# EM算法

对于只有观测变量的问题,直接根据样本值通过极大似然估计的方法求解分布的参数。但是对于含有隐变量的问题,则要通过EM算法来逼近分布的参数。

# 1. 一个抛硬币的例子

# 1.1 问题描述

输入: 观测变量数据Y, 隐变量数据Z, 联合分布 $P(Y,Z|\theta)$ , 隐变量的条件分布 $P(Z|Y,\theta)$ 

输出:模型参数 $\theta$ 

举个例子,上面的各个变量和概率,用这个抛硬币的例子来说明。

假设有3枚硬币,分别记做A, B, C。这些硬币出现正面的概率分别是 $\pi$ ,p和q。进行以下实验:先抛硬币A,根据结果来选择硬币B或是C。假如A抛得正面,则选择硬币B,否则选择硬币C。根据选择的硬币进行抛掷,如果为正面,则记为1,反面记为0。独立重复n次实验。

假设只能看到第二阶段抛硬币(即B或C)的结果,而不能观测抛硬币的过程(选B还是C)。则在整个抛硬币过程结束后,观测结果y的概率。

$$P(y| heta) = \sum_{z} P(y,z| heta) = \sum_{z} P(z| heta) P(y|z, heta)$$

其中 $P(y|\theta)$ 表示给定分布的参数 $\theta$ ,硬币观测结果y的概率。

这个式子从统计的角度来理解,可以认为强行把隐变量z暴露出来,再对z求边缘概率,进而积分掉。右边的等式利用全概率公式写出给定z,y的条件概率 $P(y|z,\theta)$ 

 $\sum_{z} P(y, z|\theta)$ :  $P(y, z|\theta)$ 是y和z的联合概率。表示给定分布的参数 $\theta$ ,同时出现隐变量z和观测变量y的概率。(例子中表示具体选择了某一个硬币,同时利用这个硬币进行抛掷,得到观测结果y的概率)

 $\sum_z P(z|\theta)$ :  $P(z|\theta)$ 是以 $\theta$ 为参数,z的概率分布。z的取值范围是 $\{1,0\}$ ,分别代表正面和反面。正面  $P(z=1|\theta)=\pi$ ,反面 $P(z=0|\theta)=1-\pi$ 。然后根据正反选择硬币。在给定A硬币朝向的条件下,B或C 硬币正面朝上的概率分别为p或q。 $p=P(y=1|z=1,\theta)$ , $q=P(y=1|z=0,\theta)$ 。则B或C硬币反面朝上的概率分别为1-p或1-q。在不知道y的结果时,把y的两种情况写在一起的话可以表示成  $p^y(1-p)^{1-y}$ 或 $q^y(1-q)^{1-y}$ 

因此,

$$\sum_{z} P(y, z | \theta) = \sum_{z} P(z | \theta) P(y | z, \theta)$$

$$= \pi P(y | z = 1, \theta) + (1 - \pi) P(y | z = 0, \theta)$$

$$= \pi p^{y} (1 - p)^{1 - y} + (1 - \pi) q^{y} (1 - q)^{1 - y}$$

所以 $P(y|\theta)$ 可以表示为

$$P(y|\theta) = \pi p^y (1-p)^{1-y} + (1-\pi)q^y (1-q)^{1-y}$$

如果独立进行n次上述抛硬币过程,用 $Y=(Y^{(1)},Y^{(2)},\cdots,Y^{(n)})^T$ 表示观测到的数据结果,用 $Y=(Z^{(1)},Z^{(2)},\cdots,Z^{(n)})^T$ 表示未观测数据的结果,则观测数据的似然函数可以写成

$$egin{align} P(Y| heta) &= \sum_{Z} P(Z| heta) P(Y|Z, heta) \ &= \prod_{i=1}^{n} \left[ \pi p^{y^{(j)}} (1-p)^{1-y^{(j)}} + (1-\pi) q^{y^{(j)}} (1-q)^{1-y^{(j)}} 
ight] \end{split}$$

通过极大似然估计,求解该模型的参数 $\theta = (\pi, p, q)$ ,即

$$\hat{ heta} = rg \max_{ heta} \log P(Y| heta)$$

一般求解极大似然估计的问题,是采用对参数求偏导数,令其等于0的方式求解,而这里的问题含有隐变量 Z,无法通过这种解析的方法来求解,因此采用EM算法。

### 1.2 用EM算法求解模型参数 $\theta$ 的步骤

初始化模型的参数,用 $\theta_0 = (\pi_0, p_0, q_0)$ 表示。利用EM算法对参数进行迭代更新,第i次迭代后得到的参数记做 $\theta_i = (\pi_i, p_i, q_i)$ 。在进行第i + 1次迭代时,过程如下。

#### E step:

计算在第i次模型参数 $\theta_i = (\pi_i, p_i, q_i)$ 控制下,独立进行第i次实验观测的 $u^{(j)}$ 是来自抛硬币B的概率是

$$egin{aligned} \mu_{i+1} &= P(z=1|y, heta_i) \ &= rac{P(z=1,y| heta_i)}{P(y| heta_i)} \ &= rac{P(z=1| heta_i)P(y|z=1, heta_i)}{\sum_z P(z| heta_i)P(y|z, heta_i)} \ &= rac{\pi_i(p_i)^{y^{(j)}}(1-p_i)^{1-y^{(j)}}}{\pi_i(p_i)^{y^{(j)}}(1-p_i)^{1-y^{(j)}}+(1-\pi_i)(q_i)^{y^{(j)}}(1-q_i)^{1-y^{(j)}}} \end{aligned}$$

注意分子表述的过程是先抛硬币A,有 $\pi_i$ 的概率能够获得正面,进而选择硬币B。抛硬币B得到观测结果y。由于 $\mu$ 是概率,和为1,因此需要分母作归一化。

#### M step 更新模型参数

$$egin{aligned} \pi_{i+1} &= rac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mu_{i+1}^{(j)} \ p_{i+1} &= rac{\sum_{j=1}^n u_{i+1}^{(j)} y^{(j)}}{\sum_{j=1}^n u_{i+1}^{(j)}} \ q_{i+1} &= rac{\sum_{j=1}^n \left(1 - u_{i+1}^{(j)}
ight) y^{(j)}}{\sum_{j=1}^n \left(1 - u_{i+1}^{(j)}
ight)} \end{aligned}$$

从感性的认识上来看,第一个式子中,把独立的n次试验,得到的实验观测的 $y^{(j)}$ 是来自抛硬币B的概率的平均值,则为抛硬币A后会选择硬币B的概率 $\pi$ 。

第二个式子,可以理解为在观测到了最终的结果 $y^{(j)}$ 中,有 $\mu_{i+1}$ 的部分来自于硬币B贡献的,因此分子要用 $\mu_{i+1}$ 去对 $y^{(j)}$ 进行加权。由于不是百分百由B贡献,因此分母进行归一化时,除的是 $\mu_{i+1}$ 的和。

对于第三个式子的理解和第二个式子类似。

重复以上的E step和M step直到收敛, 即为EM算法的过程。

该算法如果系统表述,则为:

输入: 观测变量Y, 隐变量Z, 联合分布 $P(Y,Z|\theta)$ , 隐变量的条件概率 $P(Z|Y,\theta)$ 

输出:模型参数 $\theta$ 

- 1. 选择参数的初值 $\theta_0$  (EM算法对初始化的参数敏感)
- 2. E步: 记 $\theta_i$ 为第i次迭代参数 $\theta$ 的估计值,在第i+1次迭代的E步,计算Q函数

$$egin{aligned} Q( heta, heta_i) &= E_Z[\log P(Y, Z| heta)|Y, heta_i] \ &= \sum_Z \log P(Y, Z| heta)P(Z|Y, heta_i) \end{aligned}$$

这里的 $P(Z|Y,\theta_i)$ 是在给定观测数据Y和当前的参数估计 $\theta_i$ 下,隐变量Z的条件概率。Q函数是关于 $\theta$ 的函数。

- 3. M步: 求使得 $Q(\theta, \theta_i)$ 极大化的 $\theta$ ,确定第i+1次迭代的参数估计值 $\theta_{i+1}$
- 4. 重复2, 3步, 直到收敛

Q函数的意义:联合概率的对数似然函数 $\log P(Y,Z|\theta)$ 对隐变量条件概率 $P(Z|Y,\theta_i)$ 的期望。因此是以 $P(Z|Y,\theta_i)$ 为权重,对 $\log P(Y,Z|\theta)$ 进行加权求和的过程。

### 1.3 EM算法的说明

- 1. 参数的初始值可以任意选择、但是EM算法对初始值的选择是敏感的。
- 2. 在E步求Q函数,Q函数中的Z是未观测数据(隐变量),Y是观测数据,在 $Q(\theta,\theta_i)$ 中,第一个参数 $\theta$ 是可以调的变量,在M步中通过调节这个参数使得Q函数最大化。第二个参数 $\theta_i$ 是参数当前的估计,在M步中固定。
- 3. 在M步中求使得Q函数最大化的 $\theta$ ,即为 $\theta_{i+1}$ ,这样完成一次迭代 $\theta_i o \theta_{i+1}$

4. 迭代停止的条件, 若满足

$$\|\theta_{i+1} - \theta_i\| \le \epsilon_1 \exists \|Q(\theta_{i+1}, \theta_i) - Q(\theta_i, \theta_i)\| \le \epsilon_2$$

则停止迭代, $\epsilon_1$ 和 $\epsilon_2$ 是超参数。

# 1.4 为什么EM算法长这样

这一节主要回答Q函数是怎么得到的。

根据一般的极大似然估计法的步骤,首先我们要先写出观测数据的似然函数,然后取对数,最后求极大值得 到模型的参数。按照这个步骤,首先,似然函数

$$egin{aligned} L( heta) &= P(Y| heta) = \sum_{Z} P(Y,Z| heta) \ &= \sum_{Z} P(Y|Z, heta) P(Z| heta) \end{aligned}$$

因为含有隐变量Z,所以把似然函数强行写成含有隐变量Z的形式。

其次, 取对数

$$l( heta) = \log L( heta) = \log\Biggl(\sum_{Z} P(Y|Z, heta)P(Z| heta)\Biggr)$$

最后,取对数似然的极大。上文讲到了这个对数似然函数含有隐变量Z,因此无法直接求偏导取极大,而要用迭代的方法。因此要随机猜一个初始值 $heta_0$ 。

不失一般性,假设迭代进行完第i轮,得到了参数 $heta_i$ 时,我们希望在第i+1轮时得到的新估计值能够继续使对数似然函数增大,即 $l( heta)>l( heta_i)$ 。

我们无法直接使得 $l(\theta)$ 取极大,退而求其次,我们找到 $l(\theta)$ 的下界,对下界求极大。利用Jensen不等式,

$$egin{aligned} l( heta) &= \log\Biggl(\sum_{Z} P(Y|Z, heta)P(Z| heta)\Biggr) \ &= \log\Biggl(\sum_{Z} P(Z|Y, heta_i)rac{P(Y|Z, heta)P(Z| heta)}{P(Z|Y, heta_i)}\Biggr) \ &\geq \sum_{Z} P(Z|Y, heta_i)\lograc{P(Y|Z, heta)P(Z| heta)}{P(Z|Y, heta_i)} \end{aligned}$$

(这里把 $\frac{P(Y|Z,\theta)P(Z|\theta)}{P(Z|Y,\theta_i)}$ 看成整体) 当 $\theta=\theta_i$ 时,不等号可以取到等号。

定义下界为关于 $\theta$ 的函数

$$B( heta_i, heta) = \sum_{Z} P(Z|Y, heta_i) \log rac{P(Y|Z, heta)P(Z| heta)}{P(Z|Y, heta_i)}$$

取极大值,并将常数项去掉

$$\begin{split} \arg\max_{\theta} B(\theta_i, \theta) &= \arg\max_{\theta} \sum_{Z} P(Z|Y, \theta_i) \log \frac{P(Y|Z, \theta) P(Z|\theta)}{P(Z|Y, \theta_i)} \\ &= \arg\max_{\theta} \sum_{Z} P(Z|Y, \theta_i) \log P(Y|Z, \theta) P(Z|\theta) \\ &= \arg\max_{\theta} \sum_{Z} P(Z|Y, \theta_i) \log P(Y, Z|\theta) \\ &= \arg\max_{\theta} Q(\theta, \theta_i) \end{split}$$

可以看到我们对下界取极大值,就是我们在上文中提到的对Q函数取极大值的过程。记住,**Q函数是EM算法的核心**。

# 1.5 EM算法收敛的必然性

EM算法有以下性质:每次迭代得到的 $P(Y|\theta_i)$ 要不小于上一轮的结果,即

$$P(Y|\theta_{i+1}) \ge P(Y|\theta_i)$$

证明如下

$$P(Y|\theta) = P(Y|Z, \theta) = \frac{P(Y, Z|\theta)}{P(Z|Y, \theta)}$$

对其取对数得到

$$\log P(Y|\theta) = \log P(Y, Z|\theta) - \log P(Z|Y, \theta)$$

已知Q函数 $Q( heta, heta_i) = \sum_Z P(Z|Y, heta_i) \log P(Y,Z| heta)$ 。定义H函数

$$H( heta, heta_i) = \sum_{Z} P(Z|Y, heta_i) \log P(Z|Y, heta)$$

则

$$\begin{aligned} Q(\theta, \theta_i) - H(\theta, \theta_i) &= \sum_{Z} P(Z|Y, \theta_i) \log \frac{P(Y, Z|\theta)}{P(Z|Y, \theta)} \\ &= \sum_{Z} P(Z|Y, \theta_i) \log P(Y|\theta) \\ &= \log P(Y|\theta) \end{aligned}$$

发现对数似然函数可以由Q函数和H函数的差来表达。回到命题要求证明每次迭代得到的似然函数都会增大,利用log函数的单调性,可以将命题转化为证明对数似然函数每次迭代都会增大。因此计算

$$\log P(Y|\theta_{i+1}) - \log P(Y|\theta_{i}) = [Q(\theta_{i+1}, \theta_{i}) - Q(\theta_{i}, \theta_{i})] - [H(\theta_{i+1}, \theta_{i}) - H(\theta_{i}, \theta_{i})]$$

其中, $[Q(\theta_{i+1},\theta_i)-Q(\theta_i,\theta_i)]$ 项可以利用EM算法每次迭代是对Q函数求极大值,因此 $Q(\theta_{i+1},\theta_i)\geq Q(\theta_i,\theta_i)$ 。接下来证明 $[H(\theta_{i+1},\theta_i)-H(\theta_i,\theta_i)]\leq 0$ 。

根据Jensen不等式,有

$$egin{aligned} H( heta_{i+1}, heta_i) - H( heta_i, heta_i) &= \sum_Z P(Z|Y, heta_i) \log rac{P(Z|Y, heta_{i+1})}{P(Z|Y, heta_i)} \ &\leq \log \left( \sum_Z rac{P(Z|Y, heta_{i+1})}{P(Z|Y, heta_i)} P(Z|Y, heta_i) 
ight) \ &= \log \left( \sum_Z P(Z|Y, heta_{i+1}) 
ight) = \log 1 = 0 \end{aligned}$$

由此可得

$$\log P(Y|\theta_{i+1}) - \log P(Y|\theta_i) \ge 0$$

原命题得证。