

第十章

隐马尔科夫模型

袁春 清华大学深圳研究生院
李航 华为诺亚方舟实验室

目录

1. 隐马尔科夫模型的基本概念
2. 概率计算算法
3. 学习算法
4. 预测算法

一、隐马尔科夫模型的基本概念

- ∞ 隐马尔科夫模型的定义
- ∞ 观测序列的生成过程
- ∞ 隐马尔科夫模型的3个基本问题

隐马尔科夫模型的定义

- ❧ 隐马尔可夫模型是关于时序的概率模型;
- ❧ 描述由一个**隐藏**的马尔可夫链随机生成不可**观测的状态随机序列**(state sequence), 再由各个状态生成一个观测而产生**观测随机序列**(observation sequence)的过程, 序列的每一个位置又可以看作是一个时刻。

隐马尔科夫模型

组成

初始概率分布

状态转移概率分布

观测概率分布

Q: 所有可能状态的集合

V: 所有可能观测的集合

I: 长度为T的状态序列

$$Q = \{q_1, q_2, \dots, q_N\}, \quad V = \{v_1, v_2, \dots, v_M\}$$

O: 对应的观测序列

$$I = (i_1, i_2, \dots, i_T), \quad O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$$

隐马尔科夫模型

组成

A: 状态转移概率矩阵

$$A = [a_{ij}]_{N \times N}$$

$$a_{ij} = P(i_{t+1} = q_j | i_t = q_i), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad j = 1, 2, \dots, N$$

时刻 t 处于状态 q_i 的条件下在时刻 $t+1$ 转移到状态 q_j 的概率

隐马尔科夫模型

组成

B: 观测概率矩阵

$$B = [b_j(k)]_{N \times M}$$

$$b_j(k) = P(o_t = v_k | i_t = q_j), \quad k=1,2,\dots,M; \quad j=1,2,\dots,N$$

在时刻 t 处于状态 q_j 的条件下生成观测 v_k 的概率

π 初始状态概率向量

$$\pi_i = P(i_1 = q_i), \quad i=1,2,\dots,N$$

时刻 $t=1$ 处于状态 q_i 的概率

隐马尔科夫模型

☞三要素

$$\lambda = (A, B, \pi)$$

☞两个基本假设

☞齐次马尔科夫性假设，隐马尔可分链t的状态只和t-1状态有关：

$$P(i_t | i_{t-1}, o_{t-1}, \dots, i_1, o_1) = P(i_t | i_{t-1}), \quad t = 1, 2, \dots, T$$

☞观测独立性假设，观测只和当前时刻状态有关；

$$P(o_t | i_T, o_T, i_{T-1}, o_{T-1}, \dots, i_{t+1}, o_{t+1}, i_t, i_{t-1}, o_{t-1}, \dots, i_1, o_1) = P(o_t | i_t)$$

例：盒子和球模型

盒子：	1	2	3	4
红球：	5	3	6	8
白球：	5	7	4	2

转移规则：

盒子1 下一个 盒子2

盒子2或3 下一个 0.4 左, 0.6右

盒子4 下一个 0.5 自身, 0.5盒子3

重复5次: $O = \{\text{红, 红, 白, 白, 红}\}$

例：盒子和球模型

☞ 状态集合： $Q=\{\text{盒子1}, \text{盒子2}, \text{盒子3}, \text{盒子4}\}$, $N=4$

☞ 观测集合： $V=\{\text{红球}, \text{白球}\}$ $M=2$

☞ 初始化概率分布：

☞ 状态转移矩阵： $\pi = (0.25, 0.25, 0.25, 0.25)^T$ 观测矩阵：

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0.4 & 0 & 0.6 & 0 \\ 0 & 0.4 & 0 & 0.6 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0.5 \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} 0.5 & 0.5 \\ 0.3 & 0.7 \\ 0.6 & 0.4 \\ 0.8 & 0.2 \end{bmatrix}$$

观测序列的生成过程

算法 10.1 (观测序列的生成)

输入：隐马尔可夫模型 $\lambda = (A, B, \pi)$ ，观测序列长度 T ；

输出：观测序列 $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$ 。

(1) 按照初始状态分布 π 产生状态 i_1

(2) 令 $t = 1$

(3) 按照状态 i_t 的观测概率分布 $b_{i_t}(k)$ 生成 o_t

(4) 按照状态 i_t 的状态转移概率分布 $\{a_{i_t i_{t+1}}\}$ 产生状态 i_{t+1} ， $i_{t+1} = 1, 2, \dots, N$

(5) 令 $t = t + 1$ ；如果 $t < T$ ，转步 (3)；否则，终止

隐马尔科夫模型的三个基本问题

1、概率计算问题

给定：

计算： $\lambda = (A, B, \pi)$ $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$

2、学习问题 $P(O | \lambda)$

已知：

估计： $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$ 最大

3、预测问题 $\lambda = (A, B, \pi)$ $P(O | \lambda)$

已知：

求：使 $\lambda = (A, B, \pi)$ 最大的状态序列 $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$

$$P(I | O)$$

$$I = (i_1, i_2, \dots, i_T)$$

概率计算方法

直接计算法

给定模型:

和观测概率:

计算: $\lambda = (A, B, \pi)$

$O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$

最直接的 $P(O | \lambda)$

列举所有可能的长度为T状态序列 ,

求各个状态序列 $I = (i_1, i_2, \dots, i_T)$ 与观测序列 联合概率

然后对所有可能的状态序列 $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$

$P(O, I | \lambda)$

$P(O | \lambda)$

二、概率计算算法

∞ 直接计算法

∞ 前向算法

∞ 后向算法

∞ 一些概率与期望值的计算

概率计算方法

直接计算法

状态序列

概率:

对固定的状态序列 $I = (i_1, i_2, \dots, i_T)$ 和观测序列 $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$ 的概率:

$$P(I | \lambda) = \pi_{i_1} a_{i_1 i_2} a_{i_2 i_3} \cdots a_{i_{T-1} i_T}$$

$$P(O | I, \lambda)$$

O和I同时出现的概率:

$$P(O | I, \lambda) = b_{i_1}(o_1) b_{i_2}(o_2) \cdots b_{i_T}(o_T)$$

$$P(O, I | \lambda) = P(O | I, \lambda) P(I | \lambda)$$

对所有可能的状态序列求和:

$$= \pi_{i_1} b_{i_1}(o_1) a_{i_1 i_2} b_{i_2}(o_2) \cdots a_{i_{T-1} i_T} b_{i_T}(o_T)$$

$$P(O | \lambda) = \sum_I P(O | I, \lambda) P(I | \lambda)$$

$$= \sum_{i_1, i_2, \dots, i_T} \pi_{i_1} b_{i_1}(o_1) a_{i_1 i_2} b_{i_2}(o_2) \cdots a_{i_{T-1} i_T} b_{i_T}(o_T)$$

复杂度

$O(TN^T)$

前向算法

∞ 前向概率定义：给定隐马尔科夫模型 λ ，定义到时刻 t 部分观测序列为： o_1, o_2, \dots, o_t ，且状态为 q_i 的概率为前向概率，记作： $\alpha_t(i) = P(o_1, o_2, \dots, o_t, i_t = q_i | \lambda)$

算法 10.2（观测序列概率的前向算法）

输入：隐马尔可夫模型 λ ，观测序列 O ；

输出：观测序列概率 $P(O | \lambda)$ 。

∞ 初值： $\alpha_1(i) = \pi_i b_i(o_1)$ ， $i = 1, 2, \dots, N$

∞ 递推： $\alpha_{t+1}(i) = \left[\sum_{j=1}^N \alpha_t(j) a_{ji} \right] b_i(o_{t+1})$ ， $i = 1, 2, \dots, N$

∞ 终止： $P(O | \lambda) = \sum_{i=1}^N \alpha_T(i)$

前向算法

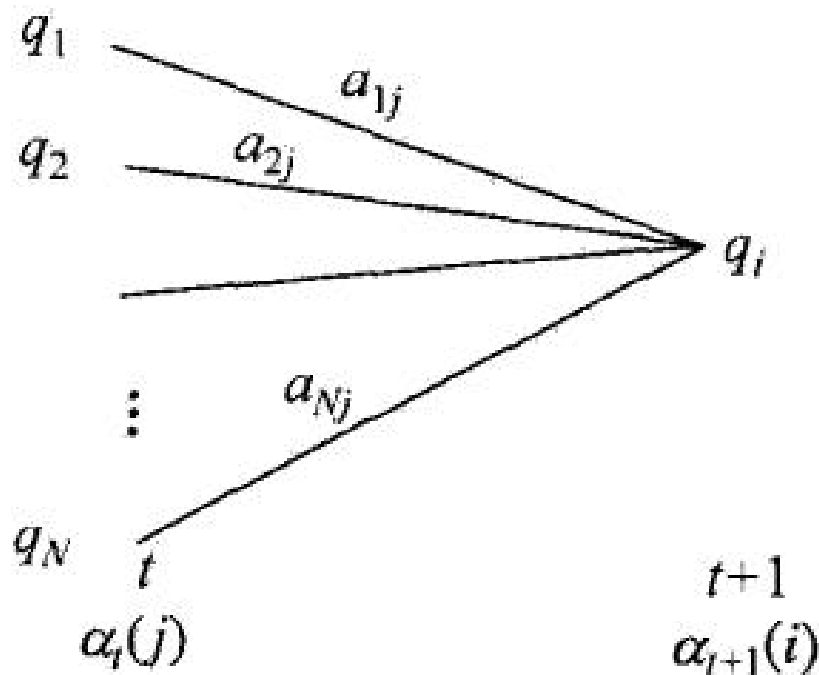
因为：

$$\alpha_T(i) = P(o_1, o_2, \dots, o_T, i_T = q_i | \lambda)$$

所以：

$$P(O | \lambda) = \sum_{i=1}^N \alpha_T(i)$$

递推：



复杂度

$$O(N^2T)$$

前向算法

减少计算量的原因在于每一次计算，直接引用前一个时刻的计算结果，避免重复计算。

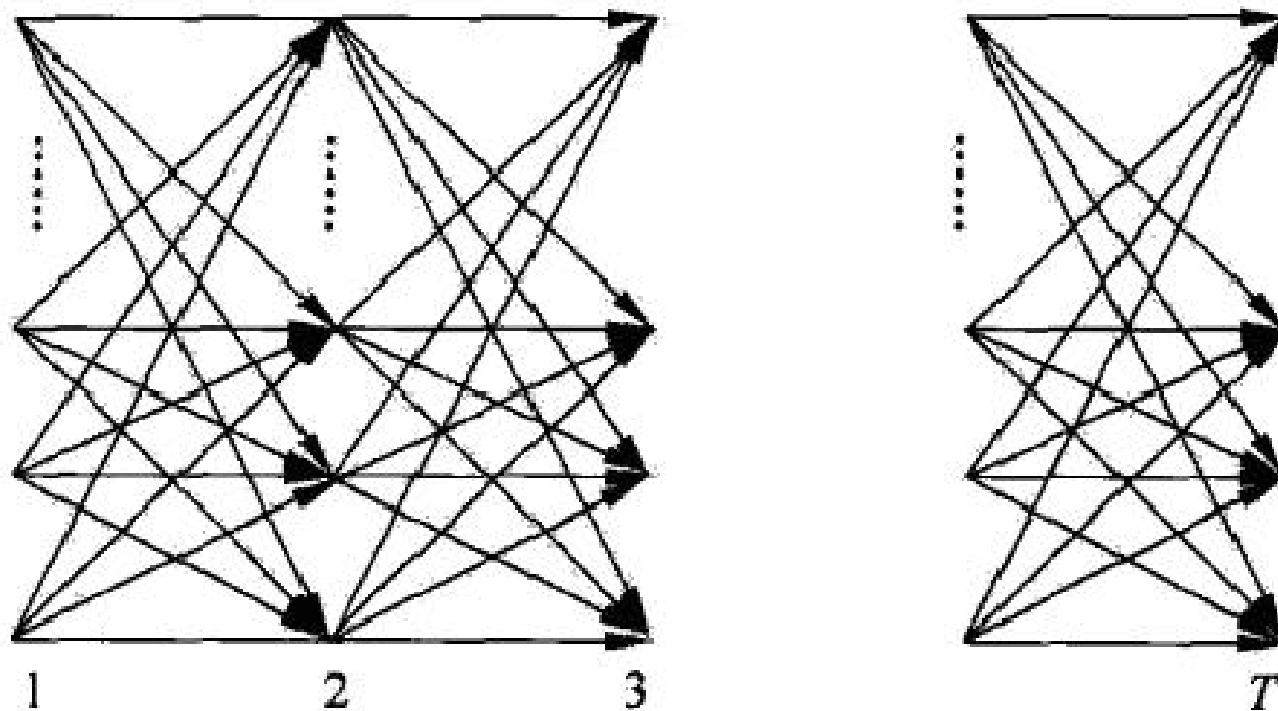


图 10.2 观测序列路径结构

复杂度

$$O(N^2T)$$

例：

$$A = \begin{bmatrix} 0.5 & 0.2 & 0.3 \\ 0.3 & 0.5 & 0.2 \\ 0.2 & 0.3 & 0.5 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} 0.5 & 0.5 \\ 0.4 & 0.6 \\ 0.7 & 0.3 \end{bmatrix}, \quad \pi = (0.2, 0.4, 0.4)^T$$

设 $T=3$ ， $O=(\text{红}, \text{白}, \text{红})$ ，试用前向算法计算 $P(O|\lambda)$

解 按照算法 10.2

(1) 计算初值

$$\alpha_1(1) = \pi_1 b_1(o_1) = 0.10$$

$$\alpha_1(2) = \pi_2 b_2(o_1) = 0.16$$

$$\alpha_1(3) = \pi_3 b_3(o_1) = 0.28$$

例：

(2) 递推计算

$$\alpha_2(1) = \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_1(i) a_{i1} \right] b_1(o_2) = 0.154 \times 0.5 = 0.077$$

$$\alpha_2(2) = \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_1(i) a_{i2} \right] b_2(o_2) = 0.184 \times 0.6 = 0.1104$$

$$\alpha_2(3) = \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_1(i) a_{i3} \right] b_3(o_2) = 0.202 \times 0.3 = 0.0606$$

$$\alpha_3(1) = \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_2(i) a_{i1} \right] b_1(o_3) = 0.04187$$

$$\alpha_3(2) = \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_2(i) a_{i2} \right] b_2(o_3) = 0.03551$$

$$\alpha_3(3) = \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_2(i) a_{i3} \right] b_3(o_3) = 0.05284$$

例：

(3) 终止

$$P(O|\lambda) = \sum_{i=1}^3 \alpha_3(i) = 0.13022$$

后向算法

定义10.3 后向概率：给定隐马尔科夫模型 λ ，定义在时刻 t 状态为 q_i 的条件下，从 $t+1$ 到 T 的部分观测序列为：
的概率为后向概率，记作：

$$o_{t+1}, o_{t+2}, \dots, o_T$$

$$\beta_t(i) = P(o_{t+1}, o_{t+2}, \dots, o_T \mid i_t = q_i, \lambda)$$

可以用递推的方法求得后向概率 $\beta_t(i)$ 及观测序列概率 $P(O \mid \lambda)$

后向算法

算法 10.3 (观测序列概率的后向算法)

输入：隐马尔可夫模型 λ ，观测序列 O ；

输出：观测序列概率 $P(O | \lambda)$ 。

(1)

$$\beta_T(i) = 1, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

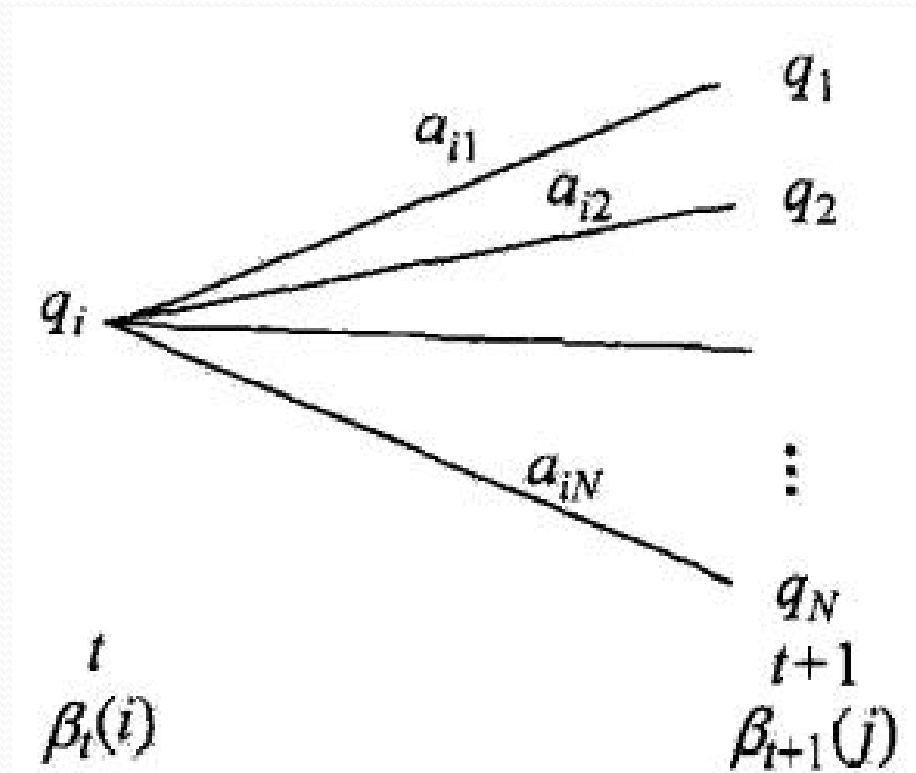
(2) 对 $t = T-1, T-2, \dots, 1$

$$\beta_t(i) = \sum_{j=1}^N a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j), \quad i = 1, 2, \dots, N$$

(3)

$$P(O | \lambda) = \sum_{i=1}^N \pi_i b_i(o_1) \beta_1(i)$$

后向算法



前向后向统一写为：（ $t=1$ 和 $t=T-1$ 分别对应）

$$P(O|\lambda) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \alpha_t(i) a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j), \quad t=1, 2, \dots, T-1$$

一些概率和期望值的计算

1. 给定模型 λ 和观测 O ，在时刻 t 处于状态 q_i 的概率。

记 $\gamma_t(i) = P(i_t = q_i \mid O, \lambda)$

$$\gamma_t(i) = P(i_t = q_i \mid O, \lambda) = \frac{P(i_t = q_i, O \mid \lambda)}{P(O \mid \lambda)}$$

$$\alpha_t(i)\beta_t(i) = P(i_t = q_i, O \mid \lambda)$$

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

一些概率和期望值的计算

2. 给定模型 λ 和观测 O ，在时刻 t 处于状态 q_i 且在时刻 $t+1$ 处于状态 q_j 的概率. 记

$$\xi_t(i, j) = P(i_t = q_i, i_{t+1} = q_j \mid O, \lambda)$$

通过前向后向概率计算:

$$\xi_t(i, j) = \frac{P(i_t = q_i, i_{t+1} = q_j, O \mid \lambda)}{P(O \mid \lambda)} = \frac{P(i_t = q_i, i_{t+1} = q_j, O \mid \lambda)}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N P(i_t = q_i, i_{t+1} = q_j, O \mid \lambda)}$$

$$P(i_t = q_i, i_{t+1} = q_j, O \mid \lambda) = \alpha_t(i) a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j)$$

$$\xi_t(i, j) = \frac{\alpha_t(i) a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j)}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \alpha_t(i) a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j)}$$

一些概率和期望值的计算

3. 将 $\gamma_t(i)$ 和 $\xi_t(i, j)$ 对各个时刻 t 求和, 可以得到一些有用的期望值:

(1) 在观测 O 下状态 i 出现的期望值

$$\sum_{t=1}^T \gamma_t(i)$$

(2) 在观测 O 下由状态 i 转移的期望值

$$\sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t(i)$$

(3) 在观测 O 下由状态 i 转移到状态 j 的期望值

$$\sum_{t=1}^{T-1} \xi_t(i, j)$$

三、学习算法

- 监督学习方法

- Baum-Welch 算法

- Baum-Welch模型参数估计公式

学习算法

监督学习方法：

- 假设训练数据是包括观测序列O和对应的状态序列I

$$\{(O_1, I_1), (O_2, I_2), \dots, (O_S, I_S)\}$$

- 可以利用极大似然估计法来估计隐马尔可夫模型参数。

非监督学习方法：

- 假设训练数据只有S个长度为T的观测序 $\{O_1, O_2, \dots, O_S\}$,

- 采用Baum-Welch算法

监督学习方法

已知：

1、转移 $\{(O_1, I_1), (O_2, I_2), \dots, (O_s, I_s)\}$

设样本中时刻 t 处于状态 i ，时刻 $t+1$ 转移到状态 j 的频数为 A_{ij} ，那么状态转移概率 a_{ij} 的估计是：

$$\hat{a}_{ij} = \frac{A_{ij}}{\sum_{j=1}^N A_{ij}}, \quad i=1, 2, \dots, N; \quad j=1, 2, \dots, N$$

监督学习方法

已知：

2、观测 $\{(O_1, I_1), (O_2, I_2), \dots, (O_s, I_s)\}$ 设样本中状态为j并观测为k的频数是 $B_j(k)$ ，那么状态为j观测为k的概率

$$\hat{b}_j(k) = \frac{B_{jk}}{\sum_{k=1}^M B_{jk}}, \quad j=1, 2, \dots, N; \quad k=1, 2, \dots, M$$

3、初始状态概率 π_i 的估计 $\hat{\pi}_i$ 为S个样本中初始状态为 q_i 的频率。

往往人工标注数据很贵

Baum-Welch算法

- 假定训练数据只包括 $\{O_1, O_2, \dots, O_s\}$,
- 求模型参数 $\lambda = (A, B, \pi)$
- 实质上是有隐变量的概率模型：EM算法

$$P(O | \lambda) = \sum_I P(O | I, \lambda) P(I | \lambda)$$

- 1、确定完全数据的对数似然函数
- 完全数据 $(O, I) = (o_1, o_2, \dots, o_T, i_1, i_2, \dots, i_T)$
- 完全数据的对数似然函数 $\log P(O, I | \lambda)$

Baum Welch算法

2、EM的E步

求 Q 函数 $Q(\lambda, \bar{\lambda})$

$$Q(\lambda, \bar{\lambda}) = \sum_I \log P(O, I | \lambda) P(O, I | \bar{\lambda})$$

则：
$$P(O, I | \lambda) = \pi_{i_1} b_{i_1}(o_1) a_{i_1 i_2} b_{i_2}(o_2) \cdots a_{i_{T-1} i_T} b_{i_T}(o_T)$$

$$Q(\lambda, \bar{\lambda}) = \sum_I \log \pi_{i_1} P(O, I | \bar{\lambda}) + \sum_I \left(\sum_{t=1}^{T-1} \log a_{i_t i_{t+1}} \right) P(O, I | \bar{\lambda}) + \sum_I \left(\sum_{t=1}^T \log b_{i_t}(o_t) \right) P(O, I | \bar{\lambda})$$

Baum Welch算法

3、EM算法的M步，极大化 $Q(\lambda, \bar{\lambda})$ 求模型参数A,B, π
第一项：

$$\sum_I \log \pi_{i_0} P(O, I | \bar{\lambda}) = \sum_{i=1}^N \log \pi_i P(O, i_1 = i | \bar{\lambda})$$

由约束条件： $\sum_{i=1}^N \pi_i = 1$ 利用拉格朗日乘子：

$$\sum_{i=1}^N \log \pi_i P(O, i_1 = i | \bar{\lambda}) + \gamma \left(\sum_{i=1}^N \pi_i - 1 \right)$$

求偏导数，并结果为0

3

$$\frac{\partial}{\partial \pi_i} \left[\sum_{i=1}^N \log \pi_i P(O, i_1 = i | \bar{\lambda}) + \gamma \left(\sum_{i=1}^N \pi_i - 1 \right) \right] = 0$$

3得：

$$P(O, i_1 = i | \bar{\lambda}) + \gamma \pi_i = 0 \quad \gamma = -P(O | \bar{\lambda}) \quad \pi_i = \frac{P(O, i_1 = i | \bar{\lambda})}{P(O | \bar{\lambda})}$$

学习算法 Baum Welch算法

3、EM算法的M 步，极大化 求A,B, π

第二项可写成: $Q(\lambda, \bar{\lambda})$

$$\sum_I \left(\sum_{t=1}^{T-1} \log a_{i_t i_{t+1}} \right) P(O, I | \bar{\lambda}) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{t=1}^{T-1} \log a_{ij} P(O, i_t = i, i_{t+1} = j | \bar{\lambda})$$

由约束条件 ， 拉格朗日乘法:

得:

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

$$a_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} P(O, i_t = i, i_{t+1} = j | \bar{\lambda})}{\sum_{t=1}^{T-1} P(O, i_t = i | \bar{\lambda})}$$

Baum Welch算法

3、EM算法的M步，极大化 $Q(\lambda, \bar{\lambda}) \in A, B, \pi$

第三项：

$$\sum_I \left(\sum_{t=1}^T \log b_{i_t}(o_t) \right) P(O, I | \bar{\lambda}) = \sum_{j=1}^N \sum_{t=1}^T \log b_j(o_t) P(O, i_t = j | \bar{\lambda})$$

由约束条件：

$$\sum_{k=1}^M b_j(k) = 1$$

注意，只有在 $o_t = v_k$ 时 $b_j(o_t)$ 对 $b_j(k)$ 的偏导数才不为 0，

以 $I(o_t = v_k)$ 表示。求得

$$b_j(k) = \frac{\sum_{t=1}^T P(O, i_t = j | \bar{\lambda}) I(o_t = v_k)}{\sum_{t=1}^T P(O, i_t = j | \bar{\lambda})}$$

学习算法 Baum Welch算法

将已上得到的概率分别用 $\gamma_t(i)$, $\xi_t(i, j)$ 表示:

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

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

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

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 $n=1, 2, \dots$,

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

$$b_j(k)^{(n+1)} = \frac{\sum_{t=1, o_t=v_k}^T \gamma_t(j)}{\sum_{t=1}^T \gamma_t(j)}$$
$$\pi_i^{(n+1)} = \gamma_1(i)$$

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

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

四、预测算法

∞ 近似算法

∞ 维特比算法

近似算法算法

想法：在每个时刻 t 选择在该时刻最有可能出现的状态 i_t^* ，从而得到一个状态序列 $I^* = (i_1^*, i_2^*, \dots, i_T^*)$ ，将它作为预测的结果，在时刻 t 处于状态 q_i 的概率：

在每一时刻 t 最有可能的状态是：

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

从而得到状态序列： $i_t^* = \arg \max_{1 \leq i \leq N} [\gamma_t(i)]$ ， $t = 1, 2, \dots, T$

得到的状态有可能实际不发生

$$I^* = (i_1^*, i_2^*, \dots, i_T^*)$$

维特比算法

∞ Viterbi 方法

- ∞ 用动态规划解概率最大路径，一个路径对应一个状态序列。
- ∞ 最优路径具有这样的特性：如果最优路径在时刻 t 通过结点 i_t^* ，那么这一路径从结点 i_t^* 到终点 i_T^* 的部分路径，对于从 i_t^* 到 i_T^* 的所有可能的部分路径来说，必须是最优的。
- ∞ 只需从时刻 $t=1$ 开始，递推地计算在时刻 t 状态为 i 的各条部分路径的最大概率，直至得到时刻 $t=T$ 状态为 i 的各条路径的最大概率，时刻 $t=T$ 的最大概率即为最优路径的概率 P^* ，最优路径的终结点 i_T^* 也同时得到。
- ∞ 之后，为了找出最优路径的各个结点，从终结点开始，由后向前逐步求得结点 i_{T-1}^*, \dots, i_1^* ，得到最优路径

$$I^* = (i_1^*, i_2^*, \dots, i_T^*)$$

维特比算法

引入两个变量 δ 和 ψ ，定义在时刻 t 状态为 i 的所有单个路径 (i_1, i_2, \dots, i_t) 中概率最大值为：

$$\delta_t(i) = \max_{i_1, i_2, \dots, i_{t-1}} P(i_t = i, i_{t-1}, \dots, i_1, o_t, \dots, o_1 | \lambda), \quad i = 1, 2, \dots, N$$

由定义可得变量 δ 的递推公式：

$$\begin{aligned} \delta_{t+1}(i) &= \max_{i_1, i_2, \dots, i_t} P(i_{t+1} = i, i_t, \dots, i_1, o_{t+1}, \dots, o_1 | \lambda) \\ &= \max_{1 \leq j \leq N} [\delta_t(j) a_{ji}] b_i(o_{t+1}), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T-1 \end{aligned}$$

定义在时刻 t 状态为 i 的所有单个路径 $(i_1, i_2, \dots, i_{t-1}, i)$ 中概率最大的路径的第 $t-1$ 个结点为

$$\psi_t(i) = \arg \max_{1 \leq j \leq N} [\delta_{t-1}(j) a_{ji}], \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Viterbi 方法

算法 10.5 (维特比算法)

输入: 模型 $\lambda = (A, B, \pi)$ 和观测 $O = (o_1, o_2, \dots, o_T)$;

输出: 最优路径 $I^* = (i_1^*, i_2^*, \dots, i_T^*)$.

(1) 初始化

$$\delta_1(i) = \pi_i b_i(o_1), \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$\psi_1(i) = 0, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

(2) 递推. 对 $t = 2, 3, \dots, T$

$$\delta_t(i) = \max_{1 \leq j \leq N} [\delta_{t-1}(j) a_{ji}] b_i(o_t), \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$\psi_t(i) = \arg \max_{1 \leq j \leq N} [\delta_{t-1}(j) a_{ji}], \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Viterbi 方法

(3) 终止

$$P^* = \max_{1 \leq i \leq N} \delta_T(i)$$

$$i_T^* = \arg \max_{1 \leq i \leq N} [\delta_T(i)]$$

(4) 最优路径回溯. 对 $t = T-1, T-2, \dots, 1$

$$i_t^* = \psi_{t+1}(i_{t+1}^*)$$

求得最优路径 $I^* = (i_1^*, i_2^*, \dots, i_T^*)$

例

$$A = \begin{bmatrix} 0.5 & 0.2 & 0.3 \\ 0.3 & 0.5 & 0.2 \\ 0.2 & 0.3 & 0.5 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} 0.5 & 0.5 \\ 0.4 & 0.6 \\ 0.7 & 0.3 \end{bmatrix}, \quad \pi = (0.2, 0.4, 0.4)^T$$

$O = (\text{红}, \text{白}, \text{红})$ ，试求最优状态序列，即最优路径 $I^* = (i_1^*, i_2^*, i_3^*)$

1、初始化：在 $t=1$ 时，对每一个状态 i ， $i=1,2,3$ ，求状态 i 观测 O_1 为红的概率，记为： $\delta_1(i)$

代入实际数据： $\delta_1(i) = \pi_i b_i(o_1) = \pi_i b_i(\text{红})$ ， $i=1,2,3$

$$\delta_1(1) = 0.10, \quad \delta_1(2) = 0.16, \quad \delta_1(3) = 0.28$$

记 $\psi_1(i) = 0$ ， $i=1,2,3$

例

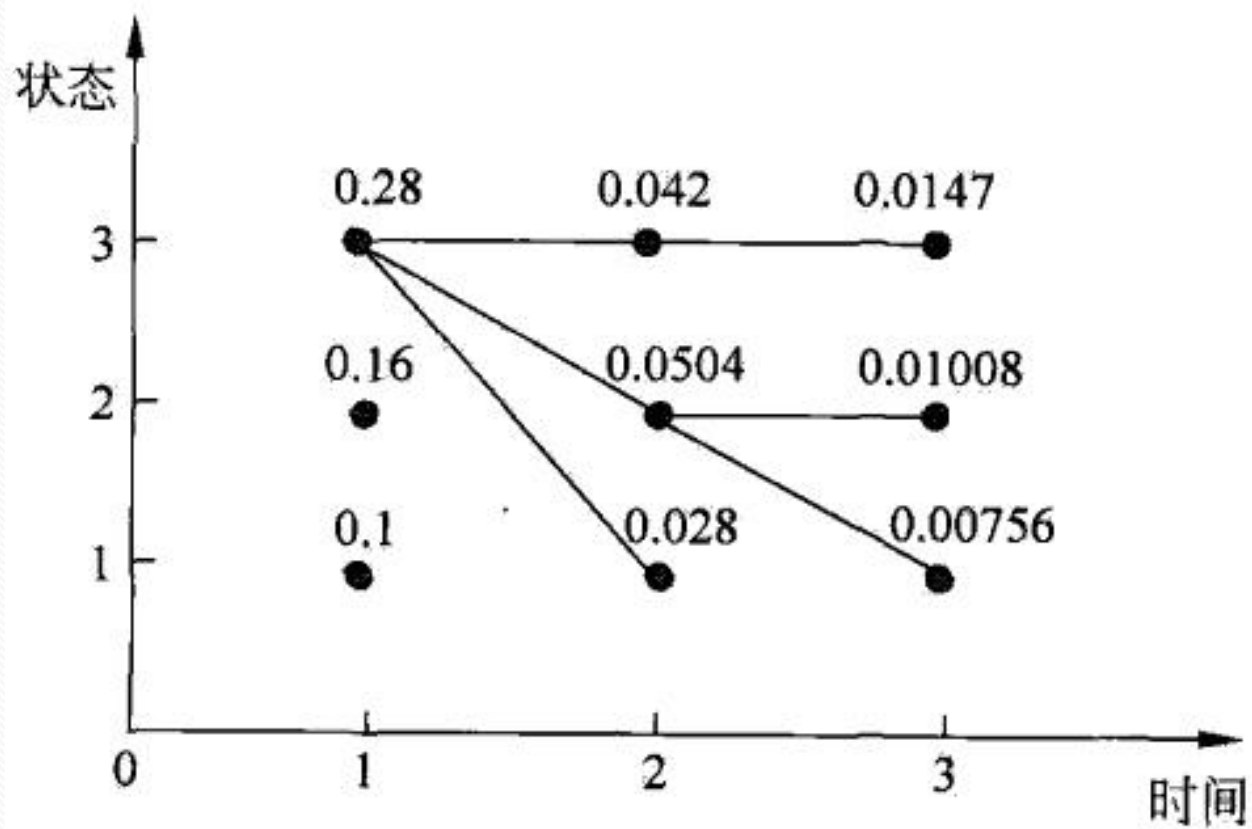


图 10.4 求最优路径

例

2、在 $t=2$ 时，对每一个状态 i ， $i=1,2,3$ ，求在 $t=1$ 时状态为 j 观测 O_1 为红并在 $t=2$ 时状态为 i 观测 O_2 为白的路径的最大概率，记为

$$\delta_2(i)$$
$$\delta_2(i) = \max_{1 \leq j \leq 3} [\delta_1(j) a_{ji}] b_i(o_2)$$

同时，对每个状态 i ，记录概率最大路径的前一个状态 j

$$\psi_2(i) = \arg \max_{1 \leq j \leq 3} [\delta_1(j) a_{ji}], \quad i = 1, 2, 3$$

例

计算:

$$\begin{aligned}\delta_2(1) &= \max_{1 \leq j \leq 3} [\delta_1(j) a_{j1}] b_1(o_2) \\ &= \max_j \{0.10 \times 0.5, 0.16 \times 0.3, 0.28 \times 0.2\} \times 0.5 \\ &= 0.028\end{aligned}$$

$$\psi_2(1) = 3$$

$$\delta_2(2) = 0.0504, \quad \psi_2(2) = 3$$

$$\delta_2(3) = 0.042, \quad \psi_2(3) = 3$$

同样, 在 $t = 3$ 时

$$\delta_3(i) = \max_{1 \leq j \leq 3} [\delta_2(j) a_{ji}] b_i(o_3)$$

$$\psi_3(i) = \arg \max_{1 \leq j \leq 3} [\delta_2(j) a_{ji}]$$

$$\delta_3(1) = 0.00756, \quad \psi_3(1) = 2$$

$$\delta_3(2) = 0.01008, \quad \psi_3(2) = 2$$

$$\delta_3(3) = 0.0147, \quad \psi_3(3) = 3$$

例

∞₃、以 P^* 表示最优路径的概率：

$$P^* = \max_{1 \leq i \leq 3} \delta_3(i) = 0.0147$$

∞ 最优路径的终点是：

$$i_3^* = \arg \max_i [\delta_3(i)] = 3$$

∞₄、由最优路径的终点 i_3^* ，逆向找到 i_2^*, i_1^*

$$\text{在 } t=2 \text{ 时, } i_2^* = \psi_3(i_3^*) = \psi_3(3) = 3$$

$$\text{在 } t=1 \text{ 时, } i_1^* = \psi_2(i_2^*) = \psi_2(3) = 3$$

∞ 于是求得最优路径，即最优状态序列：

$$I^* = (i_1^*, i_2^*, i_3^*) = (3, 3, 3)$$



∞END

∞Q&R