第9章 EM算法极其推广

1 EM算法的引入

EM方法

▶记号

观察数据(observerd data, incomplete data) Y 隐藏数据(unobserved data, latent variable) Z 完全数据(complete-data) (Y,Z) 模型参数 θ 【模型为某个参数 θ 未知的概率分布】

- ▶给定观测数据Y, 其概率分布是 $P(Y \mid \theta)$, Y和Z的联合概率分布 $P(Y,Z \mid \theta)$
 - ightharpoonup不完全数据Y的似然函数 $P(Y \mid \theta)$,对数似然函数 $L(\theta) = \log P(Y \mid \theta)$
 - ▶完全数据的对数似然函数是 $\log P(Y, Z \mid \theta)$
 - \triangleright 【注】似然函数 $P(Y \mid \theta)$ 描述参数 θ 的条件下,出现观测值Y的合理性(可能性)
- ▶极大化 $\log P(Y,Z \mid \theta)$
 - ▶挑战:包含了有未观测数据并有包含和(或积分)的对数

EM算法

EM算法通过迭代方式,对期望 $L(\theta) = \log P(Y,Z \mid \theta)$ 极大似然估计。

【注意】 $P(Y,Z \mid \theta)$ 可用于描述出现观测值的可能性,极大似然寻到使得出现观测值可能性最大的参数

每次迭代: E步求期望; M步求极大化

【核心: 迭代方式, 过程单调递增, 且有上界=>收敛】

【算法9.1(EM算法)】

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

输出:模型参数 θ

EM算法

- 1)选择参数的初值 $\theta^{(0)}$
- 2)E步

记 $\theta^{(i)}$ 为第i次迭代参数 θ 的估计值,在第i+1次迭代的E步,计算**Q函数**

$$Q(\theta, \theta^{(i)}) = E_Z[\log P(Y, Z \mid \theta) \mid Y, \theta^{(i)}] = \sum_{Z} \log P(Y, Z \mid \theta) P(Z \mid Y, \theta^{(i)})$$

【注】基于**隐含变量Z分布**($P(Z | Y, \theta^{(i)})$,在给定观测数据Y和当前的参数估计 $\theta^{(i)}$ 下,估算出来的隐变量Z的条件概率分布)的完全数据的**对数似然函数**($\log P(Y, Z | \theta)$)的期望。

3)M步

求使
$$Q(\theta, \theta^{(i)})$$
极大化的 θ 。确定第 $i+1$ 次迭代的参数的估计值 $\theta^{(i+1)}$
$$\theta^{(i+1)} = \arg\max_{\theta} Q(\theta, \theta^{(i)})$$

4)重复第2)步和第3)步,直到收敛

三硬币模型

例 9.1 (三硬币模型)

假设有3枚硬币A, B, C,它们正面朝上的概率分别是 π , p和q。进行如下掷硬币试验:

先掷硬币 A, 根据其结果选出硬币B或硬币C。A正面选硬币B, A 反面选硬币C;

掷硬币的结果, 出现正面记作1, 出现反面记作 0;

独立地重复n次试验 (n=5), 观测结果如下:

1,1,0,1,0,0,1,0,1,1

假设只能观测到掷硬币的结果,不能观测掷硬币的过程。

如何估计三硬币正面出现的概率?即三硬币模型的参数 π ,p和q。

三硬币模型

A, B, C 正面出现的概率分别是 π, p 和q; A正面选硬币B, A 反面选硬币C

【解】y是观测变量,观测值为1或0;z表示未观测到的掷硬币A的结果,是隐变量(不可观测); $\theta = (\pi, p, q)$ 模型参数。实验一次/轮(先抛一次硬币A,然后B或者C),得到y概率为:

$$P(y \mid \theta) = \sum_{z} P(y,z \mid \theta) = \sum_{z} P(z \mid \theta) P(y \mid z,\theta)$$
$$= \pi p^{y} (1-p)^{1-y} + (1-\pi)q^{y} (1-q)^{1-y}$$

【注】 对 $P(y \mid z, \theta)$ 讨论

z=1时,A正面, $P(z|\theta)=\pi$;第二次选硬币B。 $P(y|z,\theta)$ 对y分情况 y=1, $P(y|z,\theta)=p=p^y(1-p)^{1-y}$; y=0, $P(y|z,\theta)=1-p=p^y(1-p)^{1-y}$; 总之 $P(y|z,\theta)=p^y(1-p)^{1-y}$;即,z=1时, $P(z|\theta)P(y|z,\theta)=\pi p^y(1-p)^{1-y}$ 同理,z=0,A反面, $P(z|\theta)=1-\pi$;第二次选硬币C, $P(y|z,\theta)=q^y(1-q)^{1-y}$ z=0时, $(z|\theta)P(y|z,\theta)=(1-\pi)q^y(1-q)^{1-y}$

三硬币模型

观测数据 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)^T$,未观测数据 $Z = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)^T$,观测数据的似然函数

$$P(Y \mid \theta) = \sum_{Z} P(Z \mid \theta) P(Y \mid Z, \theta)$$

即

$$P(Y \mid \theta) = \prod_{j=1}^{n} \left[\pi p^{y_j} (1-p)^{1-y_j} + (1-\pi)q^{y_j} (1-q)^{1-y_j} \right]$$

模型参数 $\theta = (\pi, p, q)$ 的极大似然估计,即

$$\theta = \arg \max_{\theta} \log P(Y \mid \theta)$$

此问题没有解析解,只能迭代求解。EM算法为此类问题的一种迭代算法

EM方法 – E步

初值: $\theta^{(0)} = (\pi^{(0)}, p^{(0)}, q^{(0)})$, A, B, C正面出现的概率分别是 π , p, q

第i步: $\theta^{(i)} = (\pi^{(i)}, p^{(i)}, q^{(i)})$

EM算法第i + 1次迭代:

E步: 给定参数 $\theta^{(i)}$ 下,对观测数据 y_i ,其结果来自掷硬币B的概率 $\mu_i^{(i+1)}$

【估算隐变量Z的状态,出现B占出现硬币B以及硬币C的总和的比例】

【E步估算观测值相关的期望,此处根据当前参数估计观测值的(平均的)状态】

$$\mu_j^{(i+1)} = \frac{\pi^{(i)}(p^{(i)})^{y_j}(1-p^{(i)})^{1-y_j}}{\pi^{(i)}(p^{(i)})^{y_j}(1-p^{(i)})^{1-y_j} + (1-\pi^{(i)})(q^{(i)})^{y_j}(1-q^{(i)})^{1-y_j}}$$

- ▶【注】
 - ightharpoonup 来自掷硬币B: $P(z | \theta)P(y | z, \theta) = \pi p^{y}(1-p)^{1-y}$;
 - ightharpoonup 来自掷硬币C: $P(z | \theta)P(y | z, \theta) = (1 \pi)q^y(1 q)^{1-y}$

EM方法 – M步

初值: $\theta^{(0)} = (\pi^{(0)}, p^{(0)}, q^{(0)})$, A, B, C正面出现的概率分别是 π , p, q

第i步: $\theta^{(i)} = (\pi^{(i)}, p^{(i)}, q^{(i)})$

EM算法第i + 1次迭代:

M步: 估算 $\theta^{(i+1)} = (\pi^{(i+1)}, p^{(i+1)}, q^{(i+1)})$

$$\pi^{(i+1)} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} \mu_j^{(i+1)}, \quad p^{(i+1)} = \frac{\sum_{j=1}^{n} \mu_j^{(i+1)} y_j}{\sum_{j=1}^{n} \mu_j^{(i+1)}}, \quad q^{(i+1)} = \frac{\sum_{j=1}^{n} \left(1 - \mu_j^{(i+1)}\right) y_j}{\sum_{j=1}^{n} \left(1 - \mu_j^{(i+1)}\right)}$$

- ▶【注】: 古典概率计算
 - ightharpoonup A正面概率 $\pi^{(i+1)}$: 出现正面的次数($\sum_{j=1}^n \mu_j^{(i+1)}$)/总次数;
 - ▶ B正面的概率: 出现掷硬币B的情形($\sum_{j=1}^{n} \mu_{j}^{(i+1)}$), 其中结果为正面($\sum_{j=1}^{n} \mu_{j}^{(i+1)} y_{j}$)
 - ightharpoonup C正面的概率:出现掷硬币C的情形($\sum_{j=1}^{n} \left(1 \mu_{j}^{(i+1)}\right)$),其中结果为正面($\sum_{j=1}^{n} \left(1 \mu_{j}^{(i+1)}\right) y_{j}$)

EM方法

▶记号

观察数据(observerd data, incomplete data) Y 隐藏数据(unobserved data, latent variable) Z 完全数据(complete-data) (Y,Z) 模型参数 θ

- \triangleright 给定观测数据Y, 其概率分布是 $P(Y \mid \theta)$, Y和Z的联合概率分布 $P(Y,Z \mid \theta)$
 - ightharpoonup不完全数据Y的似然函数 $P(Y \mid \theta)$,对数似然函数 $L(\theta) = \log P(Y \mid \theta)$
 - ▶完全数据的对数似然函数是 $\log P(Y, Z \mid \theta)$
- \triangleright 极大化 $\log P(Y \mid \theta)$
 - ▶挑战:包含了有未观测数据并有包含和(或积分)的对数

EM算法

EM算法通过迭代方式,对 $L(\theta) = \log P(Y \mid \theta)$ 极大似然估计。

每次迭代: E步求期望; M步求极大化【单调递增, 且有上界=>收敛】

【算法9.1(EM算法)】

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

输出:模型参数 θ

1)选择参数的初值 $\theta^{(0)}$

2)E步:记 $\theta^{(i)}$ 为第i次迭代参数 θ 的估计值,在第i+1次迭代的E步,计算

$$Q(\theta, \theta^{(i)}) = E_Z[\log P(Y, Z \mid \theta) \mid Y, \theta^{(i)}] = \sum_{Z} \log P(Y, Z \mid \theta) P(Z \mid Y, \theta^{(i)})$$

【注】基于Z 的完全数据的似然函数的期望。即以Z的分布作为权重; $P(Z \mid Y, \theta^{(i)})$ 在给定观测数据Y和当前的参数估计 $\theta^{(i)}$ 下,估算出来的隐变量Z的条件概率分布。Y是由Z决定的

3)M步:求使 $Q(\theta, \theta^{(i)})$ 极大化的 θ 。确定第i+1次迭代的参数的估计值 $\theta^{(i+1)}$

$$\theta^{(i+1)} = \arg\max_{\theta} Q(\theta, \theta^{(i)})$$

4)重复第2)步和第3)步,直到收敛

Q函数定义

【定义9.1(Q函数)】 完全数据的对数似然函数 $\log P(Y,Z \mid \theta)$ 关于在给定观测数据Y和当前参数 $\theta^{(i)}$ 下对未观测数据Z的条件概率分布 $P(Z \mid Y,\theta^{(i)})$ 的期望称为Q函数,即

$$Q(\theta, \theta^{(i)}) = E_Z[\log P(Y, Z \mid \theta) \mid Y, \theta^{(i)}]$$

【说明】步骤1)参数的初值。可以任意选择,但EM算法对初值敏感

【注】
$$Q(\theta, \theta^{(i)}) = E_Z[\log P(Y, Z \mid \theta) \mid Y, \theta^{(i)}] = \sum_Z P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \log P(Y, Z \mid \theta)$$
 步骤2)E步求 $Q(\theta, \theta^{(i)})$

Q函数式中Z是未观测数据,Y是观测数据。 $Q(\theta, \theta^{(i)})$ 的第1个变元表示要极大化的参数,第2个变元为参数的当前估计值。每次迭代实际在求Q函数及其极大化。

步骤3)M步求 $Q(\theta, \theta^{(i)})$ 的极大化。得到 $\theta^{(i+1)}$,完成一次迭代 $\theta^{(i)} \to \theta^{(i+1)}$ 。

【注】可以证明每次迭代使似然函数增大或达到局部极值。

步骤4)给出停止迭代的条件。一般地,对较小的正数 $\varepsilon_1, \varepsilon_2$,若满足

$$\|\theta^{(i+1)} - \theta^{(i)}\| < \varepsilon_1 \quad \vec{x} \|Q(\theta^{(i+1)}, \theta^{(i)}) - Q(\theta^{(i)}, \theta^{(i)})\| < \varepsilon_2$$

则停止迭代。

EM算法的导出

通过近似求解观测数据的对数似然函数的极大化问题来导出EM算法。

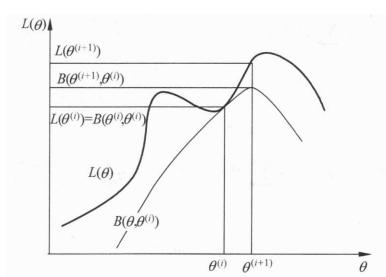
对一个含有隐变量的概率模型,目标是极大化观测数据 (不完全数据)Y关于参数 θ 的似然函数:

$$L(\theta) = \log P(Y|\theta) = \log \sum_{Z} P(Y,Z|\theta) = \log \left(\sum_{Z} P(Y|Z,\theta) P(Z|\theta) \right)$$

难点:包含未观测数据的计算

EM通过迭代逐步近似极大化 $L(\theta)$

 $L(\theta^{(i)})$: 第i次 $\theta^{(i)}$



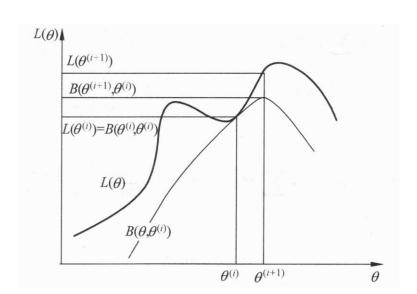
EM算法的导出

 $L(\theta)$: 新估计值,期望 $L(\theta)$ 越来越大

迭代计算策略【单调递增,且有上界】

从 $L(\theta^{(i)})$ 出发,估算相关的下界 $B(\theta,\theta^{(i)})$ 极大值

得到新的 $L(\theta^{(i+1)})$



EM算法的导出

二者的差: $L(\theta) - L(\theta^{(i)}) = \log(\sum_{Z} P(Y|Z,\theta)P(Z|\theta)) - \log P(Y|\theta^{(i)})$ 利用Jason不等式估计下界:

$$L(\theta) - L(\theta^{(i)}) = \log \left(\sum_{Z} P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \frac{P(Y \mid Z, \theta) P(Z \mid \theta)}{P(Z \mid Y, \theta^{(i)})} \right) - \log P(Y \mid \theta^{(i)})$$

$$\geqslant \sum_{Z} P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \log \frac{P(Y \mid Z, \theta) P(Z \mid \theta)}{P(Z \mid Y, \theta^{(i)})} - \log P(Y \mid \theta^{(i)})$$

$$= \sum_{Z} P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \log \frac{P(Y \mid Z, \theta) P(Z \mid \theta)}{P(Z \mid Y, \theta^{(i)})} - \sum_{Z} P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \log P(Y \mid \theta^{(i)})$$

$$= \sum_{Z} P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \log \frac{P(Y \mid Z, \theta) P(Z \mid \theta)}{P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) P(Y \mid \theta^{(i)})}$$
整理上式, $L(\theta) \geqslant L(\theta^{(i)}) + \sum_{Z} P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \log \frac{P(Y \mid Z, \theta) P(Z \mid \theta)}{P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) P(Y \mid \theta^{(i)})}$

$$\Box B(\theta, \theta^{(i)}) \equiv L(\theta^{(i)}) + \sum_{Z} P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) \log \frac{P(Y \mid Z, \theta) P(Z \mid \theta)}{P(Z \mid Y, \theta^{(i)}) P(Y \mid \theta^{(i)})},$$

$$\Box L(\theta) \geqslant B(\theta, \theta^{(i)}), \ \Leftrightarrow \theta = \theta^{(i)}, \ \forall B(\theta^{(i)}, \theta^{(i)}) = L(\theta^{(i)})$$

EM算法的解释

因此,任何可以使 $B(\theta, \theta^{(i)})$ 增大的 θ ,也可以使 $L(\theta)$ 增大。为了使 $L(\theta)$ 有尽可能大的增长选择

$$\theta^{(i+1)} = \arg\max_{\theta} B(\theta, \theta^{(i)})$$

EM算法的解释

现在求 $\theta^{(i+1)}$ 的表达式。省去与 θ 无关的项

$$\theta^{(i+1)} = \arg = \max_{\theta} \left(L(\theta^{(i)}) + \sum_{Z} \frac{P(Z|Y, \theta^{(i)}) \log(P(Y|Z, \theta)P(Z|\theta))}{P(Z|Y, \theta^{(i)})P(Y|\theta^{(i)})} \right)$$

$$= \arg \max_{\theta} \left(\log(\sum_{Z} P(Y|Z, \theta^{(i)})P(Z|\theta^{(i)})) + \sum_{Z} \frac{P(Z|Y, \theta^{(i)}) \log(P(Y|Z, \theta)P(Z|\theta))}{P(Z|Y, \theta^{(i)})P(Y|\theta^{(i)})} \right)$$

$$= \arg \max_{\theta} \left(\sum_{Z} P(Z|Y, \theta^{(i)}) \log(P(Y|Z, \theta)P(Z|\theta)) \right)$$

$$= \arg \max_{\theta} \left(\sum_{Z} P(Z|Y, \theta^{(i)}) \log(P(Y|Z, \theta)P(Z|\theta)) \right)$$

$$= \arg \max_{\theta} Q(\theta, \theta^{(i)})$$

等价于EM算法的一次迭代, 即求Q函数及其极大化

EM在无监督学习中的应用

- 》监督学习是由训练数据 $\{(x_1,y_1),(x_2,y_2),\cdots,(x_N,y_N)\}$ 学习条件概率分布 $P(Y\mid X)$ 或决策函数Y=f(X)作为模型。训练数据中的每个样本点由输入和输出对组成
- \blacktriangleright 训练数据只有输入没有对应的输出 $\{(x_1,.),(x_2,.),...(x_N,.)\}$,从这样的数据学习模型称为无监督学习问题
- ightharpoonup EM算法可以用于生成模型的无监督学习。生成模型由联合概率分布P(X,Y)表示,可以认为无监督学习训练数据是联合概率分布产生的数据。 X为观测数据, Y为未观测数据

2 EM算法的收敛性

EM算法的收敛性

EM算法

提供一种近似计算含有隐变量概率模型的极大似然估计的方法

最大优点:简单性和普适性

问题:

EM算法得到的估计序列是否收敛?

如果收敛,是否是全局极大值或局部极大值?

EM算法的收敛性

定理 9.1 设 $P(Y \mid \theta)$ 为观测数据的似然函数, $\theta^{(i)}(i = 1,2,\cdots)$ 为EM算法得到的参数估计序列, $P(Y \mid \theta^{(i)})(i = 1,2,\cdots)$ 为对应的似然函数序列,则 $P(Y \mid \theta^{(i)})$ 是单调递增 $P(Y \mid \theta^{(i+1)}) \geqslant P(Y \mid \theta^{(i)})$

【注】单调性

- **定理9**. **2** 设 $L(\theta) = \log P(Y \mid \theta)$ 为观测数据的对数似然函数, $\theta^{(i)}(i = 1,2,\cdots)$ 为EM算法得到的参数估计序列, $L(\theta^{(i)})(i = 1,2,\cdots)$ 为对应的对数似然函数序列。
 - 1)如果 $P(Y \mid \theta)$ 有上界,则 $L(\theta^{(i)}) = \log P(Y \mid \theta^{(i)})$ 收敛到某一值 L^* ;
 - 2)在函数 $Q(\theta, \theta')$ 与 $L(\theta)$ 满足一定条件下,由EM算法得到的参数估计序列 $\theta^{(i)}$ 的收敛值 θ^* 是 $L(\theta)$ 的稳定点。
 - 【注】1)单调递增且有上界,收敛

3 EM算法在高斯混合模型学习中的应用

高斯混合模型

【定义9.2(高斯混合模型)】高斯混合模型是指具有如下形式的概率分布模型:

$$P(y \mid \theta) = \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \phi(y \mid \theta_k)$$

其中, $\alpha_k \ge 0$, $\sum_{k=1}^K \alpha_k = 1$, $\phi(y \mid \theta_k)$ 是高斯分布密度, $\theta_k = (\mu_k, \sigma_k^2)$,

$$\phi(y \mid \theta_k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_k} \exp\left(-\frac{(y - \mu_k)^2}{2\sigma_k^2}\right)$$

称为第k个分模型。

完全数据的对数似然函数

假设观测数据 y_1, y_2, \cdots, y_N 由高斯混合模型生成

$$P(y \mid \theta) = \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \phi(y \mid \theta_k)$$

其中, $\theta = (\alpha_1, \alpha_2, \cdots, \alpha_K; \theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_K)$ 。用EM算法估计高斯混合模型的参数 θ

【注意】混合不是多个模型加权平均,而是每次以概率选择多个模型之一,何整体效果混合

1) 明确隐变量,写出完全数据的对数似然函数 观测数据 y_i , $j=1,2,\cdots,N$

【依概率 α_k 选择第k个高斯分布,然后依第k个模型的概率分布 $\phi(y \mid \theta_k)$ 生成观测数据 y_i 】 隐变量 γ_{ik} : y_i 来自第k个分模型

$$\gamma_{jk} = \begin{cases} 1, & \hat{\pi}_j \cap \chi_{jk} = \hat{\pi}_k \cap \gamma_{jk} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$
 $j = 1, 2, \cdots, N; \quad k = 1, 2, \cdots, K$ 则**第** $j \cap \gamma_{jk} \cap \gamma_{j1}, \gamma_{j2}, \cdots, \gamma_{jK}, \quad j = 1, 2, \cdots, N$

完全数据的对数似然函数

完全数据的似然函数:

【注】根据
$$\gamma_{jk}$$
定义, $P(y_{j},\gamma_{j1},\gamma_{j2},\cdots,\gamma_{jK} \mid \theta) = \prod_{k=1}^{K} [\alpha_{k}\phi(y_{j} \mid \theta_{k})]^{\gamma_{jk}}$ (只有某一项 γ_{jk} 非0, $\alpha_{k}\phi(y_{j} \mid \theta_{k})$)
$$P(y,\gamma \mid \theta) = \prod_{j=1}^{N} P(y_{j},\gamma_{j1},\gamma_{j2},\cdots,\gamma_{jK} \mid \theta) = \prod_{j=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} [\alpha_{k}\phi(y_{j} \mid \theta_{k})]^{\gamma_{jk}}$$

$$= \prod_{k=1}^{K} \prod_{j=1}^{N} [\alpha_{k}\phi(y_{j} \mid \theta_{k})]^{\gamma_{jk}}$$

$$= \prod_{k=1}^{K} \alpha_{k}^{n_{k}} \prod_{j=1}^{N} [\phi(y_{j} \mid \theta_{k})]^{\gamma_{jk}}$$

$$= \prod_{k=1}^{K} \alpha_{k}^{n_{k}} \prod_{j=1}^{N} \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{k}} \exp\left(-\frac{(y_{j} - \mu_{k})^{2}}{2\sigma_{k}^{2}}\right)\right]^{\gamma_{jk}}$$

其中,属于模型k的样本数 $n_k = \sum_{j=1}^N \gamma_{jk}$, $\sum_{k=1}^K n_k = N$,那么

$$\log P(y, \gamma \mid \theta) = \sum_{k=1}^{K} \left\{ n_k \log \alpha_k + \sum_{j=1}^{N} \gamma_{jk} \left[\log \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right) - \log \sigma_k - \frac{1}{2\sigma_k^2} (y_j - \mu_k)^2 \right] \right\}$$

E step

2) E step: 确定Q函数。【注】 $n_k = \sum_{i=1}^N \gamma_{jk}$, E[cX] = cE[X], 根据概率定义 $E[\gamma_{jk}] = P(\gamma_{jk} = 1)$

$$Q(\theta, \theta^{(i)}) = E[\log P(y, \gamma \mid \theta) \mid y, \theta^{(i)}]$$

$$= E\left\{\sum_{k=1}^{K} \left\{n_{k} \log \alpha_{k} + \sum_{j=1}^{N} \gamma_{jk} \left[\log \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right) - \log \sigma_{k} - \frac{1}{2\sigma_{k}^{2}} (y_{j} - \mu_{k})^{2}\right]\right\}\right\}$$

$$= \sum_{k=1}^{K} \left\{\sum_{j=1}^{N} (E[\gamma_{jk}]) \log \alpha_{k} + \sum_{j=1}^{N} (E[\gamma_{jk}]) \left[\log \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right) - \log \sigma_{k} - \frac{1}{2\sigma_{k}^{2}} (y_{j} - \mu_{k})^{2}\right]\right\}$$

$$\hat{\gamma}_{jk} = E[\gamma_{jk}|y,\theta] = P(\gamma_{jk} = 1 \mid y,\theta) = \frac{P(\gamma_{jk} = 1,y_j \mid \theta)}{\sum_{k=1}^{K} P(\gamma_{jk} = 1,y_j \mid \theta)} = \frac{P(y_j \mid \gamma_{jk} = 1,\theta) P(\gamma_{jk} = 1 \mid \theta)}{\sum_{k=1}^{K} P(y_j \mid \gamma_{jk} = 1,\theta) P(\gamma_{jk} = 1 \mid \theta) (\gamma_{jk} \mid y,\theta)}$$

 $\hat{\gamma}_{jk}$ 是在当前模型参数下第j个观测数据来自第k个分模型的概率,称为分模型k对观测数据 y_j 的响应度

将
$$\hat{\gamma}_{jk} = E[\gamma_{jk}] \mathcal{K} n_k = \sum_{j=1}^N E[\gamma_{jk}] \mathcal{K}$$
人式 $Q(\theta, \theta^{(i)})$,得

$$Q(\theta, \theta^{(i)}) = \sum_{k=1}^{K} \left\{ n_k \log \alpha_k + \sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk} \left[\log \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right) - \log \sigma_k - \frac{1}{2\sigma_k^2} (y_j - \mu_k)^2 \right] \right\}$$

M step

3) 确定EM算法的M步

$$\theta^{(i+1)} = \arg\max_{\theta} Q(\theta, \theta^{(i)})$$

其中 $\theta^{(i+1)} = (\hat{\mu}_k, \hat{\sigma}_k^2, \hat{\alpha}_k, k = 1, \dots, K)$ 。将 $Q(\theta, \theta^{(i)})$ 分别对 μ_k, σ_k^2 求偏导数并令其为0,求 $\hat{\alpha}_k$ 是在 $\sum_{k=1}^K \alpha_k = 1$ 条件下求偏导并令其为0,得到

$$\hat{\mu}_{k} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk} y_{j}}{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk}}, \quad k = 1, 2, \dots, K$$

$$\hat{\sigma}_{k}^{2} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk} (y_{j} - \mu_{k})^{2}}{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk}}, \quad k = 1, 2, \dots, K$$

$$\hat{\alpha}_{k}, = \frac{n_{k}}{N} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk}}{N}, \quad k = 1, 2, \dots, K$$

重复2)-3), 直到对数似然函数值不再有明显的变化为止

高斯混合模型参数估计的EM算法

【算法9.2(高斯混合模型参数估计的EM算法)】

输入:观测数据 y_1, y_2, \cdots, y_N ,高斯混合模型;

输出: 高斯混合模型参数。

1)取参数的初始值开始迭代;

2)E步:依据当前模型参数,计算分模型k对观测数据 y_i 的响应度

$$\hat{\gamma}_{jk} = \frac{\alpha_k \phi(y_j \mid \theta_k)}{\sum_{k=1}^K \alpha_k \phi(y_j \mid \theta_k)}, \quad j = 1, 2, \dots, N; \quad k = 1, 2, \dots, K$$

3)M步: 计算新一轮迭代的模型参数

$$\hat{\mu}_{k} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk} y_{j}}{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk}}, \quad k = 1, 2, \dots, K$$

$$\hat{\sigma}_{k}^{2} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk} (y_{j} - \mu_{k})^{2}}{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk}}, \quad k = 1, 2, \dots, K$$

$$\hat{\alpha}_{k} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \hat{\gamma}_{jk}}{N}, \quad k = 1, 2, \dots, K$$

4)重复第(2)步和第(3)步,直到收敛。

4 EM算法的推广

EM算法的推广

▶EM 算法还可以解释为F函数(F function) 的极大极大算(maximization algorithm),基于这个解释有若干变形与推广,如广义期望极大(generalized expectation maximization, GEM) 算法