

从统计学到机器学习的算法基础1 -参数估计与模型调优

《Python数据科学:全栈技术详解》

讲师:Ben

自我介绍

- 天善商业智能和大数据社区 讲师 -Ben
- 天善社区 ID Ben_Chang
- https://www.hellobi.com 学习过程中有任何相关的问题都可以提到技术社区数据挖掘版块。



主要内容

·随机变量参数的点估计

- ·矩估计
- ·极大似然估计

·统计学习的极大似然估计

- ·线性回归的极大似然估计
- •逻辑回归的极大似然估计

•模型调优

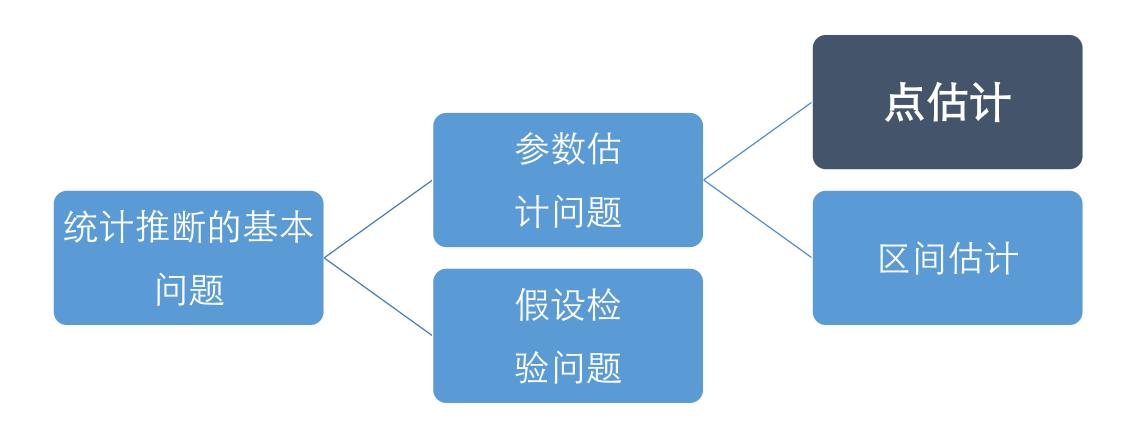
- ·选取最优模型的标准
- ·模型的内部有效与外部有效
- ·机器学习模型调优的方案





随机变量参数的点估计

统计学推断的基本问题



参考资料:经济数学基础(第3分册概率统计)龚德恩,2006,重点阅读第5章,从第115页开始



什么是参数估计

参数是刻画总体某方面的概率特性的数量。

当这个数量是未知的时候,从总体抽出一个样本,用某 种方法对这个未知参数进行估计就是参数估计。

例如, $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,

们的估计值或取值范围就是参数估计的内容.

点估计区间估计



参数估计的类型

点估计——估计未知参数的值

- 矩估计
- 极大似然估计
- 最小二乘估计法
- 贝叶斯估计

区间估计——估计未知参数的取值范围, 使得这个范围包含未知参数 真值的概率为给定的值。



矩估计

用样本的k阶矩作为总体的k阶矩的估计量,建立含待估计

参数的方程,从而可解出待估计参数

一般地,不论总体服从什么分布,总体期望 μ 与方差 σ^2 存在,则根据矩估计法它们的矩估计量分别为:

一阶矩:
$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = \overline{X}$$

r阶矩:
$$B_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^r$$

二阶矩:
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = S_n^2$$

$$\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = S^2$$
 是无偏矩估计



矩估计

基本原理: 总体矩是反映总体分布的最简单的数字特征, 当总体含有待估计参数时, 总体矩是待估计参数的函数。

样本取自总体, $A_k \stackrel{P}{\to} E(X^k)$ $k=1,2,\cdots$. 样本矩在一定程度上可以逼近总体矩, 故用样本矩来估计总体矩



矩估计(conj.)

设总体X的分布函数为 $F(x; \theta_1, ..., \theta_k)$ 其中 $\theta_1, ..., \theta_k$ 是待估参数。

 X_1, \dots, X_k 为X的样本,其服从F分布。 设总体的*k*阶矩 $E(X^k) = \mu_k$ $k=1,2,\cdots$ 存在,则样本的*k*阶矩

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \qquad P \qquad \text{(由大数定理)}$$

令 $A_l = \mu_l$ $l=1,2,\cdots$ k. \longrightarrow *k*个方程组,

从中解得 $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_k$ 即为矩估计量。

矩估计量的观察值称为矩估计值。



例1 设总体X的均值 μ ,方差 σ 都存在,且 $\sigma^2 > 0$,

但 μ , σ^2 未知, 又设 X_1 , Λ , X_n 是一个样本;

求: μ, σ^2 的矩估计量。

解:
$$\mu_1 = EX = \mu$$
, $\mu_2 = E(X^2) = DX + (EX)^2 = \sigma^2 + \mu^2$

令
$$\mu_1 = A_1$$
, $\mu_2 = A_2$, 即 $\mu = A_1$, $\sigma^2 + \mu^2 = A_2$, 所以 $\hat{\mu} = A_1 = \overline{X}$,

$$\hat{\sigma}^2 = A_2 - A_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{n-1}{n} S^2$$

特别, 若 X ~ N(μ , σ^2), μ , σ^2 未知;

则
$$\hat{\mu} = \overline{X}$$
, $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2$

矩估计(conj.)-正态分布的矩估计示例

例2 有一批零件,其长度X~N(μ , σ^2),现从中任取4件,测的长度(单位: mm)为12.6,13.4,12.8,13.2。试估计 μ 和 σ^2 的值。

得μ和 σ^2 的估计值分别为13 (mm) 和0.133 (mm) ²



例3 不合格品率 p 的矩法估计 设某车间生产一批产品,为估计该批产品不合格品 率,抽取了n 件产品进行检查.

分析设总体X为抽的不合格产品数,相当于抽取了

一组样本 X_1 , X_2 , ..., X_n , 且

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{第}i$$
次取到不合格品; $i=1,2,\cdots$ n. $0, & \text{第}i$ 次取到合格品.

解 因 p=EX, 故 p 的矩估计量为

$$\hat{p} = \overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = f_n(A)$$

(即出现不合格产品的频率).

矩估计(conj.)-0-1分布的矩估计示例

例4 作了一次营销活动,营销了1000人。事后统计结果, 120人购买,其余人没有购买。请分别用矩估计法、极大似然 估计法计算这个随机事件分布的参数(提示:该随机事件服 从伯努利分布。

分析: 令伯努利分布的参数为营销后响应的概率(p), 其分布为B(1000, p)

解: 由

$$\hat{p} = \overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = f_n(A)$$

大善智能 TIANSHAN SOFT

矩估计的优缺点

矩估计的优点

- 不依赖总体的分布,简便易行
- 只要n充分大,精确度也很高。

矩估计的缺点

- 矩估计的精度较差;
- · 要求总体的某个k阶矩存在;
- 要求未知参数能写为总体的原点 矩的函数形式

例 考虑Cauchy分布,其密度函数为

$$f(x,\theta) = \frac{1}{\pi(1+(x-\theta)^2)}, -\infty < x < +\infty,$$

其各阶矩均不存在。



极大似然估计

定义: (1) 设随机变量X的概率密度函数为 $f(x,\theta)$, 其中 θ 为未知参数(f为已知函数). x_1,x_2,\dots,x_n 为样本 X_1,X_2,\dots,X_n 的样本观察值,

$$L(\theta) = L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$
称 $L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$ 为 X关于样本观察
值 x_1, x_2, \dots, x_n 的似然函数。

(2) 若X是离散型随机变量,似然函数定义为

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^{n} P(X_i = x_i)$$



极大似然估计(conj.)

如果**似然函数** $L(\theta) = L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$ 在 $\theta = \hat{\theta}$ 时达到最大值,则称 $\hat{\theta}$ 是参数 θ 的 极大似然估计。



伯努利分布的参数计算

伯努利分布

- 从概率的角度来看,"逾期"是一个随机事件。如何刻画它的随机性?
- 伯努利分布:一种离散分布,用于表示0-1型事件发生的概率

例:
$$P(逾期) = p$$
, $P(不逾期) = 1 - p$

合并起来, 可以是

$$P(Y = y) = p^{y}(1-p)^{1-y}$$

 $y = \begin{cases} 1, 逾期 \\ 0, 不逾期 \end{cases}$



伯努利分布的参数计算

伯努利分布(续)

似然函数和对数似然函数

一组申请者在表现期的逾期状态为 $\{y_1,y_2,...,y_n\}, y_i \in \{0,1\}$,似然函数和对数似然函数是

$$L(p) = \prod P(Y = y_i) = \prod p^{y_i} (1 - p)^{1 - y_i}$$

$$l(p) = \log(L(p)) = \log\left\{\prod P(Y = y_i) = \prod p^{y_i} (1 - p)^{1 - y_i}\right\}$$

$$= \sum y_i \log(p) + (1 - y_i) \log(1 - p) \tag{1}$$

参数估计

$$\hat{p} = argmax \ l(p)$$

对(1)求关于p的一阶导数并等于0,有

$$\hat{p} = \frac{\sum y_i}{n}$$



极大似然估计的优缺点

- 极大似然估计的优点 利用了分布函数形式,得到的估计量的精度一般较高。
- 极大似然估计的缺点 要求必须知道总体的分布函数形式





统计学习的极大似然估计

线性回归估计方法介绍

矩估计: 矩方法的基本思想是将总体矩条件换成样本矩条件, 这些条件往往是我们假设的。

最小二乘法:是y服从正态分布情况下,极大似然发的一个特例。 同时,是x和ε不相关假设下,矩估计的一个特例。

极大似然估计: 我们已经收集到由(x_i,y_i)组成的样本,我们不知道的是描述x和y之间关系的参数,和y分布的参数。虽然我们不知道这些参数,但是我们可以对这些参数的性质进行假设。1) 这些参数应该使得我们得到(x_i,y_i)这组样本的可能性最大; 2) y要符合某一个给定分布,比如正态分布(线性回归)。



基本思想要找到一条直线,使残差平方和最小。拟合值

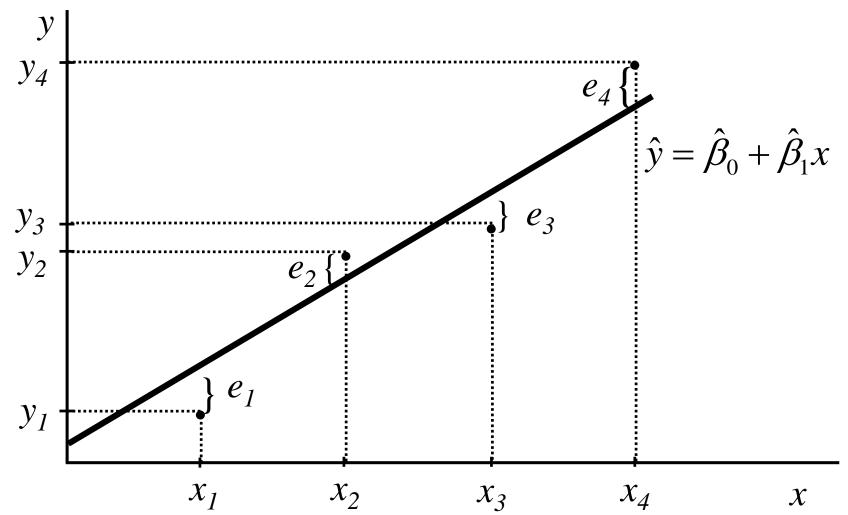
$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$$

残差是对误差项的估计,因此,它是拟合直线(样本回归函数)和样本点之间的距离。

$$\mathbf{e}_i = y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i$$



样本回归线,样本数据点和相关的误差估计项



24

• 解一个最小化问题:

$$\sum_{i=1}^{n} (e_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2$$

•利用微积分,对两个参数分别求导,得到两个一阶条件

$$\partial \sum_{i=1}^{n} (e_i)^2 \longrightarrow \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) = 0$$

$$\partial \sum_{i=1}^{n} (e_i)^2 \longrightarrow \sum_{i=1}^{n} x_i (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) = 0$$

解方程组得到:

• 斜率系数: x 和 y 的协方差除以x的方差。

$$\hat{\beta}_{1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})(y_{i} - \overline{y}) / (n-1)}{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2} / (n-1)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})(y_{i} - \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2}}$$

• 截距估计量: 样本回归线穿过样本均值

$$\hat{\beta}_0 = \overline{y} - \hat{\beta}_1 \overline{x}$$

线性回归的方法推导:极大似然估计

线性回归中, 假设扰动项服从正态分布

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i, \ \varepsilon_i \sim i.i.d.N\left(0, \sigma^2\right)$$

其中回归系数 β 和扰动项的方差 σ^2 为参数,这些参数 应该使得获得这些(x_i , y_i)组成的样本的可能性最大,因此有:

$$L(\beta, \sigma^{2}) = f(y_{1}, y_{2}, \cdots, y_{n} | \beta, \sigma^{2})$$

$$= \prod_{i=1}^{n} f(y_{i} | \beta, \sigma^{2}),$$

$$= \prod_{i=1}^{n} f(y_{i} | \beta, \sigma^{2}),$$

$$= (1 \mathbb{R})$$



线性回归的方法推导:极大似然估计

既然扰动项服从正态分布,那么yi应该也服从正态分布:

$$y_i \sim i.i.d.N\left(\beta x_i, \sigma^2\right)$$

将这个条件带入(1式),得到似然函数:

$$L = \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \left(y_i - \beta x_i \right)^2 \right]$$

$$= \left(2\pi\sigma^2 \right)^{-\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \beta x_i \right)^2 \right]$$
(27)



线性回归的方法推导:极大似然估计

又到了求极值的时候,但是(2式)显然不好求导,数学家已经证明,一个函数取对数后的极值点和原始的极值点位置相同,因此对(2式)等号两边同时取对数:

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \beta x_i)^2$$
 (3元)

然后分别对 β 和 σ^2 求偏导,得到同样的公式:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \left(\beta x_i^2 - x_i y_i \right) = 0,$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2 \left(\sigma^2\right)^2} \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta x_i \right)^2 = 0$$

$$\widetilde{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$



线性回归的正则方法

岭回归: 惩罚项的形式为斜率系数的平方

$$\sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^{p} x_{ij} \beta_j \right)^2 + \lambda \sum_{j=1}^{p} \beta_j^2$$

Lasso: 惩罚项的形式为斜率系数的绝对值

$$\sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^{p} x_{ij} \beta_j \right)^2 + \lambda \sum_{j=1}^{p} |\beta_j|$$



逻辑回归的方法推导:极大似然估计

假设我们在推销lpad,每个消费者都有一个效用函数,消费者对lpad的需求受一些解释变量的影响,比如阅读的次数、玩游戏的次数等等。我们 y^* 用来代表效用函数,它是x的线性函数。

$$y^* = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon.$$

但是我们作为商家,是不知道消费者的效用函数的,我们只能知道他是否购买Ipad,用y来表示观测结果。为了简单起见,我们假设ipad的价格为0.

$$y = \begin{cases} 1 & \text{if } y^* > 0, \\ 0 & \text{if } y^* \le 0. \end{cases}$$



逻辑回归的方法推导: 极大似然估计

这里面 y^* 被称为隐变量(latent variable)。接下来我们构造似然函数。

购买Ipad客户的概率为:

$$Pr(y = 1|\boldsymbol{\beta}, \sigma^{2}, \mathbf{x}) = Pr(y^{*} > 0|\boldsymbol{\beta}, \sigma^{2}, \mathbf{x})$$

$$= Pr(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon > 0|\boldsymbol{\beta}, \sigma^{2}, \mathbf{x})$$

$$= Pr(\varepsilon > -\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\beta}, \sigma^{2}, \mathbf{x})$$

$$= 1 - F(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}),$$

其中F(.)为扰动项ε的累积概率密度函数。 不购买Ipad客户的概率为:

$$Pr(y = 0|\beta, \sigma^2, \mathbf{x}) = 1 - Pr(y = 1|\beta, \sigma^2, \mathbf{x})$$
$$= F(-\mathbf{x}'\beta).$$



逻辑回归的方法推导:极大似然估计

得到似然函数为:

$$\prod_{y=0} F(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \prod_{y=1} [1 - F(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})] \quad --- \quad (1\mathbf{x})$$

当假设扰动项ε服从逻辑分布时,则累积概率密度函数为:

$$F(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) = \frac{\exp(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})} = \frac{1}{1 + \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})} - (2\mathbb{R})$$

和

$$1 - F(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) = \frac{\exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})}$$
 (3式)

将(2式)和(3式)带入(1式),则得到逻辑回归的似然函数。 其求解过程和线性回归的极大似然估计完全一样。



逻辑回归的方法推导:极大似然估计

得到对数似然函数为:

$$\ln L(Y,\beta) = \sum_{i=1}^{n} y_i x_i^T \beta - \sum_{i=1}^{n} \ln \left[1 + \exp(x_i^T \beta) \right]$$

对参数求偏导为:

$$\frac{d \ln L(Y, \beta)}{d \beta} = \sum_{i} y_{i} x_{i}^{T} - \sum_{i} \left[\frac{\exp(x_{i}^{T} \beta)}{1 + \exp(x_{i}^{T} \beta)} \right] x_{i}^{T} = 0$$

不过这个上面的这个式子没有解析解,一般使用Newton-Raphson方法进行数值计算。



正则化的逻辑回归

岭回归(L2正则):

$$\min_{w,c} \frac{1}{2} w^T w + C \sum_{i=1}^n \log(\exp(-y_i(X_i^T w + c)) + 1)$$

Lasso(L1正则):

$$\min_{w,c} ||w||_1 + C \sum_{i=1}^n \log(\exp(-y_i(X_i^T w + c)) + 1)$$





模型调优

数值预测模型评估指标

模型建立后,一定要经过检验才能判定其是否合理,只有通过检验的模型才能用来作预测

绝对指标:

$$e_i = y_i - \widehat{y}_i$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum |e_i|$$

$$MSE = \frac{1}{n-1} \sum e_i^2$$

相对指标:

$$pe_i = \frac{e_i}{y_i}$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum |pe_i|$$

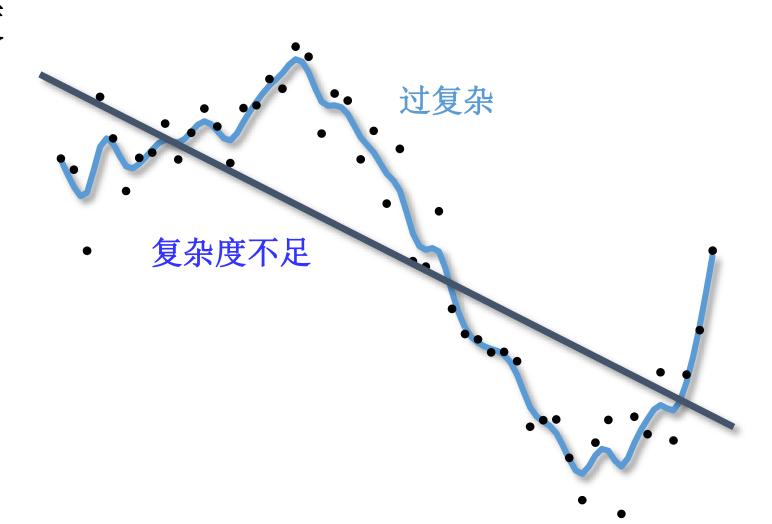


二分类模型评估指标

| 预测类型 | 统计量 | | |
|---------------|---------------------------------|--|--|
| 决策(Decisions) | 正确率、召回率 精确度、F1分数 | | |
| 排序(Rankings) | ROC 指标 (一致性) Gini 指数 K-S统计量 提升度 | | |

模型的内部有效与外部有效

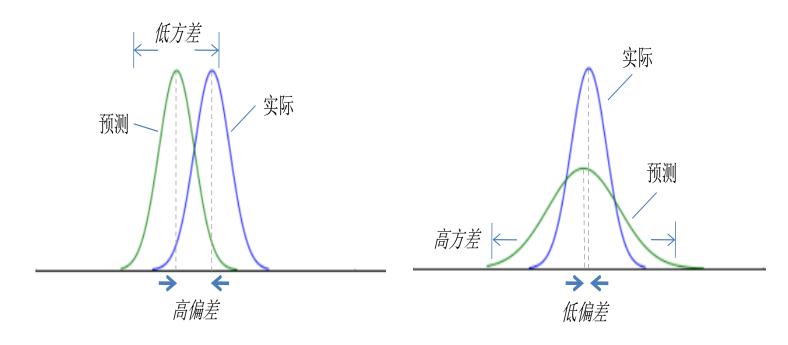
模型复杂度





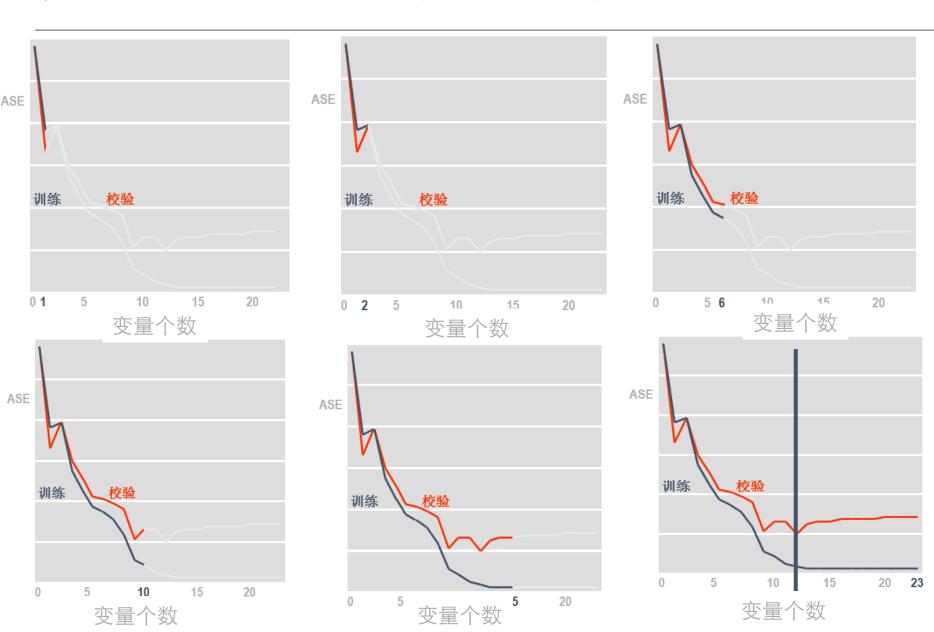
模型的内部有效与外部有效

偏差-方差权衡





机器学习模型调优的方案

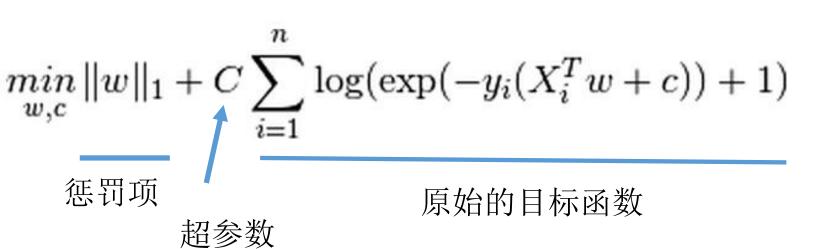


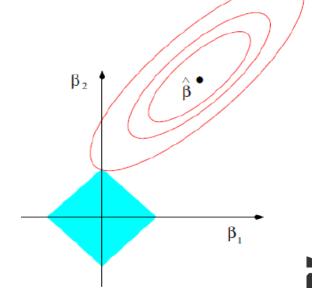
调整模型的超参数,使得模型的超少的型域,使得杂。数单至复杂验数据集上的表现的强力。 数据集上的运动。



Lasso

在线性模型中,人们必须选择合适的变量;比如常用的逐步回归法就是选择显著的变量而抛弃那些不显著的。Tibshirani(1996)提出了一个新的方法来处理变量选择的问题。该方法在模型系数绝对值的和小于某常数的条件下,谋求残差平方和最小。该方法既提供了如子集选择方法那样的可以解释的模型,也具有岭回归那样的稳定性。它不删除变量,但使得一些回归系数收缩、变小,甚至为0。因而,该方法被称为lasso(least absolute shrinkage and selection operator,最小绝对值收缩和选择算子。



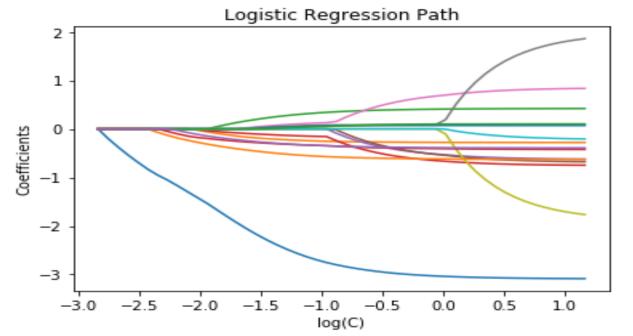


Lasso

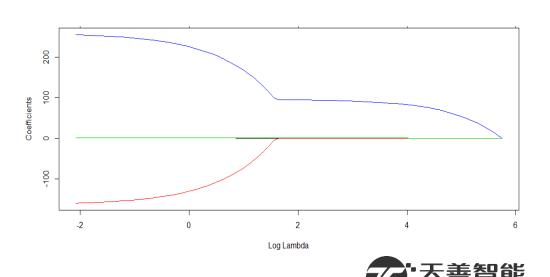
随着C的增加,回归系数的值逐一的降为0。

当C很大时,惩罚项的权重很小,因此回归模型可以在所有变量空间上寻找权重组合,得到目标函数的最小值。但是当惩罚项权重提高后,对Y预测弱的变量就被剔除,回归模型只在剩余的变量空间上寻找权重组合,得到目标函数的最小值。

$$\min_{w,c} ||w||_1 + C \sum_{i=1}^n \log(\exp(-y_i(X_i^T w + c)) + 1).$$

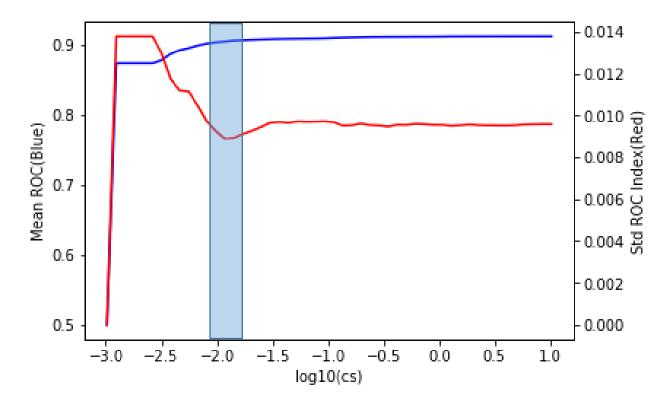


注:阅读其它参考资料时,其参数为 Lambda(1/C),如下图所示:



Lasso

```
cs = l1_min_c(X, y, loss='log') * np.logspace(0, 4)
k_scores = []
clf = linear_model.LogisticRegression(penalty='l1')
for c in cs:
    clf.set_params(C=c)
    scores = cross_val_score(clf, X, y, cv=10, scoring='roc_auc')
    k_scores.append([c,scores.mean(),scores.std()])
```



scores.mean()为交叉验证得到的模型ROC 曲线下面积的均值;该值越高越好;

scores.std()为交叉验证得到的模型ROC曲线下面积的标准差;该值越低越好。

还是偏差-方差权衡,蓝色区域都可以



机器学习算法的超参数

```
逻辑回归: LogisticRegression(penalty=' I2', dual=False, tol=0.0001, C=1.0,
             fit_intercept=True, ...)
          DecisionTreeClassifier(criterion=' gini', splitter=' best', max_depth=None,
决策树:
          min_samples_split=2, min_samples_leaf=1, min_weight_fraction_leaf=0.0,...)
BP神经网络: MLPClassifier(hidden_layer_sizes=(100,), activation='relu',
                solver=' adam', ...)
SVM:
         SVC(C=1.0, kernel=' rbf', degree=3, gamma=' auto',
         coef0=0.0, shrinking=True,...)
```

NearestNeighbors(n_neighbors=5, radius=1.0, algorithm=' auto',...)

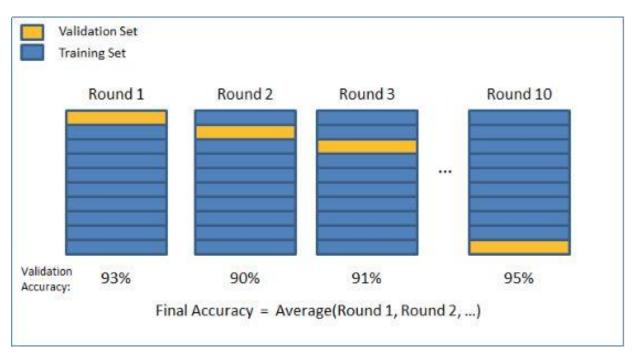
朴素贝叶斯:没有超参数

KNN:



交叉验证与网格搜索

交叉验证思路:



网格搜索实现:

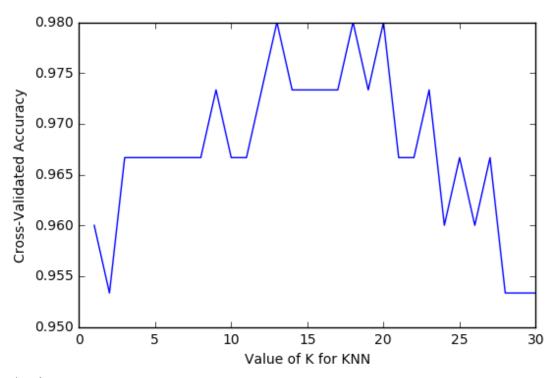
for k in k_range:

knn = KNeighborsClassifier(n_neighbors=k)

scores = cross_val_score(knn, X, y, cv=10, scoring='accuracy')

k_scores.append(scores.mean())

确定超参数:



请参考:

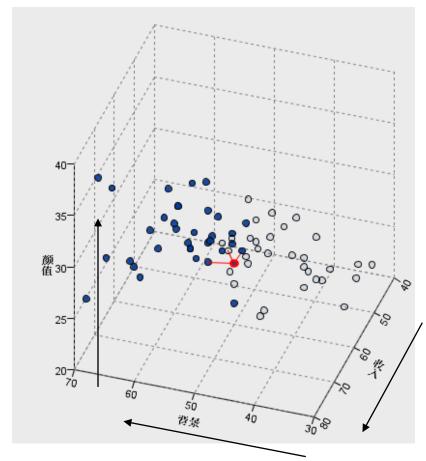
https://blog.csdn.net/yueguizhilin/article/details/77711789





最近邻域(KNN)算法

示例:是否约会成功的KNN法



(蓝色代表约会成功的人)

如何预测一个婚恋网站新注册的男生是否会约会成功呢?这很简单,看看和这个新来的男生条件最接近的男生是否约会成功了。

比如蓝色点代表约会成功的人,红色点代表新来的男生,他和两个蓝色点一个灰色点最近,因此该点约会成功地可能性是2/3。

K邻域法属于惰性算法,其特点是不事先建立全局的判别公式或规则。当新数据需要分类时,根据每个样本和原有样本之间的距离,取最近K个样本点的众数(Y为分类变量的情形)或均值(Y为连续变量的情形)作为新样本的预测值。这体现了一句老话"近朱者赤,近墨者黑"。



KNN介绍

K邻域法属于惰性算法,其特点是不事先建立全局的判别公式或规则。当新数据需要分类时,根据每个样本和原有样本之间的距离,取最近K个样本点的众数(Y为分类变量的情形)或均值(Y为连续变量的情形)作为新样本的预测值。这体现了一句老话"近朱者赤,近墨者黑"。

对自变量和因变量的类型没有任何限制,最主要的参数就是K,即取多少个邻近点合适。



KNN算法

1、定义距离d(x_i,x_j),该距离代表两个观测之间的差异程度,常用的距离如下:

欧式距离:

$$d_{2}(\mathbf{x}_{r}, \mathbf{x}_{s}) = \left[(\mathbf{x}_{r} - \mathbf{x}_{s})' (\mathbf{x}_{r} - \mathbf{x}_{s}) \right]^{\frac{1}{2}}$$
$$= \left[\sum_{j=1}^{p} (x_{rj} - x_{sj})^{2} \right]^{\frac{1}{2}}$$

Minkowshi距离

$$d(\mathbf{x},\mathbf{y}) = \left[\sum_{r=1}^{p} |x_r - y_r|^m\right]^{\frac{1}{m}},$$

默认m = 2(即默认采用欧式距离)。

当m=1时,为Manhattan 距离(Block距离)



kNN之前的数据标准化

• 极差标准化

• 中心标准化(z-score)
$$X_{new} = \frac{X - \min(X)}{\max(X) - \min(X)}$$

• 生成哑变量(m-1 princ
$$X_{new} = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{X - Mean(X)}{StdDev(X)}$$

$$male = \begin{cases} 1 & \text{if } x = male \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$



K的选取

| n [‡] | accuracy \$ | Recall [‡] | Precision |
|----------------|-------------|---------------------|------------|
| 1 | 0.850 | 1.0000000 | 0.7600000 |
| 2 | 0.875 | 1.0000000 | 0.7916667 |
| 3 | 0.900 | 1.0000000 | 0.8260870 |
| 4 | 0.850 | 1.0000000 | 0.76000005 |
| 5 | 0.950 | 1.0000000 | 0.9047619 |
| 6 | 0.850 | 0.8947368 | 0.8095238> |
| 7 | 0.900 | 0.9473684 | 0.8571429 |
| 8 | 0.850 | 0.8421053 | 0.8421053 |
| 9 | 0.875 | 0.8947368 | 0.8500000 |
| 10 | 0.875 | 0.9473684 | 0.8181818 |
| 11 | 0.850 | 0.8421053 | 0.8421053 |
| 12 | 0.925 | 0.9473684 | 0.9000000 |
| 13 | 0.875 | 0.8421053 | 0.8888889 |
| 14 | 0.875 | 0.8421053 | 0.8888889 |
| 15 | ~350 | 87473 7 | 0.882352 |

K值越小,模型越依赖于最近的样本点的取值,不稳健; K值越大,虽然模型稳健性增强了,但是敏感度下降。 因此需要采用遍历的方法, 选取最合适的K值。

如左表所示,根据准确度、 召回率和精确度综合确定一 个合理的K值。为了避免无 法决策的麻烦,K一般取奇 数。



学习方式



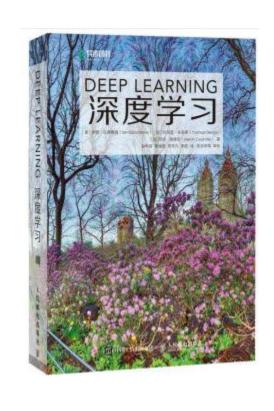


参考书









统计学习方法

机器学习

数据科学导引

深度学习 deep learning



更多商业智能BI和大数据精品视频尽在 www.hellobi.com



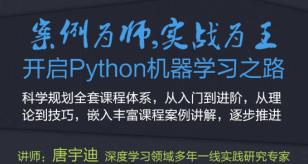
















BI、商业智能 数据挖掘 大数据 数据分析师 Python R语言 机器学习 深度学习 人工智能 Hadoop Hive Tableau BIFE FTI 数据科学家 **PowerBI**

