

法律声明

本课件包括演示文稿、示例、代码、题库、视频和声音等内容,深度之眼和讲师 拥有完全知识产权;只限于善意学习者在本课程使用,不得在课程范围外向任何 第三方散播。任何其他人或者机构不得盗版、复制、仿造其中的创意和内容,我 们保留一切通过法律手段追究违反者的权利。

课程详情请咨询

■ 微信公众号: 深度之眼

■ 客服微信号: deepshare0920





公众号

微信



西瓜书公式推导

导师: Sm1les (Datawhale南瓜书项目负责人)



对数几率回归公式推导

Derivation of Logistic Regression

本节大纲



Outline

先修内容: 西瓜书3.3

1.广义线性模型

2.对数几率回归

Generalized Linear Model



1.指数族分布

2.广义线性模型的三条假设



Generalized Linear Model

指数族分布:

指数族(Exponential family)分布是一类分布的总称,该类分布的分布律(或者概率密度函数)的一般形式如下:

$$p(y;\eta) = b(y) \exp\left(\eta^T T(y) - a(\eta)\right)$$

其中, η 称为该分布的自然参数;T(y) 为充分统计量,视具体的分布而定,通常是等于随机变量y本身; $a(\eta)$ 为配分函数;b(y) 为关于随机变量y的函数,常见的伯努利分布和正态分布均属于指数族分布。



Generalized Linear Model 关注公众号深度之眼,后台回复资料,获取AI必学书籍及完整实战学习资料

证明伯努利分布属于指数族分布:

已知伯努利分布的分布律为:

$$p(y) = \phi^y (1 - \phi)^{1-y}$$

其中 $y \in \{0,1\}$, ϕ 为 y=1 的概率,即 $p(y=1)=\phi$.对上式恒等变形可得:

$$p(y) = \phi^{y} (1 - \phi)^{1-y}$$

$$= \exp\left(\ln\left(\phi^{y} (1 - \phi)^{1-y}\right)\right)$$

$$= \exp\left(\ln\phi^{y} + \ln(1 - \phi)^{1-y}\right)$$



Generalized Linear Model

$$p(y) = \exp(y \ln \phi + (1 - y) \ln(1 - \phi))$$

$$= \exp(y \ln \phi + \ln(1 - \phi) - y \ln(1 - \phi))$$

$$= \exp(y (\ln \phi - \ln(1 - \phi)) + \ln(1 - \phi))$$

$$= \exp\left(y \ln \left(\frac{\phi}{1 - \phi}\right) + \ln(1 - \phi)\right)$$

对比指数族分布的一般形式 $p(y;\eta) = b(y) \exp \left(\eta^T T(y) - a(\eta) \right)$ 可知:

deepshare.net 深度之眼

Generalized Linear Model

伯努利分布的指数族分布对应参数为:

$$b(y) = 1$$

$$\eta = \ln\left(\frac{\phi}{1 - \phi}\right)$$

$$T(y) = y$$

$$a(\eta) = -\ln(1 - \phi) = \ln(1 + e^{\eta})$$

deepshare.net 深度之眼

Generalized Linear Model

广义线性模型的三条假设:

1.在给定 x 的条件下,假设随机变量y服从某个指数族分布;

2.在给定 $m{x}$ 的条件下,我们的目标是得到一个模型 $h(m{x})$ 能预测出T(y) 的期望值;

3.假设该指数族分布中的自然参数 η 和 $m{x}$ 呈线性关系,即 $\eta=m{w}^Tm{x}$

参考文献: Andrew Ng. cs229-notes1

Logistic Regression



- 1.对数几率回归的广义线性模型推导
- 2.极大似然估计法
- 3.对数几率回归的参数估计



Logistic Regression

对数几率回归是在对一个二分类问题进行建模,并且假设被建模的随机变量y取值为0或1,因此我们可以很自然得假设y服从伯努利分布。此时,如果我们想要构建一个线性模型来预测在给定 $m{x}$ 的条件下y的取值的话,可以考虑使用广义线性模型来进行建模。



Logistic Regression

已知y是服从伯努利分布,而伯努利分布属于指数族分布,所以满足广义线性模型的第一条假设,接着根据广义线性模型的第二条假设我们可以推得模型 h(x) 的表达式为:

$$h(\boldsymbol{x}) = E[T(y|\boldsymbol{x})]$$

由于伯努利分布的 T(y|x) = y|x 所以:

$$h(\boldsymbol{x}) = E[y|\boldsymbol{x}]$$

又因为
$$E[y|\mathbf{x}] = 1 \times p(y=1|\mathbf{x}) + 0 \times p(y=0|\mathbf{x}) = p(y=1|\mathbf{x}) = \phi$$
 所以:

$$h(\boldsymbol{x}) = \phi$$

deepshare.net 深度之眼

Logistic Regression

在前面证明伯努利分布属于指数族分布时我们知道:

$$\eta = \ln\left(\frac{\phi}{1 - \phi}\right)$$

$$e^{\eta} = \frac{\phi}{1 - \phi}$$

$$e^{-\eta} = \frac{1 - \phi}{\phi}$$

$$e^{-\eta} = \frac{1}{\phi} - 1$$

$$1 + e^{-\eta} = \frac{1}{\phi}$$

$$\frac{1}{1 + e^{-\eta}} = \phi$$



Logistic Regression

将
$$\phi = \frac{1}{1 + e^{-\eta}}$$
 代入 $h(\boldsymbol{x})$ 的表达式可得:

$$h(\boldsymbol{x}) = \phi = \frac{1}{1 + e^{-\eta}}$$

根据广义模型的第三条假设: $\eta = oldsymbol{w}^Toldsymbol{x}$, $h(oldsymbol{x})$ 最终可化为:

$$h(x) = \phi = \frac{1}{1 + e^{-w^T x}} = p(y = 1 | x)$$
 此即为式3.23

此即为对数几率回归模型。



Logistic Regression

极大似然估计法:

设总体的概率密度函数(或分布律)为 $f(y,w_1,w_2,...,w_k)$, $y_1,y_2,...,y_m$ 为从该总体中抽出的样本。因为 $y_1,y_2,...,y_m$ 相互独立且同分布,于是,它们的联合概率密度函数(或联合概率)为

$$L(y_1, y_2, ..., y_m; w_1, w_2, ..., w_k) = \prod_{i=1}^m f(y_i, w_1, w_2, ..., w_k)$$

其中, $w_1, w_2, ..., w_k$ 被看作固定但是未知的参数。当我们已经观测到一组样本观测值 $y_1, y_2, ..., y_m$ 时,要去估计未知参数,一种直观的想法就是,哪一组参数值使得现在 的样本观测值出现的概率最大,哪一组参数可能就是真正的参数,我们就用它作为参数的估计值,这就是所谓的极大似然估计。



Logistic Regression

极大似然估计的具体方法:

通常记 $L(y_1,y_2,...,y_m;w_1,w_2,...,w_k)=L(\boldsymbol{w})$,并称其为似然函数。于是求 \boldsymbol{w} 的极大似然估计就归结为求 $L(\boldsymbol{w})$ 的最大值点。由于对数函数是单调递增函数,所以

$$\ln L(\boldsymbol{w}) = \ln \left(\prod_{i=1}^{m} f(y_i, w_1, w_2, ..., w_k) \right) = \sum_{i=1}^{m} \ln f(y_i, w_1, w_2, ..., w_k)$$

与 $L(\boldsymbol{w})$ 有相同的最大值点,而在许多情况下,求 $\ln L(\boldsymbol{w})$ 的最大值点比较简单,于是,我们就将求 $L(\boldsymbol{w})$ 的最大值点转化为了求 $\ln L(\boldsymbol{w})$ 的最大值点,通常称 $\ln L(\boldsymbol{w})$ 为对数 似然函数。



Logistic Regression

对数几率回归的极大似然估计:

已知随机变量y取1和0的概率分别为

$$p(y=1|\boldsymbol{x}) = \frac{e^{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{x}+b}}{1+e^{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{x}+b}}$$

$$p(y=0|\boldsymbol{x}) = \frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{x} + b}}$$

令
$$\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{w}; b), \hat{\boldsymbol{x}} = (\boldsymbol{x}; 1)$$
,则 $\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b$ 可简写为 $\boldsymbol{\beta}^{T} \hat{\boldsymbol{x}}$,于是上式可化简为

$$p(y=1|\boldsymbol{x}) = \frac{e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}}}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}}}$$

$$p(y=0|\boldsymbol{x}) = \frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}}}$$



Logistic Regression

记

$$p(y=1|\boldsymbol{x}) = \frac{e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}}}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}}} = p_1(\hat{\boldsymbol{x}}; \boldsymbol{\beta})$$

$$p(y = 0 | \boldsymbol{x}) = \frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}}} = p_0(\hat{\boldsymbol{x}}; \boldsymbol{\beta})$$

于是,使用一个小技巧即可得到随机变量y的分布律表达式

$$p(y|\mathbf{x};\mathbf{w},b) = y \cdot p_1(\hat{\mathbf{x}};\boldsymbol{\beta}) + (1-y) \cdot p_0(\hat{\mathbf{x}};\boldsymbol{\beta})$$
 此即为式3.26

或者

$$p(y|\boldsymbol{x};\boldsymbol{w},b) = [p_1(\hat{\boldsymbol{x}};\boldsymbol{\beta})]^y [p_0(\hat{\boldsymbol{x}};\boldsymbol{\beta})]^{1-y}$$



Logistic Regression

根据对数似然函数的定义可知

$$\ln L(\mathbf{w}) = \sum_{i=1}^{m} \ln f(y_i, w_1, w_2, ..., w_k)$$

由于此时的y为离散型,所以将对数似然函数中的概率密度函数换成分布律即可

$$\ell(\boldsymbol{w},b) := \ln L(\boldsymbol{w},b) = \sum_{i=1}^{m} \ln p(y_i|\boldsymbol{x}_i;\boldsymbol{w},b)$$
 此即为式3.25

将 $p(y|\mathbf{x};\mathbf{w},b) = y \cdot p_1(\hat{\mathbf{x}};\boldsymbol{\beta}) + (1-y) \cdot p_0(\hat{\mathbf{x}};\boldsymbol{\beta})$ 代入对数似然函数可得:

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \ln (y_i p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}) + (1 - y_i) p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}))$$



Logistic Regression

由于
$$p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i;\boldsymbol{\beta}) = \frac{e^{\boldsymbol{\beta}^T\hat{\boldsymbol{x}}_i}}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T\hat{\boldsymbol{x}}_i}}$$
 , $p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i;\boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T\hat{\boldsymbol{x}}_i}}$ 所以上式可化为

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \ln \left(\frac{y_i e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}} + \frac{1 - y_i}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \ln \left(\frac{y_i e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i} + 1 - y_i}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \left(\ln(y_i e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i} + 1 - y_i) - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right)$$



Logistic Regression

由于 $y_i \in \{0,1\}$, 所以

 $y_i = 0$ 时:

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \left(\ln(0 \cdot e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i} + 1 - 0) - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right) = \sum_{i=1}^{m} \left(\ln 1 - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right) = \sum_{i=1}^{m} \left(-\ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right)$$

当 $y_i = 1$ 时:

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \left(\ln(1 \cdot e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i} + 1 - 1) - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right) = \sum_{i=1}^{m} \left(\ln e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i} - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right) = \sum_{i=1}^{m} \left(\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right)$$

综合可得

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \left(y_i \boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right)$$
 加个负号即为式3.27



Logistic Regression

若
$$p(y|\mathbf{x};\mathbf{w},b) = [p_1(\hat{\mathbf{x}};\boldsymbol{\beta})]^y [p_0(\hat{\mathbf{x}};\boldsymbol{\beta})]^{1-y}$$
 ,将其代入对数似然函数可得

$$\ell(\beta) = \sum_{i=1}^{m} \ln \left([p_1(\hat{x}_i; \beta)]^{y_i} [p_0(\hat{x}_i; \beta)]^{1-y_i} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \left[\ln \left([p_1(\hat{x}_i; \beta)]^{y_i} \right) + \ln \left([p_0(\hat{x}_i; \beta)]^{1-y_i} \right) \right]$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \left[y_i \ln \left(p_1(\hat{x}_i; \beta) \right) + (1 - y_i) \ln \left(p_0(\hat{x}_i; \beta) \right) \right]$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \left\{ y_i \left[\ln \left(p_1(\hat{x}_i; \beta) \right) - \ln \left(p_0(\hat{x}_i; \beta) \right) \right] + \ln \left(p_0(\hat{x}_i; \beta) \right) \right\}$$



Logistic Regression

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \left[y_i \ln \left(\frac{p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta})}{p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta})} \right) + \ln \left(p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}) \right) \right]$$

由于
$$p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i;\boldsymbol{\beta}) = \frac{e^{\boldsymbol{\beta}^T\hat{\boldsymbol{x}}_i}}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T\hat{\boldsymbol{x}}_i}}$$
 , $p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i;\boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T\hat{\boldsymbol{x}}_i}}$ 所以上式可化为

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \left[y_i \ln \left(e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i} \right) + \ln \left(\frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}} \right) \right]$$

$$=\sum_{i=1}^{m} \left(y_i \boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^T \hat{\boldsymbol{x}}_i}) \right) \quad \text{加个负号即为式3.27}$$

结语-

在这次课程中,我们学习了西瓜书 对数几率回归的公式推导

那么在下次课程中,我们将会学习西瓜书

决策树的公式推导





deepshare.net

深度之眼

联系我们:

电话: 18001992849

邮箱: service@deepshare.net

Q Q: 2677693114



公众号



客服微信