# 生成模型读书笔记二

2021年1月10日 22:35

## 1. 最大似然估计Maximum likelihood estimation (MLE)

a. 似然函数(likelihood function)

似然函数, $p(x; \theta)$ 给出了样本x在以 $\theta$ 为参数的分布下的概率。其实就是我们常说的概率 密度函数,不过函数中的参数 $\theta$ 是未知的。

b. MLE算法

首先假设一个分布,其中含有未知的参数θ,利用已知的样本数据,反推最有可能产生 出这样数据的模型参数。

于是我们现在有一个分布p(x;  $\theta$ ),它的参数为 $\theta$ ,假设数据样本都是独立同分布的,把所有样本代进p,因为想要发生这个采样结果的可能性最大,且有样本间独立的前提,观测样本集X发生的概率就是每个xi发生的概率相乘,所以求解 $\theta$  = argmax $\theta$  p(X; $\theta$ )=argmax $\theta$   $\prod_i p(x_i; \theta)$ ,通常会计算log likelihood把累乘变成求和,即argmax $\theta$   $\sum \log p(x_i, \theta)$ 

# c. 两个例子

i. 离散分布

有一个重量不均匀的硬币,抛出正面的概率为p,抛出反面的概率为1-p,现在做了N次实验,抛出了a次正面,b次反面,求p。

这其实就是一个参数为p的伯努利分布,p(正面)=p,p(反面)=1-p,写出最大似然公式有

$$\Theta = \operatorname{argmax}_{\theta} \sum \log p(x_i, \theta)$$
$$= \operatorname{argmax}_{\theta} a * \log p + b * \log(1 - p)$$

因为要求最大,所以对上式求导,使导数等于0,最后可以求得 $p = \frac{a}{a+b}$ 

ii. 连续分布

比如高斯分布,有两个参数均值μ和标准差σ,详细例子就不举了,步骤就是把概率密度函数写出来,代入最大似然公式,对每个参数求导,使导数等于0,求出取得最大值时的参数。

d. 与贝叶斯公式的联系

$$f(x|y) = rac{f(x,y)}{f(y)} = rac{f(y|x)\,f(x)}{f(y)}$$

将数据样本(证据)看作贝叶斯公式中的y,将θ看作公式中的x,似然函数就是p(y|x),最大似然也就是找可以使得p(y|x)最大的x,但是我们不知道p(y|x)的形式(或者说因为θ未知,所以p(y|x)有无数多个),所以来分析下从贝叶斯公式我们可以怎么求。

因为数据样本是已知的,所以公式中p(y)确定,然后因为我们对 $\theta$ 没有任何已知的知识,所以假设 $\theta$ 是在整个解空间中均匀分布的,任意一个 $\theta$ 成为解的可能性都是相同的,那么 p(x)是常数,这么一来,公式右边的p(x),p(y)都是常数,就有p(x|y) = p(y|x)\*c, 想要求 max p(y|x)就相当于求max p(x|y),也就是上文的p( $\theta$ |x),求最大似然也就等价于求后验分布最大

e. 与交叉熵,KL的关系 Log likelihood的式子:

$$heta = rg \max_{ heta} \sum_{i=1}^n \log p_{ heta}(X_i)$$

如果右边的式子除以n, 会有什么事情发生呢?

根据数据样本来自于真实分布这个前提,第i个样本Xi在原分布的概率就是1/n,也就是  $p(X_i)$ (不考虑Xi的值的情况下,考虑Xi的值的话就更好理解了,比如上文例子中的伯努利分布p,正样本个数a,负样本个数b,最大似然式子就是a个正样本的概率和b个负样本的概率相加,式子可以写成  $a*\log p_{\theta}(X^+)+b*\log p_{\theta}(X^-)$ ,除以n之后,从采样估计的观点看,a/n就近似是原分布中正样本的概率p,b/n就可以当作1-p,可以自己推一下伯努利分布和高斯分布从最大似然到交叉熵的推导),所以在除以n之后就可以写成

$$\sum p(x_i)logp_{\theta}(x_i)$$

其中p是真实的数据分布,pe是要估计的,相当于当x来自分布p时logpe(x)的期望 E[logpe(x)],这不就是p和pe交叉熵差个负号嘛,所以最大化似然其实就是最小化交叉 熵。

$$heta = rg \max_{ heta} \mathcal{L}( heta) = rg \max_{ heta} \mathbb{E}ig[\log p_{ heta}(X_i)ig]$$

更进一步,因为交叉熵等于原分布的熵加KL散度,原分布的熵是确定的,所以最大化似然→最小化交叉熵→最小化KL散度,三者都是相通的。

$$H(p,q) = E_p[-\log(q)] = H(p) + D_{KL}(p || q).$$

不同点在于,最大似然是基于真实分布p(x)已知这个假设(样本数据能够真实完整地表示真实分布,比如最常见的分类任务就是用交叉熵损失,认为样本的统计概率就是真实分布概率),直接算交叉熵式子就可以了,从而有观点认为KL散度更多地用于当真实分布未知或者只知道部分的情况(后面会说一下这种观点,因为从最大似然也可以算部分未知的情况,只是迂回一点)。

如果真实分布p确实在我们预设的分布族p<sub>0</sub>里,那么解上述优化问题是可以完美地还原 真实分布的。而在实际中,我们所知道的只是一组采样数据,所以也只能是真实分布的 一个近似,叫做经验分布,将真实分布的概率都放在采样到的样本点上。

### f. 采样估计

假设要计算一个连续分布的均值,而它的积分又比较难算的话

$$\mathbb{E}[x] = \int x p(x) dx$$

有两种方法,一是直接按照积分的定义进行数值估计,在x轴上取有代表性的n个点,x1<x2<...<xn,这个方法比较困难

$$\mathbb{E}[x] pprox \sum_{i=1}^n x_i p(x_i) \left(x_i - x_{i-1}
ight)$$

二是进行采样估计,从p中采样n个点,两种方法的差别在于,采样估计不需要计算 p(x),因为样本是依概率采样出来的,概率大的x被采样到的次数也多,所以概率已经被

包含在采样操作中了,这也是蒙特卡洛模拟的基础

$$\mathbb{E}[x] pprox rac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad x_i \sim p(x)$$

从数据推断模型,大多都会使用能写成期望的形式,因为这样就可以使用采样计算了。

## 2. Maximum A Posterior(MAP)

a. 考虑知道先验概率 $p(\theta)$ 的情况下

这时重新分析贝叶斯公式,如果先验p(x)已知,也就是不同 $\theta$ 成为解的可能性是不同的, $p(\theta)$ 就不能看成常数,最大化的式子就变成了 $\max p(x|\theta)*p(\theta)$ ,这就是 $\max$ 是了观测值后使后验概率最大。

b. MAP的式子

$$egin{aligned} rg \max_{ heta} p(x| heta) \cdot p( heta) &= rg \max_{ heta} log \prod_{i=0}^n p(x_i| heta) p( heta) \ &= rg \max_{ heta} \sum_i log(p(x_i| heta) p( heta)) \ &= rg \max_{ heta} \sum_i log(p(x_i| heta) + log(p( heta)) \end{aligned}$$

经过推导可以求得上式,最终要最大化的有两项,第一项和MLE一样,第二项就是θ的 先验

#### c. 共轭先验

从贝叶斯公式我们知道,后验分布正比于似然函数和先验分布的乘积。似然函数是我们假设的数据分布,先验也是我们自己定义的,对于先验,选择规则是,选择一个可以使得计算出来的后验拥有与先验分布相同函数形式的,这样的先验叫做似然函数的共轭先验,先验和后验称为共轭分布。共轭先验形式优美,可以极大地简化计算。常见的: 二项分布的共轭先验是Beta分布,多项式分布的共轭先验是dirichlet分布,高斯分布的共轭先验是另一个高斯分布。任何指数族分布来说,都存在一个共轭先验。

#### d. 与MLE的关系

这个还是有点缕不顺,不太清楚,暂且这么理解:从推断参数这个问题上来说,我们知道数据样本x,求模型参数θ,从贝叶斯公式有

$$P(\theta|x) = \frac{p(\theta)p(\theta)}{p(x)}$$

其实就是在已知证据x的情况下求最有可能的参数θ,即后验分布p(θ|x)最大,MLE和 MAP都是在完成这个任务。从贝叶斯公式我们可以知道,在有数据样本(p(x)固定,看作 常量)的情况下,后验分布正比于先验和似然函数的乘积,不过在MLE中,问题简化为先 验是均匀分布,也可以叫做无信息先验,所以p(θ)也成了常量,求后验分布最大就是在 求最大似然,所以这个方法叫最大似然估计,而MAP是一个更一般的情况,先验p(θ)适 用范围更广,而不只是均匀分布,最大化后验分布时需要将先验考虑进来,优化公式中 右边的式子,所以这个叫最大后验,MLE相当于它的一个特例。