对于EM算法的理解

背景

算法原理

Jensen不等式

EM (Expectation-Maximization)

求θ的极值

Baum-Welch算法

HMM中的前向-后向算法

Baum-Welch的流程

参考资料

背景

常见的思路是直接对极大似然函数MLE求梯度,令梯度等于0即为所求的最值(但其计算中会出现和的对数的形式,计算起来十分复杂),而**EM算法**就是为了解决"极大似然估计"这种更复杂而存在的。

Goal: Efficiently estimate the parameters of an HMM λ from an observation sequence X and known HMM topology \mathcal{M} : 我到能够最大化给定观察序列X的概率的参数 λ

Parameters λ :

- Transition probabilities $a_{ij} = p(q_{t+1} = j \mid q_t = i)$
- Observation probabilities $b_j(x) = p(x|q = j)$

Maximum likelihood training: find the parameters that maximize

$$F_{ML}(\lambda) = \log p(X|\lambda)$$

$$= \sum_{\mathbf{x}_i \in X} \log p(\mathbf{x}_i|\lambda) \qquad = \sum_{\mathbf{x}_i \in X} \log \sum_{Q \in Q} p(\mathbf{x}_i, Q|\lambda)$$

But likelihood doesn't factorize since observations not i.i.d.

hidden variables – state sequence $Q = [q_1, ..., q_T]$

 $\max_{\lambda} F(\lambda)$

由于HMM考虑了状态序列 $Q=[q_1,...,q_T]$ 的影响,最大似然語數 $F_{ML}(\lambda)$ 不能简单地分解为连立观测的分数概率之和。相反,它是对所有可能的状态序列 Q 的概率分布 $p(z_i,Q|\lambda)$ 的对数求和,这意味着对于每个观测值 z_i ,我们需要考虑所有可能的状态序列 Q 导致 z_i 的 概率,并构这些概率的对数求和,

算法原理

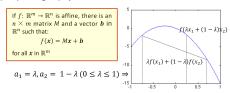
Jensen不等式

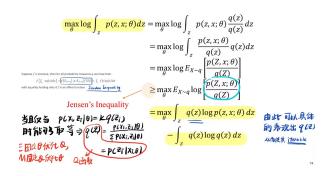
Pre-requisite: Jensen's inequality

Finite Form: Suppose f is a real concave function, number $x_1, x_2, ..., x_n$ in its domain, and positive weights a_i , Jensen's inequality can be stated as:

$$f\left(\frac{\sum a_i x_i}{\sum a_i}\right) \ge \frac{\sum a_i f(x_i)}{\sum a_i}$$

with equality holding only if f is an affine function





根据取等条件,且由于 $\sum q=1$ (权重和),故可知道 $\sum_z p(x_i,z_j;\theta)=\frac{1}{k}$,此时,根据p和q之间的关系p=kq便有 $q=\frac{\frac{1}{k}p(x_i,z_j;\theta)}{\frac{1}{k}}=\frac{p(x_i,z_j;\theta)}{\sum_z p(x_i,z_j;\theta)}=p(z_j|x_i;\theta)$ 即可知,q就是后验概率。

EM (Expectation-Maximization)

- 1. 初始设置一个分布参数θ
- 2. 循环重复直到收敛
 - **E步,求Q函数**:对于每一个i,计算根据上一次迭代的模型参数来计算出隐性变量的后验概率(其实就是隐性变量的期望),来作为隐藏变量的现估计值(求在观测数据的前提下隐变量的期望)

$$Q_i(z^{(i)}) := p(z^{(i)}|x^{(i)};\theta)$$

• **M步,求使Q函数获得极大时的参数取值:**将似然函数最大化以获得新的参数值 (求经过隐变量改写的似然函数的极大)

$$\theta := \arg \max_{\theta} \sum_{i} \sum_{z^{(i)}} Q_i(z^{(i)}) \log \frac{p(x^{(i)}, z^{(i)}; \theta)}{Q_i(z^{(i)})}.$$

求θ的极值

$$\max_{\theta} \log \int_{Z} p(z, x; \theta) dz \ge \max_{\theta} \int_{Z} q(z) \log p(z, x; \theta) dz - \int_{Z} q(z) \log q(z) dz$$

由于在M步骤中,q(z)被当作定值(不变),故优化时,只保留黄色的部分,其优化求解过程如下:

1. 求解q(z),(8)式是贝叶斯公式,(9)是后验概率公式

$$P(X,Z; heta) = P(Z;\pi)P(X|Z;\mu,\sigma) = \pi_k N(x_i;\mu_k,\sigma_k)_{(8)}$$

$$P(Z|X; heta) = \frac{P(X,Z; heta)}{\sum_Z P(X,Z; heta)} = \frac{\pi_k N(x_i;\mu_k,\sigma_k)}{\sum_{k=1}^K \pi_k N(x_i;\mu_k,\sigma_k)_{(9)}}$$

2. 将q(z)代换,为最大化联合分布 (μ^i,σ^i,π^i) ,其中, π 为初始状态,通过0梯度,拉格朗日法(有限制条件 $\sum \pi_i = 1$,求 $\frac{\partial L}{\partial \pi_i} = 0$)等方法求极值点

$$egin{aligned} heta^{(j+1)} &= rg \max_{ heta} \sum_{X} \sum_{Z} Q^{(j)} log rac{P(X,Z; heta)}{Q^{(j)}} \ &= rg \max_{ heta} \sum_{X} \sum_{Z} (Q^{(j)} log P(X,Z; heta) - Q^{(j)} log Q^{(j)}) \ &= rg \max_{ heta} \sum_{X} \sum_{Z} Q^{(j)} log P(X,Z; heta) \end{aligned}$$

如此,不断缩小似然函数与其sup之间的距离,只要似然函数是有界的,只要M步中的0梯度点是极大值点,一直放大下去就能找到最终所求

Baum-Welch算法

HMM中的前向-后向算法

HMM的前向、后向概率估计: N

$$P(0|\lambda) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \alpha_{t}(i) a_{ij} b_{j}(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j), 1 \le t \le T - 1$$

$$P(O|\lambda) = \sum_{i=1}^{N} \alpha_t(i) \beta_t(i) = \sum_{i=1}^{N} \alpha_T(i), 1 \le t \le T - 1$$

可以用于计算:

• 在给定观测下每个时间点每个状态的概率(平滑概率)。

在时刻t处于状态 q_i 的概率

$$\gamma_t(i) = P(i_t = q_i | O, \lambda) = \frac{P(i_t = q_i, O | \lambda)}{P(O | \lambda)} = \frac{\alpha_t(i)\beta_t(i)}{\sum_{j=1}^N \alpha_t(j)\beta_t(j)}$$

在时刻t处于状态 q_i 且在时刻t+1处于状态 q_i 的概率

$$\xi_t(i,j) = P(i_t = q_i, i_{t+1} = q_j | O, \lambda) = \frac{P(i_t = q_i, i_{t+1} = q_j, O | \lambda)}{P(O | \lambda)} = \frac{\alpha_t(i) a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j)}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \alpha_t(i) a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j)}$$

• 状态转移的期望次数,这是参数估计(如Baum-Welch算法)中的一个关键步骤。

Baum-Welch的流程

算法 10.4 (Baum-Welch 算法)

输入: 观测数据 $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$;

输出: 隐马尔可夫模型参数。

- (1) 初始化。对 n=0,选取 $a_{ij}^{(0)}$, $b_j(k)^{(0)}$, $\pi_i^{(0)}$,得到模型 $\lambda^{(0)}=(A^{(0)},B^{(0)},\pi^{(0)})$ 。
- (2) 递推。对 $n = 1, 2, \cdots$,

$$a_{ij}^{(n+1)} = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} \xi_t(i,j)}{\sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t(i)}$$

$$b_j(k)^{(n+1)} = \frac{\sum_{t=1, o_t = v_k}^{T} \gamma_t(j)}{\sum_{t=1}^{T} \gamma_t(j)}$$

$$\pi_i^{(n+1)} = \gamma_1(i)$$

右端各值按观测 $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$ 和模型 $\lambda^{(n)} = (A^{(n)}, B^{(n)}, \pi^{(n)})$ 计算。式中 $\gamma_t(i)$, $\xi_t(i,j)$ 由式 (10.24) 和式 (10.26) 给出。

(3) 终止。得到模型参数
$$\lambda^{(n+1)} = (A^{(n+1)}, B^{(n+1)}, \pi^{(n+1)})$$
。

根据每一次的refinement得到最后模型的 πAB , π 表示初始值

参考资料

如何通俗理解EM算法-CSDN博客

文章浏览阅读10w+次,点赞1k次,收藏3.1k次。如何通俗理解EM算法前言 了解过EM算法的同学可能知道,EM算法是数据挖掘十大算法,可谓搞机器学习或数据挖掘的基本绕不开,但EM算法又像数据结构里的KMP算法,看似简单但又貌似不是一看就懂,想绕开却绕不开的又爱又恨,可能正在阅读此文的你感同身受。 一直以来,

lium=distribute.pc_search_result.none-task-blog-2~all~top_positive~default-1-81708386-null-null.142^v96^pc_s earch_result_base3&utm_term=EM算法&spm=1018.2226.3001.4187

https://vincentgin.gitee.io/blogresource-2/cv-books/statistical-learning-method.pdf