x^n$$

$$\Leftrightarrow$$
 $t_1 = x, t_2 = x^2, \dots, t_n = x^n$

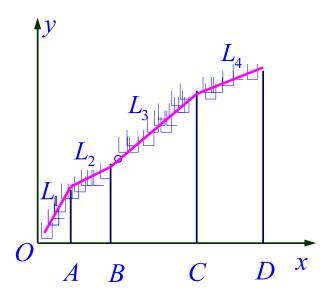
则上式化为
$$y = c_0 + c_1 t_1 + c_2 t_2 + \dots + c_n t_n$$

即 y 关于 n 个变量 t_1, t_2, \dots, t_n 多元线性回归模型。



■一元非线性回归

(3) 分段线性化方法



$$L_1: O - A: y = a_1 + b_1 x, \quad x \in OA$$

 $L_2: A - B: y = a_2 + b_2 x, \quad x \in AB$
 $L_3: B - C: y = a_3 + b_3 x, \quad x \in BC$
 $L_4: C - D: y = a_4 + b_4 x, \quad x \in CD$

对上述四个模型在各自的 区域内分别进行求解,即可得 到总体非线性回归模型。



■一元非线性回归

(4) 直接非线性回归分析方法

对于一般的非线性对应关系,可采用<u>直接非线性回归</u>分析。设变量 x 和 y 服从如下的非线性函数模型,即:

$$y = f(x)$$

则基于非线性回归模型的因变量预测值 $\hat{y}_i = f(x_i, \hat{\theta})$ 其中 $\hat{\theta} = [\hat{\theta}_1 \ \hat{\theta}_2 \cdots \hat{\theta}_k]^T$ 是非线性回归模型中 k 个未知参数的估计值。则预测误差为

$$\varepsilon_i = y_i - \hat{y}_i = y_i - f(x_i, \hat{\boldsymbol{\theta}})$$

式中 x_i 和 y_i 是样本观测值。非线性回归就是找出 $\hat{\theta}$ 的最优估计值 $\hat{\theta}^*$ 。



■一元非线性回归

(4) 直接非线性回归分析方法 最佳估计准则——最小二乘准则

预测误差的加权平方和为:

$$J(\hat{\mathbf{\theta}}) = \sum_{i} w_{i} \varepsilon_{i}^{2} = \sum_{i} w_{i} [y_{i} - f(x_{i}, \hat{\mathbf{\theta}})]^{2}$$

式中, $w_i \in [0,1]$ 为回归权系数,表示第 i 个样本值的重要程度, w_i 愈大则表明样本值愈重要。(当无需区分各样本值重要性时,可取 $w_i = 1, i = 1, 2, ...$ 。)

于是,上述非线性回归问题转化为非线性规划问题:

$$\min_{\hat{\boldsymbol{\theta}}} J(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \min_{\hat{\boldsymbol{\theta}}} \sum_{i} w_{i} [y_{i} - f(x_{i}, \hat{\boldsymbol{\theta}})]^{2}$$

求解上述非线性规划问题,可得到最佳估计值 $\hat{\theta}$ 。



举例

设有一元非线性函数
$$f(x) = \frac{\theta_1 x}{x + \theta_2}$$
 当无加权时,有
$$J(\hat{\mathbf{\theta}}) = \sum_i \left[y_i - \frac{\theta_1 x}{x + \theta_2} \right]^2$$

$$= \sum_i y_i^2 - 2\hat{\theta}_1 \sum_i \frac{x_i y_i}{x_i + \hat{\theta}_2} + \hat{\theta}_1^2 \sum_i \frac{x_i^2}{(x_i + \hat{\theta}_2)^2}$$
 则有
$$\frac{\partial J(\hat{\mathbf{\theta}})}{\partial \hat{\theta}_1} = -2\hat{\theta}_1 \sum_i \frac{x_i y_i}{x_i + \hat{\theta}_2} + 2\hat{\theta}_1 \sum_i \frac{x_i^2}{(x_i + \hat{\theta}_2)^2} = 0$$

$$\frac{\partial J(\hat{\mathbf{\theta}})}{\partial \hat{\theta}_2} = 2\hat{\theta}_1 \sum_i \frac{x_i y_i}{(x_i + \hat{\theta}_2)^2} - 2\hat{\theta}_1^2 \sum_i \frac{x_i^2}{(x_i + \hat{\theta}_2)^3} = 0$$

求解上述方程组,即可得到最佳回归参数 $\hat{ heta}_1^*,\hat{ heta}_2^*$ 。

(可采用数值分析方法或求解无约束非线性规划方法求解上述方程组)



■多元线性回归分析预测

(1) 原理

假设有 \mathbf{n} 个自变量 $x_1, x_2, \cdots x_n$ 和一个因变量 \mathbf{y} , 经过 \mathbf{N} 次试验 , 获得 \mathbf{N} 个样本值为:

$$(y_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}), i = 1, 2, \dots, N$$

如果 y 与 x_1, x_2, \ldots, x_n 均存在线性关系,则其回归模型可表示为:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n$$

式中, β_0 , β_1 , β_2 , ····, β_n 是未知的 n+1 个回归参数,我们的目的是运用上面 N 个样本值估计出这 n+1 个回归参数。



将 N 个 样本值分别代入回归模型,则对应 N 个样本的回归预测值为:

$$\hat{y}_{1} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{11} + \beta_{2}x_{12} + \dots + \beta_{n}x_{1n}$$

$$\hat{y}_{2} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{21} + \beta_{2}x_{22} + \dots + \beta_{n}x_{2n}$$

$$\vdots$$

$$\hat{y}_{N} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{N1} + \beta_{2}x_{N2} + \dots + \beta_{n}x_{Nn}$$

回归预测误差为:

$$\varepsilon_{1} = y_{1} - \hat{y}_{1}$$

$$\varepsilon_{2} = y_{2} - \hat{y}_{2}$$

$$\vdots$$

$$\varepsilon_{N} = y_{N} - \hat{y}_{N}$$



定义以下向量和矩阵:

义以下向量和矩阵:
$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} y_1 & y_2 & \cdots & y_N \end{bmatrix} \qquad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{N1} \\ x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1n} & x_{2n} & \cdots & x_{Nn} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \cdots & \varepsilon_N \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{N1} \\ x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1n} & x_{2n} & \cdots & x_{Nn} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_1 & \boldsymbol{\varepsilon}_2 & \cdots & \boldsymbol{\varepsilon}_N \end{bmatrix}$$

则回归方程及回归预测误差可表示为:

$$\mathbf{Y} = \boldsymbol{\beta}^{\mathrm{T}} \mathbf{X} + \boldsymbol{\varepsilon} \longrightarrow \hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X} \mathbf{X}^{\mathrm{T}})^{-1} (\mathbf{X} \mathbf{Y}^{\mathrm{T}})$$



为求取 β 的最佳估计 $\hat{\beta}^*$,运用最小二乘原理,回归预测误差的平方和为最小,即:

$$\min_{\hat{\beta}} J(\hat{\beta}) = \min_{\hat{\beta}} \sum_{i=1}^{N} \varepsilon_i^2 = \min_{\hat{\beta}} \sum_{i=1}^{N} (y_i - \hat{y}_i)^2$$

式中, β 为β 的某一个估计。

将 $J(\hat{\beta})$ 对 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_n$ 求偏导数,令诸偏导数为0, 并将 n 个样本值代入,可得方程

$$\mathbf{A}\hat{\boldsymbol{\beta}}\mid_{\hat{\boldsymbol{\beta}}=\hat{\boldsymbol{\beta}}^*}=\mathbf{B}$$



$$\mathbf{A}\hat{\boldsymbol{\beta}}\big|_{\hat{\boldsymbol{\beta}}=\hat{\boldsymbol{\beta}}^*}=\mathbf{B}\qquad (*)$$

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} N & \sum_{i=1}^{N} x_{i1} & \sum_{i=1}^{N} x_{i2} & \cdots & \sum_{i=1}^{N} x_{in} \\ \sum_{i=1}^{N} x_{i1} & \sum_{i=1}^{N} x_{i1}^{2} & \sum_{i=1}^{N} x_{i1} x_{i2} & \cdots & \sum_{i=1}^{N} x_{i1} x_{in} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=1}^{N} x_{in} & \sum_{i=1}^{N} x_{i1} x_{in} & \sum_{i=1}^{N} x_{i2} x_{in} & \cdots & \sum_{i=1}^{N} x_{in}^{2} \end{bmatrix} \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{0} \\ \sum_{i=1}^{N} x_{i1} y_{i} \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^{N} x_{in} y_{i} \end{bmatrix} \quad \hat{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{0} \\ \hat{\beta}_{1} \\ \vdots \\ \hat{\beta}_{n} \end{bmatrix}$$

又有
$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{N1} \\ x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1n} & x_{2n} & \cdots & x_{Nn} \end{bmatrix}$$
 于是有
$$\mathbf{A} = \mathbf{X}\mathbf{X}^T$$

$$\mathbf{B} = \mathbf{X}\mathbf{Y}^T$$

$$\mathbf{A} = \mathbf{X}\mathbf{X}^T$$

$$\mathbf{B} = \mathbf{X}\mathbf{Y}^T$$



于是 $\mathbf{A}\hat{\boldsymbol{\beta}}|_{\hat{\boldsymbol{\beta}}=\hat{\boldsymbol{\beta}}^*}=\mathbf{B}$ (*) 式可以写成:

$$(\mathbf{X}\mathbf{X}^T)\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}\mathbf{Y}^T)$$

在 $(\mathbf{X}\mathbf{X}^T)$ 满秩的条件下,存在逆矩阵 $(\mathbf{X}\mathbf{X}^T)^{-1}$,所以 $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}\mathbf{X}^T)^{-1}(\mathbf{X}\mathbf{Y}^T)$

上式是多元线性回归预测模型式 $\mathbf{Y} = \boldsymbol{\beta}^{\mathsf{T}} \mathbf{X} + \boldsymbol{\epsilon}$ 中参数 $\boldsymbol{\beta}$ 的最小二乘估计。



例题

平炉炼钢过程中,铁水的含碳量指标y与所加的两种矿石的量 x_1 , x_2 有关,也与冶炼时间 x_3 有关。现场操作进行 49 组分析试验,如下表所示。试求出y与 x_1 , x_2 , x_3 的三元线性回归预测模型。

样本号	y	x_1	x_2	x_3	样本号	y	x_{I}	x_2	x_3
1	4.3302	2	18	50	26	2.7066	9	6	39
2	3.6458	7	9	40	27	5.6314	12	5	51
3	4.4830	5	14	46	28	5.8152	6	13	41
4	5.5468	12	3	43	29	5.1302	12	7	47
• • •					• • •				
21	4.6805	9	0	40	46	4.7115	4	10	45
22	3.1272	4	6	32	47	4.5310	10	5	40
23	2.6104	0	17	47	48	5.3637	3	17	64
24	3.7174	9	0	44	49	6.0771	4	15	72
25	3.8946	2	6	39					

完整数据见本章阅读材料



解:

①为求出 y 与x1, x2, x3的三元线性回归预测模型, 对数据预处理

$$y_i = \mu_0 + \beta_1(x_{i1} - \overline{x}_1) + \beta_2(x_{i2} - \overline{x}_2) + \beta_3(x_{i3} - \overline{x}_3) + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, 49$$

②计算各变量的总和、算术平均值、交叉乘积和等。

$$\sum_{i=1}^{49} y_i = 224.5196 \qquad \overline{y} = 4.582 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i3}^2 = 124879 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i1} x_{i2} = 2137$$

$$\sum_{i=1}^{49} x_{i1} = 259 \qquad \overline{x}_1 = 5.286 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i1} x_{i3} = 12355 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i2} x_{i3} = 29216$$

$$\sum_{i=1}^{49} x_{i2} = 578 \qquad \overline{x}_2 = 11.796 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i1} y_i = 1180.3 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i2} y_i = 1180.3$$

$$\sum_{i=1}^{49} x_{i3} = 2411 \qquad \overline{x}_3 = 49.204 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i3} y_i = 11292.72$$

$$\sum_{i=1}^{49} x_{i1}^2 = 2031 \qquad \sum_{i=1}^{49} x_{i2}^2 = 8572$$



由此得

$$l_{11} = \sum_{i=1}^{49} x_{i1}^{2} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i1}\right)^{2} = 662.0$$

$$l_{22} = \sum_{i=1}^{49} x_{i2}^{2} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i2}\right)^{2} = 1753.959$$

$$l_{33} = \sum_{i=1}^{49} x_{i3}^{2} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i3}\right)^{2} = 6247.959$$

$$l_{21} = l_{12} = \sum_{i=1}^{49} x_{i1} x_{i2} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i1}\right) \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i2}\right) = -918.143$$

$$l_{31} = l_{13} = \sum_{i=1}^{49} x_{i1} x_{i3} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i1}\right) \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i3}\right) = -388.857$$

$$l_{23} = l_{32} = \sum_{i=1}^{49} x_{i3} x_{i2} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i3}\right) \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i2}\right) = 776.041$$

$$l_{1y} = \sum_{i=1}^{49} x_{i1} y_{i} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i1}\right) \left(\sum_{i=1}^{49} y_{i}\right) = -6.433$$

$$l_{2y} = \sum_{i=1}^{49} x_{i2} y_{i} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i2}\right) \left(\sum_{i=1}^{49} y_{i}\right) = 69.13$$

$$l_{3y} = \sum_{i=1}^{49} x_{i3} y_{i} - \frac{1}{49} \left(\sum_{i=1}^{49} x_{i3}\right) \left(\sum_{i=1}^{49} y_{i}\right) = 245.571$$



③计算系数矩阵 $A \ D \ A^{-1}$,常数矩阵 B

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} N & 0 \\ 0 & \mathbf{L} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 49 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 662.0 & -918.143 & -388.857 \\ 0 & -918.143 & 1753.959 & 776.041 \\ 0 & -388.857 & 776.041 & 6247.959 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A}^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{49} & 0 & 0 & 0\\ 0 & 0.005515 & 0.002984 & -0.00001623\\ 0 & 0.002984 & 0.002112 & -0.00008345\\ 0 & -0.00001623 & -0.00008345 & 0.0001694 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 224.5196 \\ -6.433 \\ 69.13 \\ 245.571 \end{bmatrix}$$



④ 计算回归系数和回归方程

$$\begin{bmatrix} \hat{\mu}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 4.582 \\ 0.1604 \\ 0.1706 \\ 0.0359 \end{bmatrix}$$

由此可得回归方程

$$\hat{y} = 4.582 + 0.1604(x_1 - 5.286) + 0.1706(x_2 - 11.769) + 0.0359(x_3 - 49.204)$$



- ■多元线性回归分析预测
 - (2) 显著性检验

对于 n 组给定的样本数据 $(y_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}), i = 1, 2, \dots N$, 总可以按最小二乘原理建立一个多元线性回归方程。为验证回归方程的有效性,还须进行统计检验。

同样有: TSS=ESS+RSS——平方和分解公式

应用F统计检验方法原理如下。



■多元线性回归分析预测

(2) 显著性检验

在假设Ho: $\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_n = 0$ 成立时,TSS, ESS,RSS分别是自由度为 N-1, n和 N-n-1 的 变量,并且RSS与ESS相互独立,于是统计量

$$F = \frac{ESS / f_E}{RSS / f_R} = \frac{(N - n - 1) \cdot ESS}{n \cdot RSS}$$

服从自由度为(n, N-n-1) 的 F 分布。

对于给定的显著性水平 α ,以及自由度(n, N-n-1),查 F分布表,得到相应的临界值 F_{α} ,从而对H0进行假设检验,即:

当 $F > F_{\alpha}$ 时,否定原假设,认为 x 与 y 存在线性关系; 当 $F \leq F_{\alpha}^{\alpha}$ 时,接收原假设,认为 x 与 y 不存在线性关系。



对前面例题,可以计算

$$TSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y})^2 = 44.905$$

$$f_T = N - 1 = 48$$

$$f_E = n = 3$$

$$ESS = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \overline{y})^2 = 15.221$$

$$f_R = N - n - 1 = 45$$

$$ESS/f_E = 5.074$$

$$RSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 = 29.684$$

$$F = \frac{5.074}{0.66} = 7.69$$

若给定 $\alpha = 0.01$, 查 F 分布表 $F_{0.01}(3,45) = 4.25$, 因此

$$F = 7.69 > F_{0.01}(3,45) = 4.25$$

检验结果表明 y 与 x_1, x_2, \dots, x_n 间存在线性关系。



■多元线性回归分析预测

(3) 预测精度

对于多元线性回归的预测模型

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n$$

仿照一元线性回归问题的处理方法,可以用 $S_{\delta} = \sqrt{\frac{RSS}{N-n-1}}$

近似地表示 y 偏离回归平面的误差,于是,可以预测在各变量 x_1, x_2, \dots, x_n 取固定的样本值时,预测值 \hat{y} 将以 $(1-\alpha)$ 的概率 落在下述区域内,即

$$(\hat{y}_0 - Z_{\alpha/2}S_{\delta}, \hat{y}_0 + Z_{\alpha/2}S_{\delta})$$

式中, \hat{y}_0 是采用 $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, \cdots $\hat{\beta}_n$ 作为最佳回归参数时的预测值, $Z_{\alpha/2}$ 是标准正态分布上 $\alpha/2$ 百分位点的值。

黑箱建模——病态线性回归



- ■严格病态线性回归问题概述
 - (1) 产生原因

样本数据中回归变量间严格线性相关!

(2) 具体描述

存在
$$r(1 \le r < n)$$
个线性无关的 n 维向量 $a(1), a(2), \dots a(r)$ 使得 $a^{T}(i)x(t) = 0$, $\forall 1 \le i \le r$, $1 \le t \le N$

证明过程



■严格病态线性回归问题概述

由此产生的后果:

存在 $m(\leq n-r)$ 个彼此正交的单位向量

 $b(i) \in \mathbb{R}^n$, $1 \le i \le m$ 使得每个 x(t) 都可以

表示为它们的线性组合,即

$$x(t) = B_m z(t), 1 \le t \le N$$

$$B_{m} = [b(1) b(2) \cdots b(m)]_{n \times m}, B_{m}^{T} B_{m} = I_{m}$$

$$z(t) = \left[z_1(t) z_2(t) \cdots z_m(t)\right]^T_{m \times N} \in \mathbb{R}^m,$$

并且不存在更少数目的向量满足上式



■严格病态线性回归问题概述

(3) 对线性回归问题的影响

记
$$Z = [z(1) z(2) \cdots z(N)]$$

于是
$$X = B_m Z$$

$$XX^T = B_m ZZ^T B_m^T$$

 B_n 是 $n \times m$ 矩阵, 秩等于 $m(m \le n - r < n)$

 XX^T 的秩不会大于 B_m 的秩, 没有逆矩阵!

进而无法利用公式求取参数向量!



- ■严格病态线性回归问题概述
 - (4) 严格病态线性回归问题的处理方法

回归变量间严格线性相关,并不能否定需电量可近似为钢、铁、煤等主要产品产量的线性函数。

只是在这种情况下不能由样本数据正确估计 所有的回归系数

但是仍可能确定需电量关于所有回归变量的 线性函数 (此时这种函数不唯一)



先求最大无关向量,再变换得到结果!

如果能确定满足

$$B_m^T B_m = I_m$$
 $x(t) = B_m z(t), 1 \le t \le N$ 的 $B_m, z(t), 1 \le t \le N$ 和最小的 m

由于
$$y(t) \approx c^T x(t) = c^T B_m z(t) = d^T z(t)$$

先估计
$$\hat{d} = (ZZ^T)^{-1} ZY^T$$
 (一定存在)

再利用
$$z(t) = B_m^T B_m z(t) = B_m^T x(t)$$
, $\forall t$

可建立
$$y \approx \hat{d}^T z = \hat{d}^T B_m^T x = \hat{c}^T x$$



但是,实际数据中存在的问题是:

- 1) 无法确定自变量是线性相关的 $a^{T}(i)x = 0, 1 \le i \le r$
- 2) 无法确定满足

$$B_m^T B_m = I_m$$
 $x(t) = B_m z(t), 1 \le t \le N$ 的 $B_m, z(t), 1 \le t \le N$ 和最小的 m



分析:可否从n递减寻找符合要求的m

1) 对任何 $n \ge \hat{m} > m$ 存在 $b(m+1), \dots, b(\hat{m})$

使
$$B_{\hat{m}} = [B_m \ b(m+1)\cdots b(\hat{m})]$$
 满足 $B_{\hat{m}}^T B_{\hat{m}} = I_{\hat{m}}$

$$\diamondsuit$$
 $\hat{z}(t) = \begin{bmatrix} z^T(t) & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}^T$ 就有 $x(t) = B_{\hat{m}} \hat{z}(t)$

所以下述优化问题的最优目标值为零

$$\min \sum_{t=1}^{N} (x(t) - Lv(t))^{T} (x(t) - Lv(t))$$
s.t. $L^{T}L = I_{\hat{m}}, v(t) \in R^{\hat{m}}$

最优解能满足 $x(t) = Lv(t), 1 \le t \le N$

实际上 v(t) 是 x(t) 向 \hat{m} 子空间上的投影



2) 一旦 $\hat{m} < m$,下述优化问题的最优目标值一定大于零。

$$\min \sum_{t=1}^{N} (x(t) - Lv(t))^{T} (x(t) - Lv(t))$$

$$s.t. L^{T}L = I_{\hat{m}}, v(t) \in R^{\hat{m}}$$



- ■严格病态线性回归问题概述
 - (4) 严格病态线性回归问题的处理方法

从
$$\hat{m} = n-1$$
 开始逐渐减少 \hat{m} ,依次求解
$$\min \sum_{t=1}^{N} (x(t) - Lv(t))^{T} (x(t) - Lv(t))$$
 $s.t.$ $L^{T}L = I_{\hat{m}}, v(t) \in R^{\hat{m}}$

找到使最优目标值等于零的最小 m

其对应的最优解就可用作所需要的

$$B_m \not\equiv z(t), 1 \leq t \leq N$$



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (1) 问题描述

更接近实际情况的病态线性回归问题

存在 $r(1 \le r < n)$ 个线性无关的 n 维向量

$$a(1), a(2), \cdots a(r)$$

使得 $a^{T}(i)x(t) \approx 0$, $\forall 1 \leq i \leq r$, $1 \leq t \leq N$

近似线性, 称为"病态线性"



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (2) 问题后果

存在 $m(\leq n-r)$ 个彼此正交的单位向量

 $b(i) \in \mathbb{R}^n$, $1 \le i \le m$ 使得每个x(t) 都可以

近似地表示为它们的线性组合,即

$$x(t) \approx B_m z(t), 1 \le t \le N$$

$$B_{m} = [b(1) b(2) \cdot \cdot \cdot b(m)], B_{m}^{T} B_{m} = I_{m}$$

并且不存在更少数目的向量满足上式



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (2) 问题后果

对线性回归问题的影响:

由于 $XX^T \approx BZZ^TB^T$ 接近奇异

其逆矩阵即使存在,参数估计值

$$\hat{c} = \left(XX^T\right)^{-1}XY^T$$

也很不可靠! (为什么?)



■实际病态线性回归问题及处理方法

(3) 理由

用 $c_* \in R^n$ 表示真正的(或最好的)模型参数 最小的样本误差为 $\eta = Y - c_*^T X$

于是
$$Y^T = X^T c_* + \eta^T$$

从而可得参数估计误差

$$c_* - \hat{c} = c_* - \left(XX^T\right)^{-1} XY^T$$

$$= c_* - \left(XX^T\right)^{-1} X \left(X^T c_* + \eta^T\right)$$

$$= -\left(XX^T\right)^{-1} X \eta^T$$



Review: 实对称矩阵性质

A为 n 阶实对称矩阵,则:

- 1) A的特征根皆为实数。
- 2) R^n 中属于A的不同特征值的特征向量必正交。
- 3) 存在正交矩阵C, 使得 $C^{-1}AC$ 为对角阵。



来看实对称矩阵的正交对角化:

$$Q = [q(1) \ q(2) \cdots q(n)] \in R^{n \times n}$$
 存在 $\lambda_i \in R$, $1 \le i \le n$ 满足
$$Q^T Q = I_n \qquad \lambda_1 \ge \lambda_2 \ge \cdots \ge \lambda_n \ge 0$$
,
$$(XX^T) q(k) = \lambda_k q(k), 1 \le k \le n$$
 等价于
$$XX^T = Q\Lambda Q^T$$

$$\Lambda = diag\{\lambda_1, \lambda_2, \cdots, \lambda_n\}$$



其实

- 1) $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ 是矩阵 XX^T 依从大到小的顺序排列的特征值
- 2) *q*(1), *q*(2), ···, *q*(*n*) 分别是对应的特征向量



因为
$$Q^{T}Q=I_{n}$$
 $Q \in R^{n \times n}$

所以 $Q^{-1}=Q^{T}$ $(Q^{T})^{-1}=Q$

$$(XX^{T})^{-1}=(Q\Lambda Q^{T})^{-1}=(Q^{T})^{-1}\Lambda^{-1}Q^{-1}=Q\Lambda^{-1}Q^{T}$$

$$c_{*}-\hat{c}=-Q\Lambda^{-1}Q^{T}X\eta^{T} \qquad c_{*}-\hat{c}=-(XX^{T})^{-1}X\eta^{T}$$

 XX^{T} 接近奇异,本质上就是某些特征根

远比其他特征根小

由于
$$\Lambda^{-1} = diag \left\{ \lambda_1^{-1}, \lambda_2^{-1}, \dots, \lambda_n^{-1} \right\}$$
 参数估计误差可能被严重放大!



举例:

对需电量例子的 特征根数据:

\boldsymbol{k}	${\mathcal A}_k$
1	1180.923
2	46.791
3	9.804
4	3.453
5	2.133
6	1.068
7	0.518
8	0.469
9	0.121
10	0.093
11	0.004



■实际病态线性回归问题及处理方法

(4) 可采取的办法

类似严格病态问题的处理方法:

从
$$\hat{m} = n - 1$$
 开始逐渐减少 \hat{m} , 求解
$$\min \sum_{t=1}^{N} (x(t) - Lv(t))^{T} (x(t) - Lv(t))$$

s.t.
$$L^{T}L = I_{\hat{m}}, v(t) \in R^{\hat{m}}$$

当最优目标值显著增加时停止, 可得满足

$$B_m^T B_m = I_m \quad x(t) \approx B_m z(t), 1 \le t \le N$$

的 B_m , z(t), $1 \le t \le N$ 和最小的 \boldsymbol{m}

再借助 $Z = [z(1) z(2) \cdots z(N)]$ 建模



上述优化问题的解析解:

对向量逼近的已知结论

对任何
$$m$$
, $Q_m = [q(1) q(2) \cdots q(m)]$

和
$$z(t) = Q_m^T x(t)$$
, $1 \le t \le N$

是下述优化问题的最优解

$$\min \sum_{t=1}^{N} (x(t) - Lv(t))^{T} (x(t) - Lv(t))$$

s.t.
$$L^T L = I_m, v(t) \in R^m$$



将最优解 $z(t) = Q_m^T x(t)$ 代入目标函数,得

$$\sum_{t=1}^{N} \left(x(t) - Q_m Q_m^T x(t) \right)^T \left(x(t) - Q_m Q_m^T x(t) \right)$$

$$= \sum_{t=1}^{N} x^{T}(t) \Big(I_{n} - Q_{m} Q_{m}^{T} \Big) \Big(I_{n} - Q_{m} Q_{m}^{T} \Big) x(t)$$

$$= \sum_{t=1}^{N} x^{T}(t)x(t) - \sum_{t=1}^{N} x^{T}(t)Q_{m}Q_{m}^{T}x(t) \quad \left[= \sum_{i=1}^{n} \lambda_{i} - \sum_{i=1}^{m} \lambda_{i} = \sum_{i=m+1}^{n} \lambda_{i} \right]$$

根据特征值和特征向量性质(迹),有

$$\sum_{t=1}^{N} x^{T}(t) Q_{m} Q_{m}^{T} x(t) = \sum_{i=1}^{m} \lambda_{i}, \sum_{t=1}^{N} x^{T}(t) x(t) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_{i}$$

所以上述优化问题的最优目标值为 $\sum_{i=1}^{\infty} \lambda_{i}$



■实际病态线性回归问题及处理方法

所以,处理病态线性回归问题的基本方法是

找出使逼近误差
$$\sum_{i=m+1}^{n} \lambda_i$$

可以接受的最小正整数 m

确定
$$Q_m = [q(1) \ q(2) \cdots q(m)]$$

$$Z = Q_m^T X$$

$$\hat{d} = (ZZ^T)^{-1} ZY^T$$

$$\hat{c} = Q_m \hat{d}$$

得到
$$y \approx \hat{d}^T z = \hat{d}^T Q_m^T x = \hat{c}^T x$$



■实际病态线性回归问题及处理方法

用 $d_* \in R^m$ 表示 $y(t) \approx d^T z(t)$ 的最好参数

最小样本误差为
$$\mu = Y - d_*^T Z$$
 即 $Y^T = \mu^T + Z^T d_*$

参数估计误差
$$(Q = [Q_m \ q(m+1) \cdots q(n)])$$
 $d_* - \hat{d} = d_* - (ZZ^T)^{-1} ZY^T = d_* - (ZZ^T)^{-1} Z(\mu^T + Z^T d_*)$
 $= -(ZZ^T)^{-1} Z\mu^T = -(Q_m^T XX^T Q_m)^{-1} Z\mu^T$
 $= -(Q_m^T Q\Lambda Q^T Q_m)^{-1} Z\mu^T = -([I_m \ 0]\Lambda \begin{bmatrix} I_m \ 0 \end{bmatrix})^{-1} Z\mu^T$
 $= -\Lambda_m^{-1} Z\mu^T$
其中 $\Lambda_m^{-1} = diag\{\lambda_1^{-1}, \lambda_2^{-1}, \cdots, \lambda_m^{-1}\}$

系统工程导论



■实际病态线性回归问题及处理方法

上述解法的含义

- •对病态线性回归问题, XX^T 接近奇异,本质上就是某些特征根远比其他特征根小,而且非常接近于0,这将导致其倒数趋近无穷大。
- 即由于 $\Lambda^{-1} = diag\{\lambda_1^{-1}, \lambda_2^{-1}, \dots, \lambda_n^{-1}\}$ 使得线性回归误差被严重放大.



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - 处理病态线性回归问题的思路:
 - 确定可以接收的最大逼近误差,做为截断依据,舍弃较小的特征值。
 - 保留剩余较大的特征值, 求得相应的规范特征向量。
 - 经过矩阵变换,可以求得降维的回归方程,较好地消除了病态带来的结果敏感性。



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (5) 实际使用中必要的规范化措施

解决实际病态回归问题还必须考虑

- 1) 变量单位的对建模结果有何影响, 如何处理?
- 2) 如何描述逼近误差是否可接受?



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (5) 实际使用中必要的规范化措施

问题一

优化问题的目标函数为

$$\sum_{t=1}^{N} (x(t) - Lv(t))^{T} (x(t) - Lv(t))$$
如果令 $u(t) = Lv(t)$
可写成
$$\sum_{t=1}^{N} \sum_{i=1}^{n} (x_{i}(t) - u_{i}(t))^{2}$$

变量采用不同单位,其样本数值会改变,对不同变量的逼近效果会随之改变,从而建模结果也会改变!



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (5) 实际使用中必要的规范化措施 样本数据规范化

$$\bar{x}_i(t) = \frac{x_i(t) - e(x_i)}{\sqrt{\delta^2(x_i)}} \quad \forall i, t$$
其中 $e(x_i) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} x_i(t)$ 是样本均值

其中
$$e(x_i) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} x_i(t)$$
 是样本均值

$$\delta^{2}(x_{i}) = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^{N} (x_{i}(t) - e(x_{i}))^{2}$$
 是样本方差

目的
$$e(\bar{x}_i)=0$$
, $\delta^2(\bar{x}_i)=1$

消除变量单位的影响!



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (5) 实际使用中必要的规范化措施

由于
$$y(t) \approx \sum_{i=1}^{n} c_i x_i(t) \ \forall t$$

所以
$$e(y) \approx \sum_{i=1}^{n} c_i e(x_i)$$

$$\overline{y}(t) \approx \left(\delta^2(y)\right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^{n} c_i \left(x_i(t) - e(x_i)\right) = \sum_{i=1}^{n} \overline{c}_i \overline{x}_i(t)$$

可以通过估计 \overline{c} 获得 c 的估计!



为什么回归分析之前要对样本数据进行归一化?

- 归一化的具体作用是统一样本的统计分布特性。无论是 为了建模还是为了计算,首先基本度量单位要统一。
- 如果不进行归一化,一旦样本中某个变量的值远远大于 其他变量,就会导致回归算法收敛速度严重下降,甚至 可能进入饱和区从而导致无法得到正确的回归参数。
- 一般来说,线性回归不一定要做归一化,但要此时想对各回归系数之间进行比较就不那么方便了,因为各系数值受各变量单位的影响。为便于比较,需要求出标准化回归系数,消除仅由单位不同所带来的差别。



- ■实际病态线性回归问题及处理方法
 - (5) 实际使用中必要的规范化措施

问题二

根据相对误差

$$\frac{\sum_{t=1}^{N} (x(t) - Q_{m} Q_{m}^{T} x(t))^{T} (x(t) - Q_{m} Q_{m}^{T} x(t))}{\sum_{t=1}^{N} x^{T}(t) x(t)} = \frac{\sum_{i=m+1}^{n} \lambda_{i}}{\sum_{i=1}^{n} \lambda_{i}}$$

是否小于给定阈值确定 m



例题: 用
$$Y = [y(1) \cdots y(N)]$$
 和 $X = [x(1) \cdots x(N)]$

表示 $v \in R^1$ 和 $x \in R^4$ 的样本矩阵,已知 $XX^T = Q\Lambda Q^T$, Q 是正交矩阵,

$$Q = \begin{bmatrix} -.37 & -.81 & .07 & -.45 \\ -.29 & .45 & -.54 & -.64 \\ -.88 & .17 & .10 & .44 \\ -.05 & .34 & .83 & -.44 \end{bmatrix} \quad XY^{T} = \begin{bmatrix} .83 \\ .25 \\ 1.89 \\ .68 \end{bmatrix}$$

 $\Lambda = diag\{1.25, 0.03, 1.5, 0.02\}$ 试建立 y 对 X 的线性回归方程。



首先对特征值排序后看出

$$m=2 \qquad Q_m = \begin{bmatrix} .07 & -.37 \\ -.54 & -.29 \\ .10 & -.88 \\ .83 & -.05 \end{bmatrix}$$

再利用

$$ZY^{T} = Q_{m}^{T}XY^{T}$$

$$(ZZ^{T})^{-1} = \Lambda_{m}^{-1} = \begin{pmatrix} 1/1.5 & 0\\ 0 & 1/1.25 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.6667 & 0\\ 0 & 0.8000 \end{pmatrix}$$



可求得
$$\hat{d} = (ZZ^T)^{-1} ZY^T = \Lambda_m^{-1} Q_m^T XY^T$$

$$= \begin{pmatrix} 0.6667 & 0 \\ 0 & 0.8000 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} .07 & -.37 \\ -.54 & -.29 \\ .10 & -.88 \\ .83 & -.05 \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} .83 \\ .25 \\ 1.89 \\ .68 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 0.4510 \\ -1.6614 \end{bmatrix}$$

于是: $\hat{c} = Q_m \hat{d} = [0.6463 \quad 0.2383 \quad 1.5072 \quad 0.4574]^T$

则有:

$$y \approx \hat{c}^T x = 0.6463x_1 + 0.2383x_2 + 1.5072x_3 + 0.4574x_4$$

黑箱建模——交通流量预测



□ 城市交通流的预测

即处理交通参数的时间序列。

在现实生活中存在各种各样的时间序列问题,人们对于时序的研究主要基于两种方法:一种是用随机过程的理论建立线性关系模型,如回归模型、ARIMA模型等;另外一种方法则是利用非线性动力学方法,研究低自由度的混沌系统。

□ 预测方法举例

时空自回归滑动平均求和模型----STARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Model) 多变量自适应回归样条模型----MARS (Multivariate Adaptive Regressive Splines)

黑箱建模——交通流量预测



□ 时空自回归滑动平均求和模型(STARIMA)

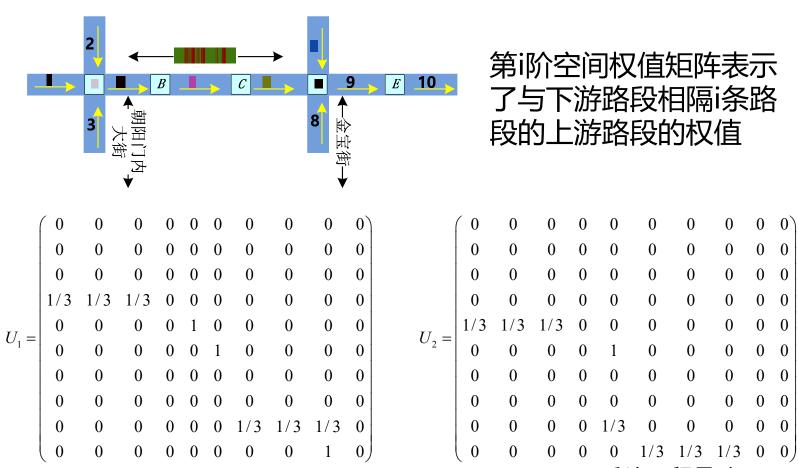
由Pfeifer在1980年提出,后来广泛应用于多个领域的预测问题。它的主要优点在于综合了数据本身的相关性,以及在某种区域内各位置相邻采集点所采集数据间的相关性。

□ STARIMA在交通预测方面的应用

交通流作为实际交通路网中的数据,在时间上其自身有自相关性,而在空间位置上与其相邻的路段也具有相关性,因此在交通流的预测上希望同时考虑这两方面的因素。

黑箱建模——交通流量预测







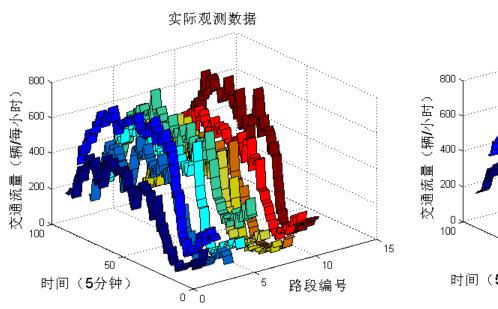
假设该时间序列由自身前3个时间点的数据、(t-1)时刻1阶邻居和2阶邻居采集点数据、以及模型误差项构成,则预测模型如下:

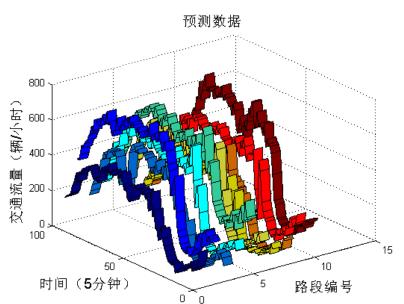
$$Z_{t} = \phi_{10}Z_{t-1} + \phi_{20}Z_{t-2} + \phi_{30}Z_{t-3} + \phi_{11}U_{1}Z_{t-1} + \phi_{12}U_{2}Z_{t-1} - \eta_{10}\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_{t}$$

上式右边前三项代表了该序列的时间相关性,第4、5项代表了该序列的空间相关性。

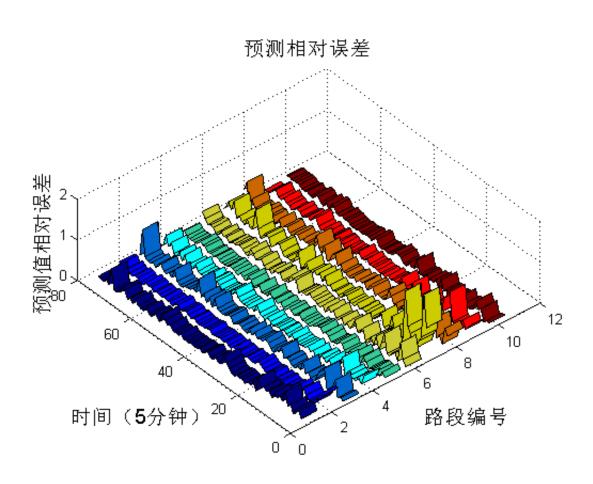


STARIMA预测结果











□ 多变量自适应回归样条模型 (MARS)

该算法在1991年由Stanford University的统计学家、物理学家Jerome Friedman首先提出。作为一种新的回归建模算法,MARS在对高维数据中的一些复杂结构,如非线性和变量之间的相关性分析等方面被证明是非常有效的。

□ MARS在交通预测方面的应用

因为各相邻路口之间流量存在着一定的相关关系,利用MARS算法对已知的完整数据进行拟合,就可以得到某一时刻相邻路口之间流量的近似函数关系。



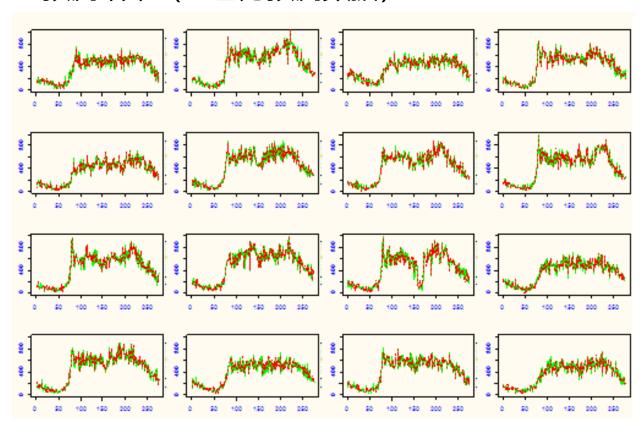
考虑到交通流数据是一个时间序列,流量与时间的关系是非常密切的,汽车从一个路口开到下一个路口中间会经过一段时间,因此有理由相信,相邻路口之间的流量之间存在着某种时间上的"滞后"关系。

因为拟合用到的是相邻路段的数据,所以这种滞后关系不应当太长,谨慎起见在拟合的时候加入相邻路段前后25分钟的数据,即得到模型:

$$flow_{link_{j}}(t) = \phi \begin{cases} flow_{link_{i_{1}}}(t-5), flow_{link_{i_{1}}}(t-4), \cdots, flow_{link_{i_{1}}}(t+4), flow_{link_{i_{1}}}(t+5), \\ flow_{link_{i_{2}}}(t-5), flow_{link_{i_{2}}}(t-4), \cdots, flow_{link_{i_{2}}}(t+4), flow_{link_{i_{2}}}(t+5), \\ \vdots \\ flow_{link_{i_{k}}}(t-5), flow_{link_{i_{k}}}(t-4), \cdots, flow_{link_{i_{k}}}(t+4), flow_{link_{i_{k}}}(t+5) \end{cases}$$



MARS预测结果 (红色为预测数据)





软件演示: 《城市路网交通流预测和分析系统》



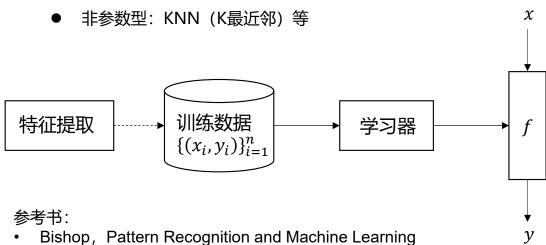
清華大学 Tsinghua University

■机器学习方法与深度学习方法

- 一般机器学习方法范式
 - 假设空间 (Hypothesis Space)
 - 学习算法

● 参数型:回归、决策树等

Goodfellow, Deep Learning

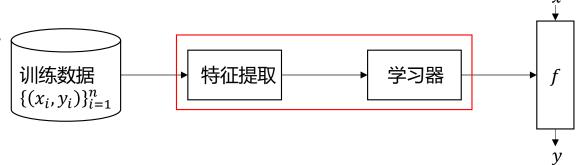


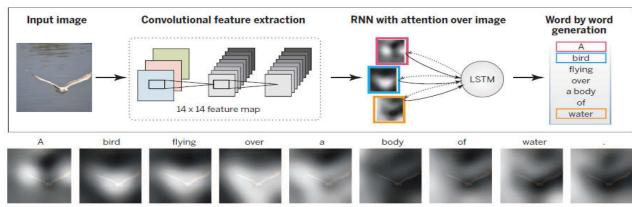
系统工程导论



■机器学习方法与深度学习方法

- 深度学习方法
 - 机器学习方法的"子领域"

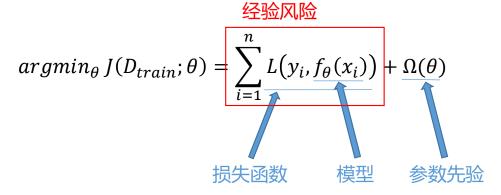






■机器学习方法与深度学习方法

- 深度学习一般性模型
 - 最小化经验风险 (Empirical Risk)



• 损失函数: 度量输出值和实际值的差异

• 模型: 假设真实模型可以写成一类特定的带参数的函数形式

· 参数先验:正则项,减少模型复杂度,避免过拟合 (Overfitting)

正则项的作用



- ■机器学习方法与深度学习方法
 - 深度学习一般性模型
 - 最小化经验风险 (Empirical Risk)

$argmin_{\theta} J(D_{train}; \theta) = \sum_{i=1}^{n} L(y_i, f_{\theta}(x_i)) + \underline{\Omega(\theta)}$

```
for ( t = 1 to T) { 
 doSomeThings(); 
 \theta^{t+1} \leftarrow \theta^t - \eta \nabla_{\theta} J(D; \theta^t); //Gradient-based Optimization Algorithms doOtherThings(); }
```



■机器学习方法与深度学习方法

- 深度学习一般性模型
 - 最小化经验风险 (Empirical Risk)

$$argmin_{\theta} J(D_{train}; \theta) = \sum_{i=1}^{n} L(y_i, \underline{f_{\theta}}(x_i)) + \underline{\Omega}(\theta)$$

多元线性回归: $J(D;\theta) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \theta^T x_i)^2 + \lambda ||\theta||_2^2$

参数解析解:
$$\hat{\theta} = \left[\sum_{i=1}^{n} x_i x_i^T + \lambda I\right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^{n} x_i y_i\right]$$

损失函数: 均方误差

模型:一维多元线性模型

参数先验: 高斯分布

正规方程

更一般的做法是用梯度下降进行更新,速度更快结果更稳定



■机器学习方法与深度学习方法

• Why Deep Learning?

机器学习的弊端:局部不变性先验

➤ K-近邻算法: 根据周围K个样本的标签预测当前样本的标签

▶ 局部基函数: 样本仅对周围一定距离的空间产生影响

 $ightharpoonup f(x) pprox f(x+\epsilon)$

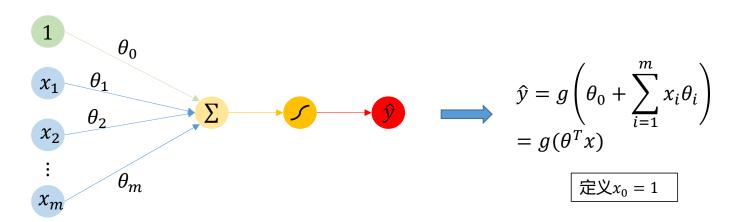
需要足够多的样本才能学到具有很强泛化性的模型!

- 高维数据下由于维度灾难,样本数量远远不够,因此传统的机器学习算法在高维数据下泛化性很差
- 需要更具适用性、更温和的数据假设
 - 数据由不同的特征组合而成,这些特征可以来自不同的层次结构
 - CNN: 局部感受野 (卷积核参数共享) 等
 - RNN:数据/任务具有一定的周期性等



■前馈神经网络

- 感知机
 - 1958年, Rosenblatt仿照神经元结构提出感知机



输入 权重参数 求和 非线性单元 输出



■前馈神经网络

- 感知机
 - Rosenblatt的感知机

$$\hat{y} = g(\theta^T x) = sgn(\theta^T x - T)$$

$$= \begin{cases} 1, & \text{if } \theta^T x - T \ge 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

Rosenblatt: "感知机可以表示

任何布尔函数!"

AND: $x \wedge y = sgn(x + y - 2)$

OR: $x \lor y = sgn(x + y - 1)$

NOT: $\bar{x} = sgn(-x)$

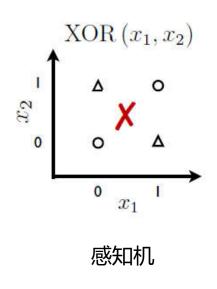
XOR: ?

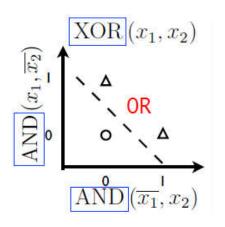
好像不能表示XOR?



■前馈神经网络

- 感知机
 - 用感知机表示XOR





感知机的感知机

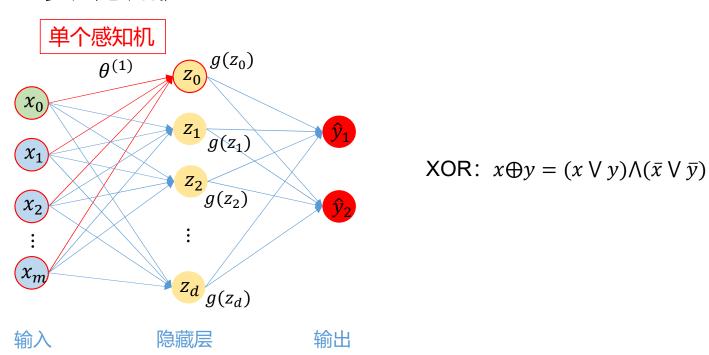
通过对感知机进行叠加来增强感知机的表达能力!

多层感知机



■前馈神经网络

● 多层感知机

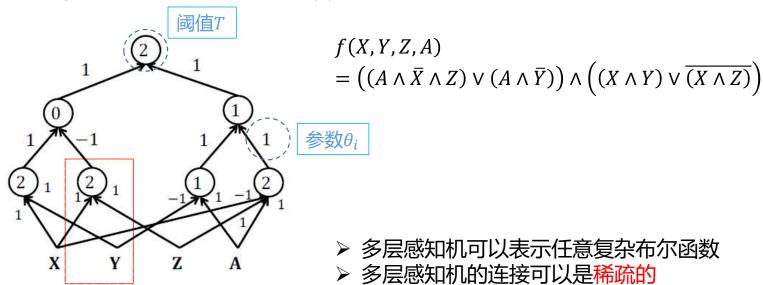


Marvin Minsky and Seymour Papert. Perceptrons. An Introduction to Computational Geometry. 1969



■前馈神经网络

● 多层感知机:布尔函数



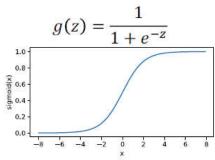
Marvin Minsky and Seymour Papert. Perceptrons. An Introduction to Computational Geometry. 1969

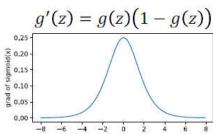


■前馈神经网络

● 多层感知机:激活函数

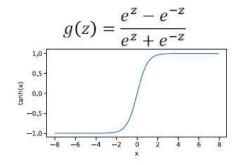
sigmoid函数

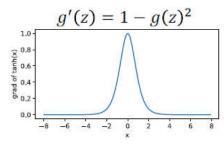




输出范围(0,1),用于表达概率 存在梯度饱和区

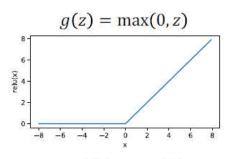
Tanh函数

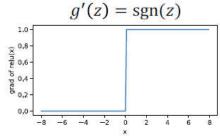




0-中心化,输出范围(-1,1) 存在更大的梯度饱和区

Relu函数



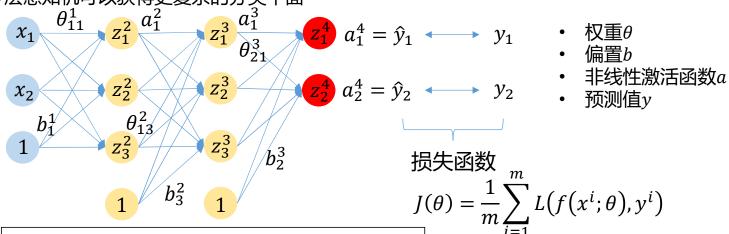


计算快速、加速收敛 神经元可能一直不被更新



■前馈神经网络

- 多层感知机:实值函数
 - 单层感知机等价于线性分类器
 - 多层感知机可以获得更复杂的分类平面



```
for ( t = 1 to T) { FowardPropagation(); //前向传播,计算损失函数 BackPropagation(); //反向传播,计算梯度 \theta^{t+1} \leftarrow \theta^t - \eta \nabla_{\theta} J(D; \theta^t); //参数更新 }
```

Ian Goodfellow and Yoshua Bengio. Deep Learning. 2017



■卷积神经网络

- 动机
 - 对于类似网格结构的数据,前馈神经网络会损失位置信息
 - 稀疏交互
 - 参数共享 对于机器学习系统的三个重要改进思想
 - 等变表示



卷积神经网络

- 一局部性假设: 仅使用局部信息就 足够进行特征提取
- 平移不变性假设:如果一个特征 在某一位置是有用的,那么该特 征换一个位置也能起到同样的作 用



每个神经元仅会与附近的神经元进行链接

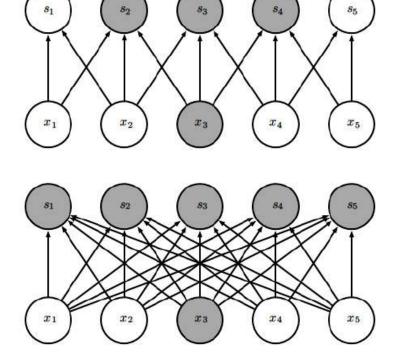


在所有的位置进行权重 参数共享



■卷积神经网络

● 动机



稀疏交互:

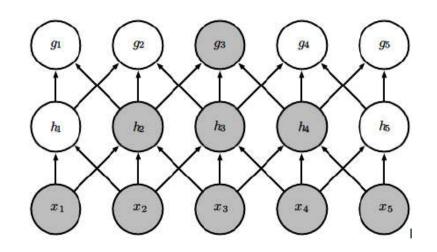
从输入层看,输入层中每一个元素 在稀疏交互的情况下仅会影响输出 层部分元素,而稠密链接会使得输 入层的每一个元素会对所有输出层 元素产生影响;

从输出层看,输出层中每一个元素 在稀疏交互的情况下仅会受到部分 输出层元素影响,而稠密链接会使 得输出层的每一个元素都会受到所 有输入层元素影响;

对比前面黑箱建模部分讲到的局部基函数!! 两者思想是一致的



- ■卷积神经网络
 - 动机



稀疏交互:

尽管网络中的<mark>直接连接</mark>很稀疏,但 是更深层中的元素会间接连接到更 多的输入元素



■卷积神经网络

卷积

离散卷积

离散互相关

$$(f * g)[n] = \sum_{m=-\infty}^{\infty} f(m)g(n-m) \qquad (f * g)[n] = \sum_{m=-\infty}^{\infty} f(m)g(n+m)$$

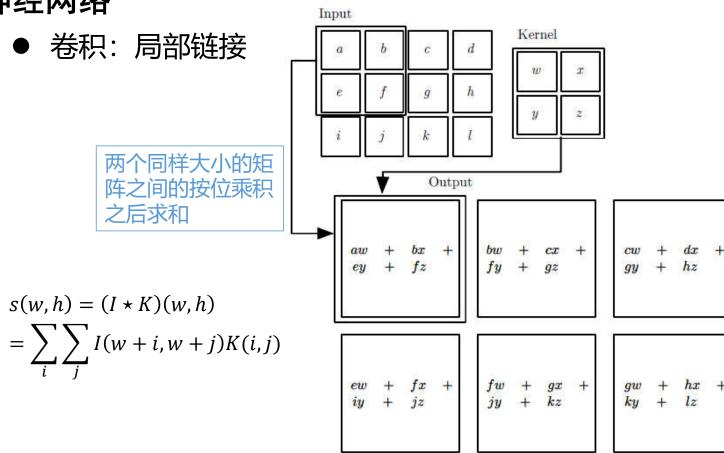
两者的区别在于卷积会对卷积核进行翻转操作, 互相关并不会

翻转带来的好处: 卷积具有可交换性,但在神经 \longrightarrow (f * g)[n] = (g * f)[n]网络中这样的性质并不重要

实际的深度学习库都是实现的互相关函数然后称 之为卷积, 卷积神经网络也采用的是互相关操作 而不是卷积操作,因为学习算法可以在核的适当 位置学到适当的值。



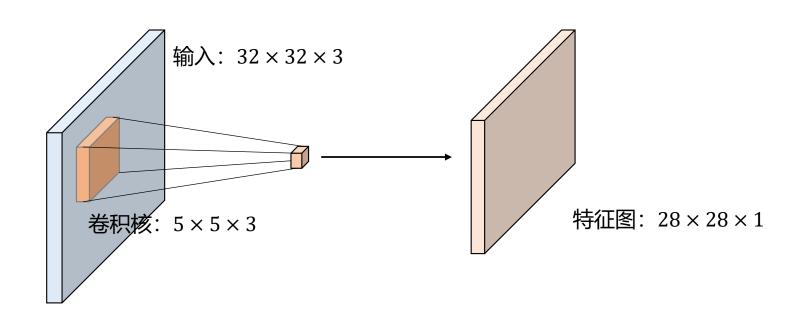
■卷积神经网络





■卷积神经网络

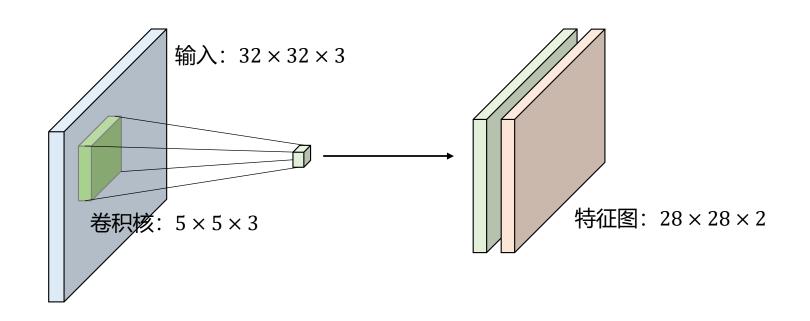
● 卷积神经网络: 多特征卷积层





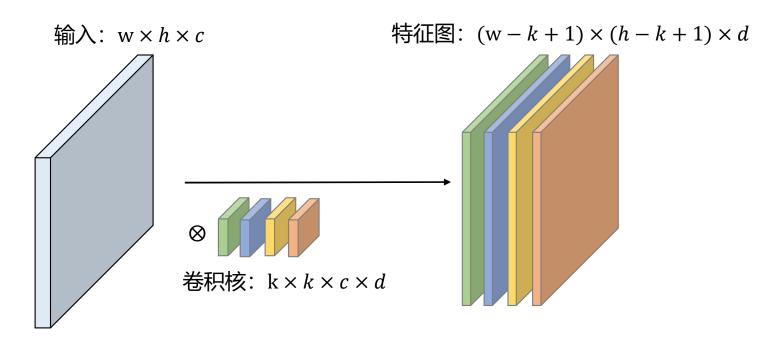
■卷积神经网络

● 卷积神经网络: 多特征卷积层





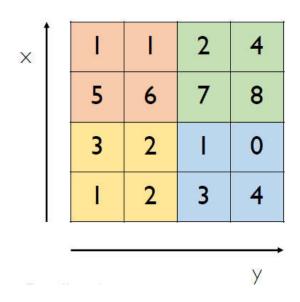
- ■卷积神经网络
 - 卷积神经网络: 多特征卷积层





■卷积神经网络

● 池化 (Pooling)



最大池化, 2x2滤波器,	· .	
步幅=2	6	8
·	3	4
	3.25	5.25
平均池化, 2x2滤波器,	2	2
步幅=2		

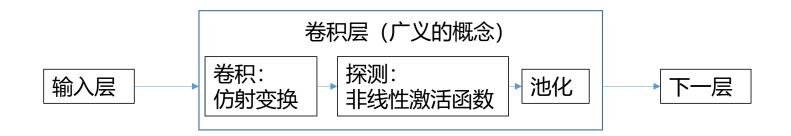
池化层:

- 降低特征对位置的敏感度
- 降低图像分辨率

帮助改善平移不变性:该层函数需要对少量平移具有输出不变性



- ■卷积神经网络
 - 典型网络结构



并不绝对,也不代表这是最优设计 根据问题特点和问题需要自行搭建网络



■卷积神经网络

- More on CNN (感兴趣的同学自行学习)
 - CNN反向传播算法 (CNN-BP)
 - 权重初始化 (Weight Initialization)
 - Xavier Initialization
 - He Initialization
 - 正则化
 - Batch Normalization
 - Group Normalization
 - Layer Normalization
 - 数据增广 (Data Augmentation)
 - 残差网络
 - ResNet
 - DenseNet



■循环神经网络

- 动机
 - 对于序列数据,前馈神经网络会损失位置信息
 - 对于序列数据,卷积神经网络和前馈神经网络会限制序列长度



循环神经网络

- 局部依赖假设:过去时间段的信息可以使用隐状态进行编码
- 时序稳定性假设:如果 一个特征在某一时间是 有用的,那么该特征换 一个时间戳也能起到同 样的作用

$$p(x_{1}, \dots, x_{T})$$

$$= \prod_{t=1}^{T} p(x_{t}|x_{1}, \dots, x_{t-1})$$

$$= \prod_{t=1}^{T} g(s_{t-2}, x_{t-1})$$

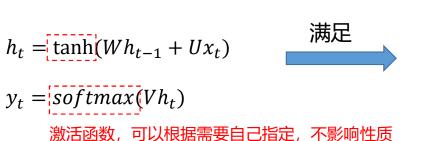
$$p(x_{t_1+\tau}, \cdots, x_{t_n+\tau})$$

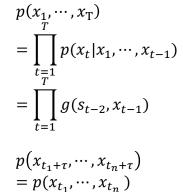
$$= p(x_{t_1}, \cdots, x_{t_n})$$

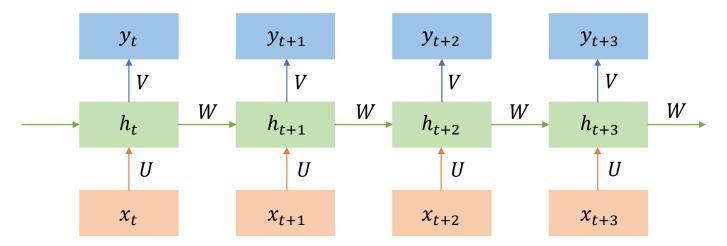


■循环神经网络

● 循环神经网络:原型

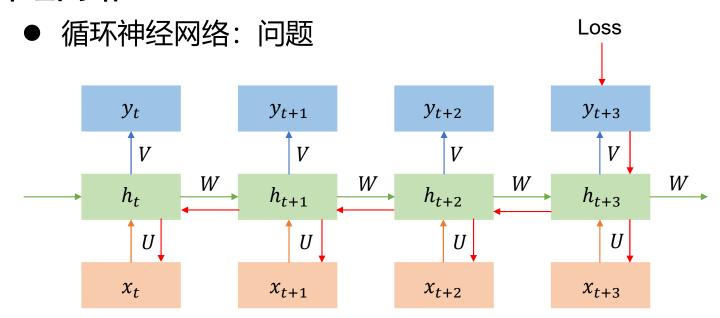








■循环神经网络



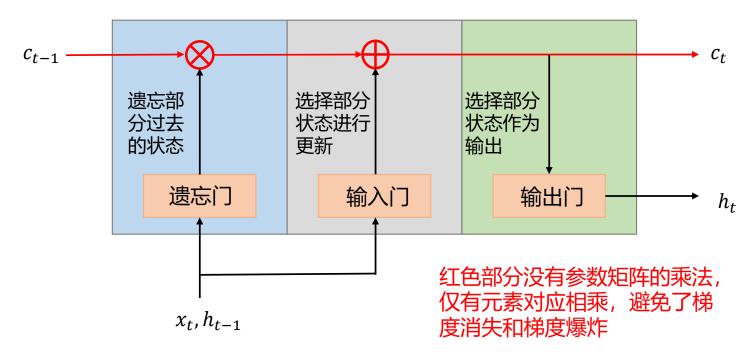
梯度反向传播时会因为权重矩阵W多次乘积(因为参数共享) 导致梯度消失或者梯度爆炸

解决办法: 门控循环神经网络



■循环神经网络

● 门控循环神经网络: 长短期记忆网络 (LSTM)





■循环神经网络

● 门控循环神经网络: 长短期记忆网络 (LSTM)

$$\begin{pmatrix} i \\ f \\ o \\ g \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma \\ \sigma \\ \tanh \end{pmatrix} W \begin{pmatrix} h_{t-1} \\ x_t \end{pmatrix}$$

$$c_t = f \odot c_{t-1} + i \odot g$$

$$h_t = o \odot \tanh(c_t)$$

$$c_{t-1} \leftarrow c_t$$

$$h_t = o \odot \tanh(c_t)$$

不同的门可以使用不同的参数矩阵W

如果遗忘门一直处于打开状态,那么就可能获取到久远的隐状态

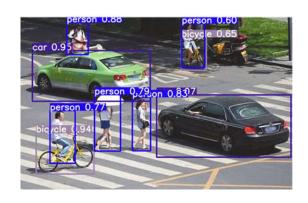


■循环神经网络

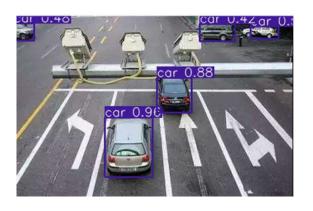
- More on RNN (感兴趣的同学自行学习)
 - RNN反向传播算法 (RNN-BP)
 - RNN变体
 - 双向RNN
 - GRU(vs LSTM)
 - RNN+CNN
 - 自注意力机制(Self-Attention)
 - Seq2Seq
 - Transformer (应用广泛)
 - Bert (自然语言处理)
 - 正则化
 - Layer Normalization
 - Weight Normalization

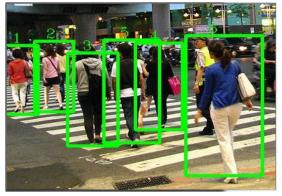
清華大学 Tsinghua University

- ■深度学习在交通方向的应用
 - 交通目标检测









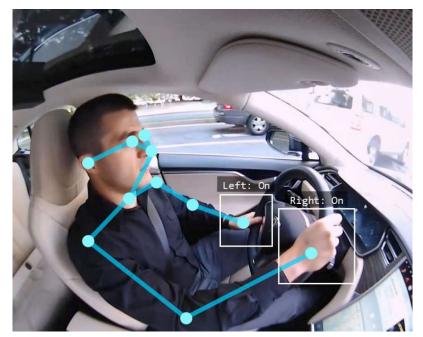


- ■深度学习在交通方向的应用
 - 交通物体分割



清華大学 Tsinghua University

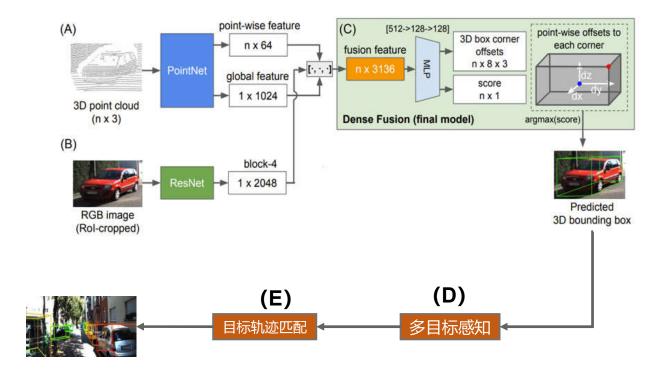
- ■深度学习在交通方向的应用
 - 姿势检测



对司机的不当驾驶姿势进行预警



- ■深度学习在交通方向的应用
 - 异构传感器数据融合



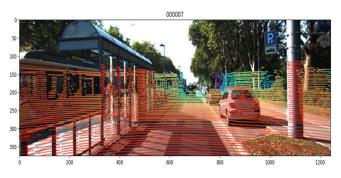
Multiple Object Tracking

[摄像头&激光雷达数据融合框架]



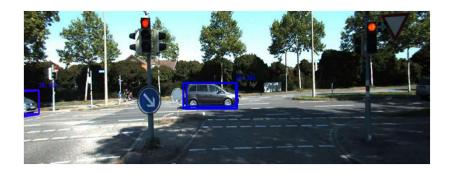
■深度学习在交通方向的应用

● 异构传感器数据融合



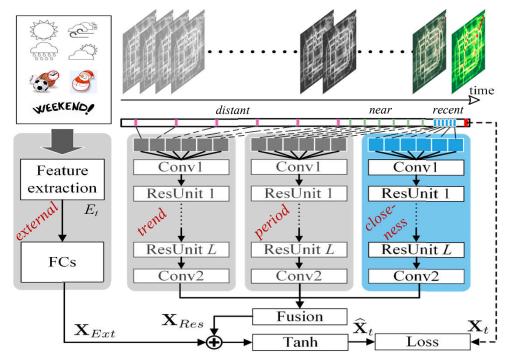








- ■深度学习在交通方向的应用
 - 交通流量预测



基于多元数据融合的交通流量预测

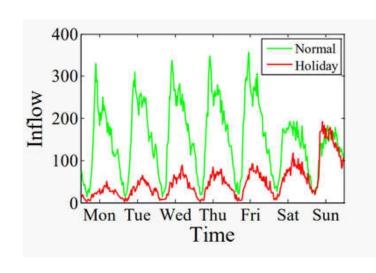
Junbo Zhang, Yu Zheng, et al. Deep Spatio-Temporal Residual Networks for Citywide Crowd Flows Prediction, AAAI 2017

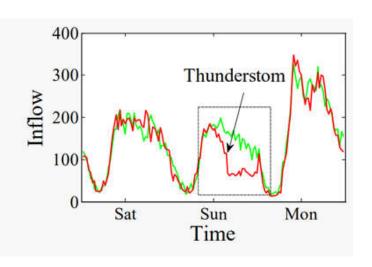
系统工程导论



■深度学习在交通方向的应用

● 交通流量预测





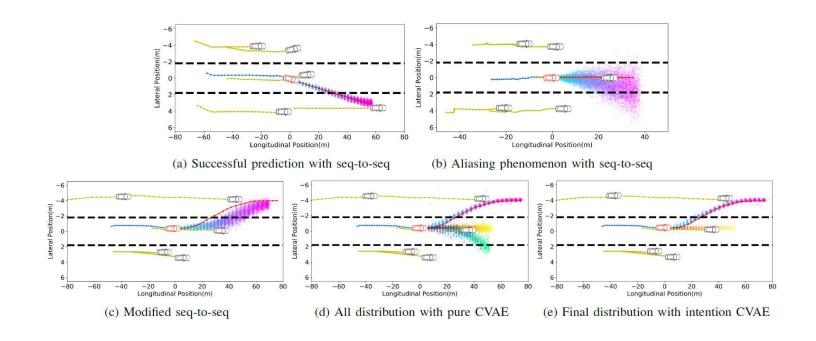
工作日和假期

天气状况突变

Junbo Zhang, Yu Zheng, et al. Deep Spatio-Temporal Residual Networks for Citywide Crowd Flows Prediction, AAAI 2017



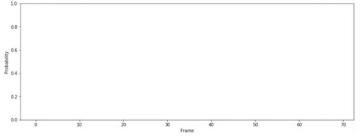
- ■深度学习在交通方向的应用
 - 车辆轨迹预测



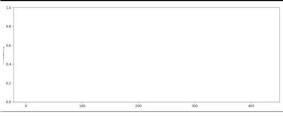


- ■深度学习在交通方向的应用
 - 交通事故风险预警与评估











• 本章小结

- 黑箱建模的概念
- 多项式逼近的优缺点
- 两类典型的神经网络
- 一元与多元线性回归
- 病态线性回归原理与揭发
- 基于深度学习的黑箱建模方法