马尔可夫模型

隐马尔可夫模型 (HMM)

HMM的组成

HMM流程

前向算法

理论讲解

算法流程

后向算法

理论讲解

流程

Viterbi搜索算法

第一种解释

第二种解释

流程

参数学习

已知状态序列 (存在大量标注数据)

不存在大量标注数据

期望值最大化算法

前向后向算法

CRFs (没学懂)

马尔可夫模型

系统状态转移方程:

$$p(q_t = s_i | q_{t-1} = s_i, q_{t-2} = s_k, \cdots)$$

• 假设1: 离散的二阶马尔可夫链 (当前状态只与前一个状态有关):

$$p(q_t = s_i | q_{t-1} = s_i, q_{t-2} = s_k, \dots) = p(q_t = s_i | q_{t-1} = s_i)$$

• 假设2: 在假设1基础上, 假设转态与时间无关

$$p(q_t = s_j | q_{t-1} = s_i) = a_{ij}, \quad 1 \le i, j \le N$$

该随机过程称为马尔可夫模型

马尔可夫模型中,<mark>状态转移概率 a_{ij} 需要满足</mark>

$$a_{ij} \ge 0$$

$$\sum_{i=1}^{N} a_{ij} = 1$$

状态序列的概率为

$$p(s_{1},\dots,s_{T}) = p(s_{1}) \times p(s_{2} | s_{1}) \times p(s_{3} | s_{1},s_{2}) \times \dots \times p(s_{T} | s_{1},\dots,s_{T-1})$$

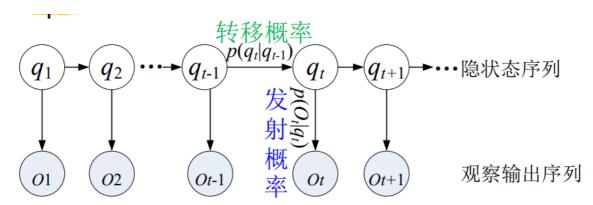
$$= p(s_{1}) \times p(s_{2} | s_{1}) \times p(s_{3} | s_{2}) \times \dots \times p(s_{T} | s_{T-1})$$

$$= \pi \prod_{t=1}^{T-1} a_{S_{t}S_{t+1}} \qquad \dots (6.5)$$

其中, $\pi_i = p(q_1 = s_i)$,为初始状态的概率。

隐马尔可夫模型 (HMM)

是一个双重随机过程,我们不知道具体的状态序列,只知道状态转移的概率



HMM的组成

- 模型中的转态数为 N
- 从每个状态可能输出的不同符号数 M
- 状态转移概率矩阵

$$\begin{cases} a_{ij} = p(q_{t+1} = s_j | q_t = s_i), & 1 \le i, j \le N \\ a_{ij} \ge 0 \\ \sum_{j=1}^{N} a_{ij} = 1 \end{cases}$$

• 从一个状态中, 观察到的符号的概率分布矩阵

$$\begin{cases}
b_{j}(k) = p \left(o_{t} = v_{k} \right) | q_{t} = s_{j} \right), & 1 \leq j \leq N, \quad 1 \leq k \leq M \\
b_{j}(k) \geq 0 & \dots \\
\sum_{k=1}^{M} b_{j}(k) = 1
\end{cases}$$
(6.7)

• 初始状态的概率分布

为了方便,一般将 HMM 记为: $\mu = (A, B, \pi)$ 或者 $\mu = (S, O, A, B, \pi)$ 用以指出模型的参数集合。

HMM流程

给定模型 $\mu = (A, B, \pi)$, 产生观察序列 $O = o_1 o_2 \dots o_T$:

- (1) \diamondsuit t = 1;
- (2) 根据初始状态分布 $\pi = \pi_i$ 选择初始状态 $q_1 = s_i$;
- (3) 根据状态 S_i 的输出概率分布 $b_i(k)$, 输出 $o_i = v_k$;
- (4) 根据状态转移概率 a_{ij} ,转移到新状态 $q_{t+1} = s_j$;
- (5) t = t+1, 如果 t < T, 重复步骤 (3) (4), 否则结束。

前向算法

理论讲解

解决的问题: 已知输出序列和和给定模型, 快速计算观察序列的概率

给定模型 μ =(A, B, π) 和观察序列O= $o_1o_2...o_T$, 快速计算 $p(O|\mu)$:

对于给定的状态序列 $Q = q_1 q_2 ... q_T$, $p(O|\mu) = ?$

$$p(O | \mu) = \sum_{Q} p(O, Q | \mu) = \sum_{Q} p(Q | \mu) \times p(O | Q, \mu) \qquad \dots (6.9)$$

$$p(Q | \mu) = \pi_{q_1} \times a_{q_1 q_2} \times a_{q_2 q_3} \times \dots \times a_{q_{T-1} q_T} \qquad \dots (6.10)$$

$$p(O | Q, \mu) = b_{q_1}(o_1) \times b_{q_2}(o_2) \times \dots \times b_{q_T}(o_T) \qquad \dots (6.11)$$
状态 q_{T-1} 转换为状态 q_{T} 的转移概率

其实就是遍历所有可能产生的状态序列,然后使用这些状态序列计算生成观察序列的 概率,然后求和

但是可能状态序列会很多, 难以直接搜索

- ●<u>解决办法</u>: 动态规划 **前向算法**(The forward procedure)
- 基本思想: 定义前向变量 $\alpha_t(i)$: 在时间t, 输出序列 $o_1o_2...o_t$ 并且位于状态 s_i 的概率

$$o_{\underline{t}}(i) = p(o_1 o_2 \cdots o_{\underline{t}}, q_{\underline{t}} = s_i \mid \mu)$$
 ...(6.12)

如果可以高效地计算 $\alpha_t(i)$,就可以高效地求得 $p(O|\mu)$ 。

利用前面变量计算概率。就是输出序列是固定的,对当前时刻所有状态求和

$$p(O | \mu) = \sum_{s_i} p(o_1 o_2 \cdots o_T, q_T = s_i) | \mu) = \sum_{i=1}^{N} \alpha_T(i)$$

t+1时间的前向变量可以根据 t 时刻前向变量递推得到

$$lpha_{t+1}(j) = [\sum_{i=1}^N lpha_t(i) a_{ij}] imes b_j(o_{t+1})$$
 输出 Ot+1

算法流程

(1) 初始化: $\alpha_1(i) = \pi_i b_i(o_1), 1 \le i \le N$

(2) 循环计算:

$$\alpha_{t+1}(j) = \left[\sum_{i=1}^{N} \alpha_{t}(i)a_{ij}\right] \times b_{j}(o_{t+1}), \quad 1 \le t \le T-1$$

(3) 结束,输出:

$$p(O \mid \mu) = \sum_{i=1}^{N} \alpha_{T}(i)$$

复杂度为 $O(N^2T)$

后向算法

理论讲解

定义后向变量 $\beta_t(i)$ 是在给定了模型 $\mu = (A, B, \pi)$ 和假定在时间 t 状态为 s_i 的条件下,模型输出观察序列 $o_{t+1}o_{t+2}\cdots o_T$ 的概率:

$$\beta_t(i) = p(o_{t+1}o_{t+2}\cdots o_T \mid q_t = s_i, \mu)$$
 ... (6.15)

和前向算法一样,用动态规划计算后向量

第一步

(1) 从时刻 t 到 t+1,模型由状态 s_i 转移到状态 s_j ,并从 s_i 输出 o_{t+1} ;

概率为

$$a_{ij} \times b_{j}(o_{t+1})$$

(2) 在时间 t+1,状态为 s_j 的条件下,模型输出观察 序列 $o_{t+2}o_{t+3}\cdots o_{T}$ 。

概率为(以后面所有情况的和来计算当前时刻的后向量)

归纳顺序为从后向前, 因此称为后向算法

$$\beta_T(x), \beta_{T-1}(x), \dots, \beta_1(x)$$

流程

- (1) 初始化: $\beta_{T}(i) = 1$, $1 \le i \le N$
- (2)循环计算:

$$\beta_t(i) = \sum_{j=1}^{N} a_{ij} b_j(o_{t+1}) \times \beta_{t+1}(j), \quad T - 1 \ge t \ge 1, \quad 1 \le i \le N$$

(3) 输出结果:
$$p(O \mid \mu) = \sum_{i=1}^{N} \beta_1(i) \times \pi_i \times b_i(o_1)$$

算法的时间复杂性: $O(N^2T)$

Viterbi搜索算法

问题: 如何发现最优状态序列, 能够最好地解释观察序列

第一种解释

解释不是唯一的,关键在于如何理解"最优"的状态序列? <u>一种解释是</u>: 状态序列中的每个状态都单独地具有概率,对于每个时刻 $t(1 \le t \le T)$, 寻找 q_t 使得 $\gamma_t(i) = p(q_t = s_i \mid O, \mu)$ 最大。

我们可以将上面式子转化成和前向,后向算法相关的形式

$$\gamma_t(i) = p(q_t = s_i | O, \mu) = \frac{p(q_t = s_i, O | \mu)}{p(O | \mu)}$$
 ... (6.17)

模型的输出序列 O,并且在时间 t 到达状态 S_i 的概率。

- ullet 认为模型在时间 t 到达状态 s_i ,并且输出是 $O=o_1\cdots o_T$
- 这可以拼接成前向(控制前面的输出)和后向变量(控制后面的输出)
 - (2) 根据前向变量的定义 (在时间t,输出序列 $o_1o_2...o_t$ 并且位于状态 s_i 的概率), 实现这一步的概率为 $\alpha_t(i)$ 。
 - (3) 根据后向变量的定义 (在时间t 状态为 s_i 的条件下,模型输出观察序列 $o_{t+1}...o_T$ 的概率), 实现这一步的概率为 $\beta_t(i)$ 。
- 方程转化为

$$p(q_t = s_i, O | \mu) = \alpha_t(i) \times \beta_t(i)$$

分母以时间 t 的状态无关,下标 t 可以是任意的

$$p(O | \mu) = \sum_{i=1}^{N} \alpha_{t}(i) \times \beta_{t}(i)$$

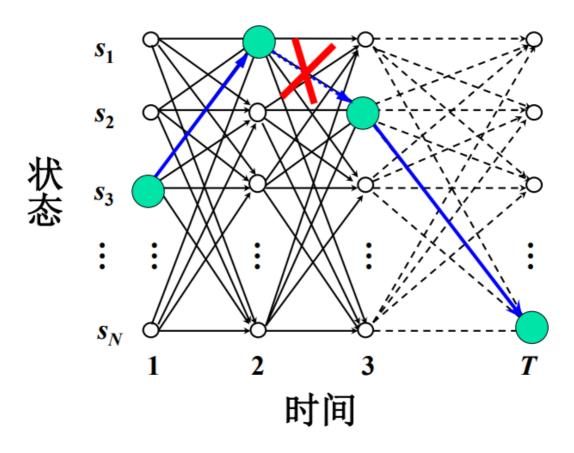
我们将分母与分子整合起来,得到

$$\gamma_t(i) = \frac{\alpha_t(i) \times \beta_t(i)}{\sum_{i=1}^{N} \alpha_t(i) \times \beta_t(i)}$$

因此,在t时刻,最优状态是

$$\widehat{q}_t = \underset{1 \le i \le N}{\operatorname{arg\,max}}(\gamma_t(i))$$

上面这种解释可能会有问题,因为每个状态单独最优不一定使整体的状态序列最优, 可能两个最优状态之间的转移概率为 0



第二种解释

Viterbi算法: 动态搜索最优状态序列

思想: 从到前一个时间的所有最优路中选一个到当前时间的最优路

 $<u>另一种解释</u>: 在给定模型<math>\mu$ 和观察序列O的条件下 求概率最大的状态序列:

$$\widehat{Q} = \underset{Q}{\operatorname{arg\,max}} \ p(Q \mid O, \mu) \qquad \qquad \dots (6.21)$$

定义: Viterbi 变量 $\delta_t(i)$ 是在时间 t 时,模型沿着某一条路径到达 s_i ,并输出观察序列 $O=o_1o_2...o_t$ 的最大概率:

$$\delta_t(i) = \max_{q_1, q_2, \dots, q_{t-1}} p(q_1, q_2, \dots, q_t = s_i, o_1 o_2 \dots o_t \mid \mu) \qquad \dots (6.22)$$

我们得到变量的递推公式

$$\delta_{t+1}(i) = \max_{j} \left[\delta_{t}(j) \cdot \overset{'}{a}_{ji} \right] \cdot b_{i}(o_{t+1})^{/}$$

解释:对于第t+1个时刻,会相对于t时刻增加一个节点,对于每一个状态,其前面的路径都是最优的。

• 类比于求最短路,当前节点为v,dis[v] = min(dis[u] + [u,v])

流程

(1)初始化: $\delta_1(i) = \pi_i b_i(o_1), 1 \le i \le N$

概率最大对应的路径变量: $\psi_1(i) = 0$

(2)递推计算:

$$\begin{split} & \underbrace{\mathcal{S}_t(j)} = \max_{\substack{1 \leq i \leq N \\ \text{id} \text{ algabelity as is } \\ \text{id} \text{ algabelity as is } \text{ algabelity } \\ \textbf{$\psi_t(j)$} = \underset{1 \leq i \leq N}{\max} \big[\mathcal{S}_{t-1}(i) \cdot a_{ij} \big] \cdot b_j(o_t), \quad 2 \leq t \leq T \,, \quad 1 \leq j \leq N \end{split}$$

(3)结束:

$$\widehat{Q}_T = \underset{1 \leq i \leq N}{\operatorname{arg max}[\delta_T(i)]},$$

$$\widehat{p}(\widehat{Q}_T) = \max_{1 \le i \le N} \delta_T(i)$$

(4)通过回溯得到路径(状态序列):

$$\widehat{q}_t = \psi_{t+1}(\widehat{q}_{t+1}),$$

 $\widehat{q}_t = \psi_{t+1}(\widehat{q}_{t+1}), \quad t = T-1, T-2, \cdots, 1$

算法的时间复杂度: $O(N^2T)$

参数学习

刚刚都是给定模型和输出序列, 求最优的状态序列

现在是给定一个观察序列,如何求得模型的参数,使得观察概率出现的概率最大

已知状态序列 (存在大量标注数据)

用最大似然估计来计算参数:直接统计估计

$$\overline{a}_{i} = \delta(q_{1}, s_{i})$$

$$\overline{a}_{ij} = \frac{Q + \mathcal{K} \times q_{i} + \mathcal{K} \times q_{j} + \mathcal{K} \times q_{j}}{Q + \mathcal{K} \times q_{i} + \mathcal{K} \times q_{i} + \mathcal{K} \times q_{j} + \mathcal{K} \times (0 + \mathcal{K} \times q_{j} + 1) + \mathcal{K} \times (0 +$$

其中, $\delta(x, y)$ 为<u>克罗奈克(Kronecker)</u>函数, 当 x=y时, $\delta(x, y)=1$, 否则 $\delta(x, y)=0$ 。

$$\bar{b}_{j}(k) = \frac{Q + 从状态q_{j} 发射符号v_{k}的次数}{Q 到达q_{j}的总次数}$$

$$= \frac{\sum_{t=1}^{T} \delta(q_t, s_j) \times \delta(o_t, v_k)}{\sum_{t=1}^{T} \delta(q_t, s_j)} \qquad \dots (6.25)$$

其中, v_k 是模型输出符号集中的第 k 个符号。

不存在大量标注数据

• 期望值最大化算法

- 初始化时随机地给模型的参数赋值(遵循约束的前提下,比如概率和为1)
- 用当前模型,可以得到从某一状态转移到另一状态的期望次数。用这些期望次数 得到新的模型参数
- 循环估计,参数收敛于最大似然估计

给定模型 μ 和观察序列 $O=o_1o_2...o_T$,那么,在时间 t 位于状态 s_i ,时间 t+1 位于状态 s_i 的概率:

தே
$$(i,j) = p(q_t = s_i, q_{t+1} = s_j \mid O, \mu) = \frac{p(q_t = s_i, q_{t+1} = s_j, O \mid \mu)}{p(O \mid \mu)}$$
 $= \frac{\alpha_t(i) \times a_{ij}b_j(o_{t+1}) \times \beta_{t+1}(j)}{p(O \mid \mu)}$
 $= \frac{\alpha_t(i) \times a_{ij}b_j(o_{t+1}) \times \beta_{t+1}(j)}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \alpha_t(i) \times a_{ij}b_j(o_{t+1}) \times \beta_{t+1}(j)} \dots (6.26)$

那么,给定模型 μ 和观察序列 $O = o_1 o_2 \cdots o_T$,在时间 t 位于状态 s_i 的概率为:

$$\gamma_t(i) = \sum_{j=1}^N \xi_t(i,j)$$
 ... (6.27)

我们通过上面的值,利用下面的式子对模型参数进行重新估计

重新估计初始状态, 转移概率和发射概率

(1) q_1 为 s_i 的概率:

$$\pi_i = \gamma_1(i)$$

(2) $\overline{a_{ij}} = \frac{Q + \text{N状态} q_i \text{转移到} q_j \text{的期望次数}}{Q + \text{N析态} q_i \text{转移到下一状态} (包括 q_j \text{自身}) \text{的期望次数}}$

$$= \frac{\sum_{t=1}^{T-1} \xi_t(i,j)}{\sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t(i)} \qquad \dots (6.29)$$

 $\overline{b}_{j}(k) = \frac{Q + M \times \delta q_{j} + \Delta u \times \delta q_{j}}{Q + M \times \delta q_{j}} + \Delta u \times \delta u \times$ $= \frac{\sum_{t=1}^{T} \gamma_t(j) \times \delta(o_t, v_k)}{\sum_{t=1}^{T} \gamma_t(j)}$... (6.30)

前向后向算法

就是上面的过程

- 参数随机初始化
- 执行 EM 算法

E-步: 由模型 μ_i 根据公式 (6.26) 和 (6.27) 计算期望 值 $\xi_t(i,j)$ 和 $\gamma_t(i)$ 。

M-步: 用E-步中所得到的期望值, 根据公式 (6.28-6.30) 重新估计 π_i , a_{ij} , $b_i(k)$ 得到模型 μ_{i+1} 。

循环: i = i+1, 重复执行 E-步和M-步,直至 π_i , a_{ii} , $b_i(k)$ 的值收敛: $|\log p(O|\mu_{i+1}) - \log p(O|\mu_i)| < \epsilon$ 。

结束

CRFs (没学懂)

基本思路: 给定观察序列 X ,输出标识序列 Y 。通过计算 P(Y|X) 计算最优标注序列

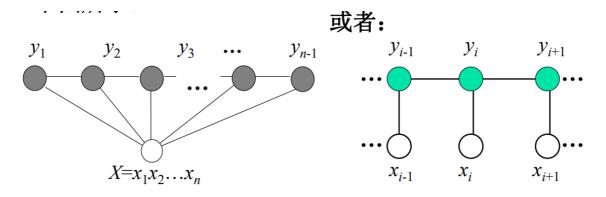
设 G=(V, E) 为一个无向图,V为结点集合,E为无向边的集合, $Y=\{Y_{v}|v\in V\}$,即V中每个结点对应于一个随机变量 Y_{v} ,其取值范围为可能的标记集合 $\{v\}$ 。如果以观察序列X为条件,每个随机变量 Y_{v} 都满足以下马尔可夫特性:

$$p(Y_v | X, Y_w, w \neq v) = p(Y_v | X, Y_w, w \sim v)$$
 ... (6-32)

其中, $w\sim v$ 表示两个结点在图中是邻近结点。那么,(X,Y) 为一个条件随机场。

<mark>为了增加标注的准确率,我们添加前一个词的标签,而不是只以当前位置的输入为依</mark>据

序列标注问题可以建模为简单的链式结构,在一定独立性限制的情况下,(X,Y)也是条件随机场



在给定观察序列X时,某个特定标记序列Y的概率可以定义为:

$$\exp(\sum_{j} \lambda_{j} t_{j}(y_{i-1}, y_{i}, X, i) + \sum_{k} \mu_{k} s_{k}(y_{i}, X, i)) \quad \dots (6-33)$$

其中, $t_j(y_{i-1}, y_i, X, i)$ 是转移函数,表示对于观察序列X 的标注序列在 i 及 i-1 位置上标记的转移概率;

 $s_k(y_i, X, i)$ 是状态函数,表示观察序列X在i位置的标记概率; λ_i 和 μ_k 分别是 t_i 和 s_k 的权重,需要从训练样本中估计出。