

يادگاري ماشين (۱۴۰۵-۱۱-۸۰)

فصل پانزدهم



دانشگاه شهید بهشتی

دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر

پاییز ۱۴۰۳

احمد محمودی ازناوه

فهرست مطالب

- زنجیرهی مارکوف
- مدل مارکوف قابل مشاهده
- مدل مخفی مارکوف
- پند مثال
- مسائل سگانه
 - ارزیابی
 - یافتن زنجیرهی حالات
 - آموزش



دانشکده
سینمایی
پژوهشی

پیش‌گفتار

- تاکنون فرض می‌شد که نمونه‌ها «متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان (iid)» هستند.
 - مزیت این فرض سادگی محاسبه درست‌نمایی است.
 - در عین حال، برای برفی کاربردها که نمونه‌های متوالی وابستگی دارند، این پیش‌فرض پذیرفتنی نیست.
- به عنوان مثال حروف یک کلمه وابستگی دارند، به عنوان مثال در زبان انگلیسی حرف t با احتمال یکسانی بعد از حروف x و t ظاهر نمی‌شود.
- بازشناسی صدا نیز مربوط به شناسایی واجهایی است که به یکدیگر وابسته هستند و ترتیب‌های توالی مشخصی از این واجهات معتبر هستند، در سطحی بالاتر هر ترتیبی از کلمه‌ها نیز مجاز نیستند.
- یک «فرآیند تصادفی پارامتری» می‌تواند توالی نمونه‌ها را تولید کند.

Parametric random process



دانشکده
مهندسی

فرآیندهای گسسته‌ی مارکوف

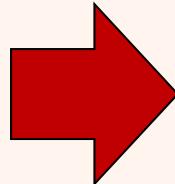
Discrete Markov Process

- سیستمی را در نظر بگیرید که در هر لحظه از زمان در یکی از N حالت مشخص شده باشد:

$$S_1, S_2, \dots, S_N$$

- حالت سیستم در زمان t با q_t نمایش داده می‌شود:

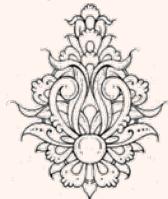
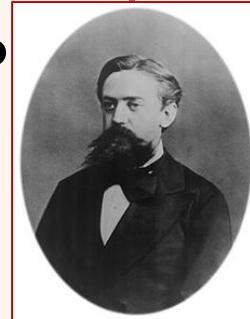
$$q_t = S_i$$



در زمان t سیستم در حالت S_i می‌باشد

- احتمال تغییر حالت سیستم به حالتی دیگر با توجه به حالت‌های قبلی سیستم تعیین می‌شود:

$$P(q_{t+1} = S_j \mid q_t = S_i, q_{t-1} = S_k, \dots)$$



دانشکده
بیهقی

فرآیندهای گسسته مارکوف (ادامه...)

- برای حالت خاصی از مدل مارکوف، حالت در زمان $t+1$ تنها به حالت در زمان t بستگی دارد، که به آن «مدل مارکوف مرتبه اول» می‌گویند.

First-order Markov Model

$$P(q_{t+1} = S_j \mid q_t = S_i, q_{t-1} = S_k, \dots) = P(q_{t+1} = S_j \mid q_t = S_i)$$

- با فرض این که «امتمال گذار» مستقل از زمان باشد:

$$a_{ij} \equiv P(q_{t+1} = S_j \mid q_t = S_i) \quad a_{ij} \geq 0 \text{ and } \sum_{j=1}^N a_{ij} = 1$$

- امتمال اولیه، احتمال این است که اولین حالت S_i باشد:

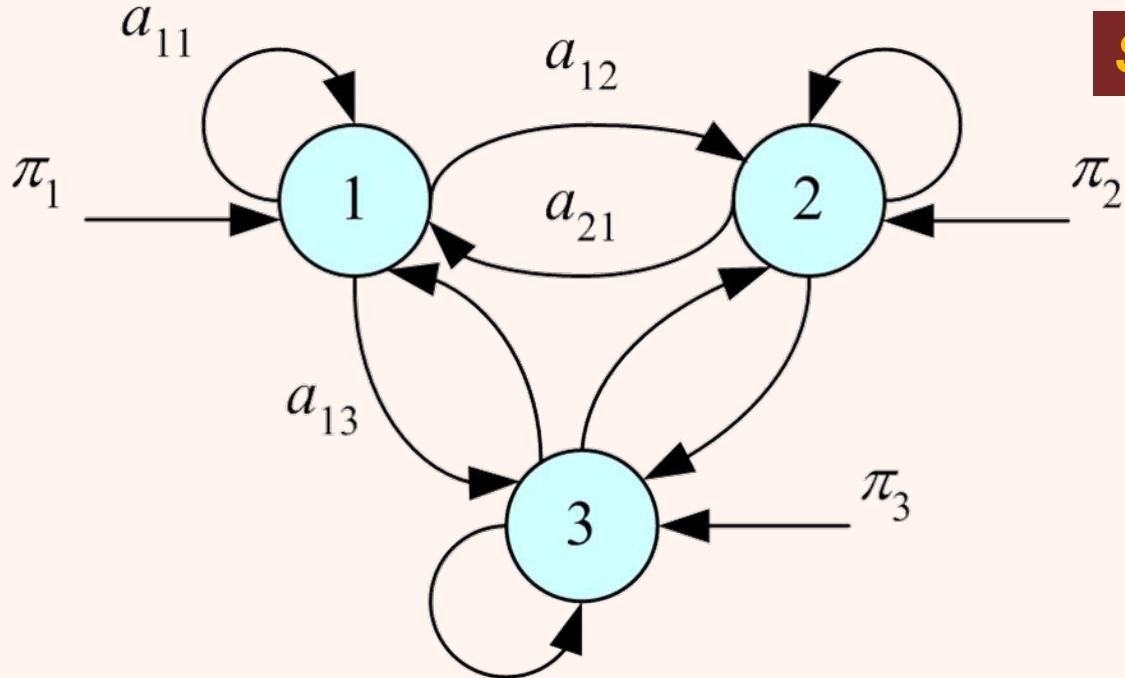
$$\pi_i \equiv P(q_1 = S_i) \quad \sum_{i=1}^N \pi_i = 1$$



دانشکده
بیهقی

فرآیندهای گسسته‌ی مارکوف (ادامه...)

Stochastic automaton



- که $A = [a_{ij}]$ یک ماتریس با ابعاد $N \times N$ است که جمیع عناصر هر سطر آن برابر یک هستند.
- که $\Pi = [\pi_i]$ برداری N -تایی است که حاصل جمیع تمایل عناصر آن برابر یک است.



دانشکده
سینماسازی

Observable Markov Model

- در یک «مدل مارکوف قابل مشاهده»، در زمان t می‌دانیم که q_t کدام حالت را نشان می‌دهد.
 - خروجی فرآیند، برعکس حالت فعلی است؛ هر حالت متناظر با مشاهده‌ی یک (فداد فیزیکی می‌باشد.

Observation sequence

- «دنباله‌ی مشاهدات»، O ، در اینجا معادل ترتیب حالت‌های مشاهده شده است، که احتمال (فداد آن به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$P(O = Q | A, \Pi) = p(q_1) \prod_{t=2}^T p(q_t | q_{t-1}) = \pi_{q_1} a_{q_1 q_2} \cdots a_{q_{T-1} q_T}$$



دانشگاه
سینمایی

مثال ۱

- هر مالت بیانگر وضعیت جوی در یک زمان مشخص در (روز (مثلاً ظهر) می‌باشد:
 - مالت ۱: وجود بارندگی
 - مالت ۲: هوای ابری
 - مالت ۳: هوای آفتابی
- ماتریس انتقال:

$$A = \{a_{ij}\} = \begin{bmatrix} 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.6 & 0.2 \\ 0.1 & 0.1 & 0.8 \end{bmatrix}$$

- با فرض این که در روز اول هوای آفتابی باشد، احتمال این که هفت روز بعد، آفتابی-آفتابی-بارانی-بارانی-آفتابی-آفتابی-بارانی باشد:

$$O = \{S_3, S_3, S_3, S_1, S_1, S_3, S_2, S_3\}$$



دانشکده
سینمایی

مثال ((ادامه...)

$$\begin{aligned}
 P(O | Model) &= P(S_3, S_3, S_3, S_1, S_1, S_3, S_2, S_3) \\
 &= P(S_3)P(S_3 | S_3)P(S_3 | S_3)P(S_1 | S_3) \dots \\
 &\quad \dots P(S_1 | S_1)P(S_3 | S_1)P(S_2 | S_3)P(S_3 | S_2) \\
 &= \pi_3 a_{33} a_{33} a_{31} a_{11} a_{13} a_{32} a_{23} \\
 &= 1.(0.8).(0.8).(0.1).(0.4).(0.3).(0.1).(0.2) \\
 &= 1.536 \times 10^{-4}
 \end{aligned}$$

- احتمال باقی ماندن مدل در یک حالت به اندازه‌ی زمان d

$$O = \left\{ S_i^1, S_i^2, S_i^3, \dots, S_i^d, S_{d+1} \neq S_i \right\}$$

$$p_i(d) \equiv P(O | Model, q_1 = S_i) = (a_{ii})^{d-1} (1 - a_i)$$



دانشگاه
سینمایی

مثال ((ادامه...))

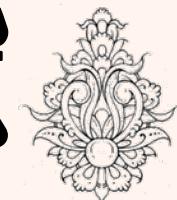
$$p_i(d) \equiv P(O | Model, q_1 = S_i) = (a_{ii})^{d-1} (1 - a_{ii})$$

به طور متوسط چند روز پیاپی هوا آفتایی است؟

$$\begin{aligned} E[d_i] &= \sum_{d=1}^{\infty} d p_i(d) = \sum_{d=1}^{\infty} d (a_{ii})^{d-1} (1 - a_{ii}) \\ &= (1 - a_{ii}) \sum_{d=1}^{\infty} d (a_{ii})^{d-1} = \frac{1}{1 - a_{ii}} \end{aligned}$$

به عنوان نمونه در مثال فوق انتظار می‌رود به طور متوسط پنج روز پیاپی هوا آفتایی، ۲.۵ روز ابری و تزها ۱.۶۷ روز متوالی هوا بارانی باشد.

$$A = \{a_{ij}\} = \begin{bmatrix} 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.6 & 0.2 \\ 0.1 & 0.1 & 0.8 \end{bmatrix}$$



مثال ۲

- فرض کنید N گلدان در افتیار داریم که در هریک توبهایی هم‌نگ موجود است.
- قرمز (S_1), آبی (S_2) و سبز (S_3) نگ توبی که در زمان t برداشته شده است، را نمایش می‌دهد.

$$\Pi = [0.5, 0.2, 0.3]^T \quad A = \begin{bmatrix} 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.6 & 0.2 \\ 0.1 & 0.1 & 0.8 \end{bmatrix}$$

$$O = \{S_1, S_1, S_3, S_3\}$$

$$P(O|A, \Pi) = P(S_1) \cdot P(S_1|S_1) \cdot P(S_3|S_1) \cdot P(S_3|S_3)$$

$$= \pi_1 \cdot a_{11} \cdot a_{13} \cdot a_{33}$$

$$= 0.5 \cdot 0.4 \cdot 0.3 \cdot 0.8 = 0.048$$



دانشگاه
شهریاری

مثال ۲ (ادامه...)

- فرض کنید در این مثال یک سری (K) مشاهده با طول T موجود است، سیستم می‌تواند پارامترهای Π و A را یاد بگیرد. اگر q_t^k حالت سیستم در زمان t در دنباله‌ی k -ام باشد، احتمال حالت اولیه را می‌توان به صورت زیر تقریب

$$\hat{\pi}_i = \frac{\#\{\text{sequences starting with } S_i\}}{\#\{\text{sequences}\}} = \frac{\sum_k 1(q_1^k = S_i)}{K} \quad \text{(ذ)}$$

- و احتمال گذار

$$\begin{aligned} \hat{a}_{ij} &= \frac{\#\{\text{transitions from } S_i \text{ to } S_j\}}{\#\{\text{transitions from } S_i\}} \\ &= \frac{\sum_k \sum_{t=1}^{T-1} 1(q_t^k = S_i \text{ and } q_{t+1}^k = S_j)}{\sum_k \sum_{t=1}^{T-1} 1(q_t^k = S_i)} \end{aligned}$$



دانشکده
سینمایی

- مدل مارکوف قابل مشاهده برای استفاده عملی بسیار محدود نی باشد.
- در «مدل مارکوف پنهان (HMM)»، حالت‌های سیستم را نمی‌توان مشاهده نمود بلکه در هر حالت، فروجی مشاهده شده، احتمال حضور سیستم در یک حالت خاص را با تابعی احتمالاتی بیان نمی‌کند.
- با فرض این که در حالت‌های مختلف فروجی سیستم از مجموعه‌ی زیر نمایند:

$$\{v_1, v_2, \dots, v_M\}$$

- «احتمال مشاهده» به صورت زیر به دست نماید:

$$b_j(m) \equiv P(O_t = v_m | q_t = S_j)$$



دانشگاه
سینمایی
بهشتی

مدل پنهان مارکوف(ادامه...)

- دنباله‌ی **حالات**‌های سیستم قابل مشاهده نیست.
 - این همان نکته‌ای است که باعث شده است چنین سیستمی پنهان نامیده شود.
 - ولی با توجه به دنباله‌ی مشاهدات، می‌توان آن را حدس زد و یا به بیان بهتر احتمال آن را محاسبه نمود.
 - باید توجه داشت که ازای هر «**دنباله‌ی مشاهده**» تعداد زیادی دنباله‌ی **حالت** موجود است که می‌تواند همان دنباله‌ی مشاهده را تولید نماید ولی با احتمال‌های متفاوت.



دانشگاه
سینمایی

مدل پنهان مارکوف(ادامه...)

- در مدل پنهان مارکوف علاوه بر مرگت تصادفی بین حالت‌ها، ذوجی مشاهده شده هم تصادفی است.
- مدل مارکوف پنهان دو واقع نوعی مدل مارکوف تو در تو است.
- بدین‌ترتیب که مدل مارکوف اصلی انتقال بین حالت را نشان می‌دهد و در هر حالت، مشاهده با توجه به یک مدل مارکوف وابسته به آن حالت انجام می‌شود.
- اولین مشکل تعیین تعداد حالت و تخصیص آن به دنباله‌ی مشاهدات است.



دانشکده
بهسیانی

مثال ۳

- فرض کنید شخصی در پس یک مانع یک(یا چند) سگ را پرتاب میکند و بدون این که نمودی عملکردش محین باشد، تنها نتیجه‌ی پرتاب را نمایش می‌دهد:

$$\begin{aligned}O &= o_1 o_2 o_3 \dots o_1 \\&= \text{HHTT...TTH}\end{aligned}$$

- چگونه می‌توان این فرآیند را با زنجیره‌ی مارکوف مدل کرد؟



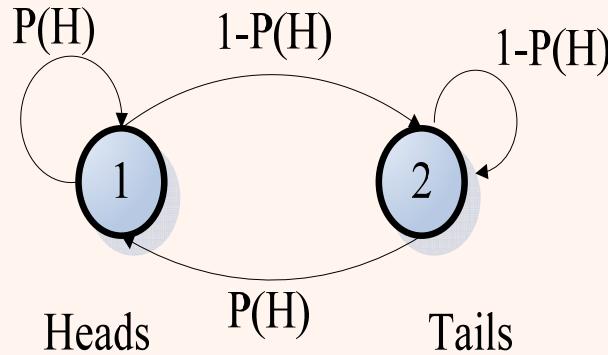
دانشکده
بیهقی

مثال ۳(ادامه...)

/

$O = HHTTHHTHHTTH\dots$

$S = 1 \ 1 \ 2 \ 2 \ 1 \ 2 \ 1 \ 1 \ 2 \ 2 \ 1 \dots$



- دو حالت در نظر گرفته و هر حالت بیان‌گر یک روی سکه باشد.
- تنها پارامتر مجهول $p(H)$ است (البته به جز احتمال اولیه).
- «مدل ما را کوف قابل مشاهده» است!



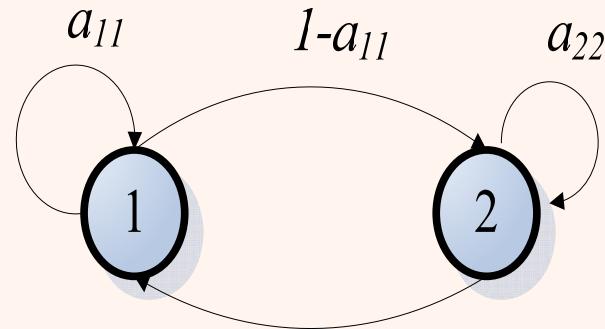
دانشکده
سینمای
بهریتی

مثال ۳(ادامه...)

μ

O=HHTTHHTHHTTH...

S=2 1 1 2 2 2 1 2 2 1 2 ...



$$P(H)=P_1$$

$$P(T)=1-P_1$$

$$l-a_{22}$$

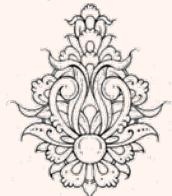
$$P(H)=P_2$$

$$P(T)=1-P_2$$

• دو حالت در نظر گرفته و هر حالت بیان‌گر فروجی یک (وی سکه است.

• چهار پارامتر مجهول وجود دارد(البته به جز احتمال اولیه).

• «مدل مارکوف قابل پنهان» است!

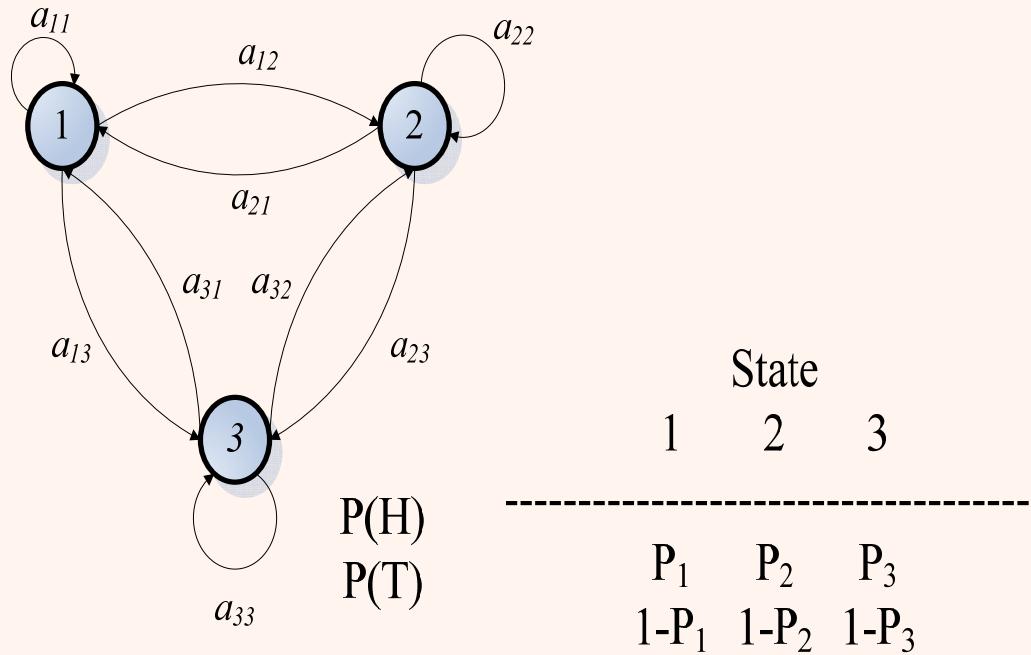


دانشگاه
سینمای
بهشتی

مثال م(ادامه...)

μ

O=HHTTHHTHHTTH...
S=3 1 2 3 3 1 1 2 3 1 3 ...



• نه پارامتر مجهول وجود دارد(البته به جز احتمال اولیه).

• هر چه مدل بزرگتر شود قابلیت مدل کردن آن بهتر خواهد بود.
اما در عین حال ممکن است مشکل overfitting رخ دهد.



دانشگاه
جمهوری اسلامی
ایران

مثال ۴

- در مثال توپ و گلدان، مدل ماکوف پنهان معادل هالتی است که در هر گلدان توپ‌هایی با نگ‌های متفاوت داشته باشیم.
- در اینجا $b_j(m)$ معادل خارج کردن توپی با نگ m از گلдан j می‌باشد.
- این بار نیز دنباله‌ای از نگ‌ها موجود است با این تفاوت که نمی‌دانیم که توپ‌ها متعلق به کدام گلدان هستند.



$$o = \{red, red, green, blue, yellow\}$$

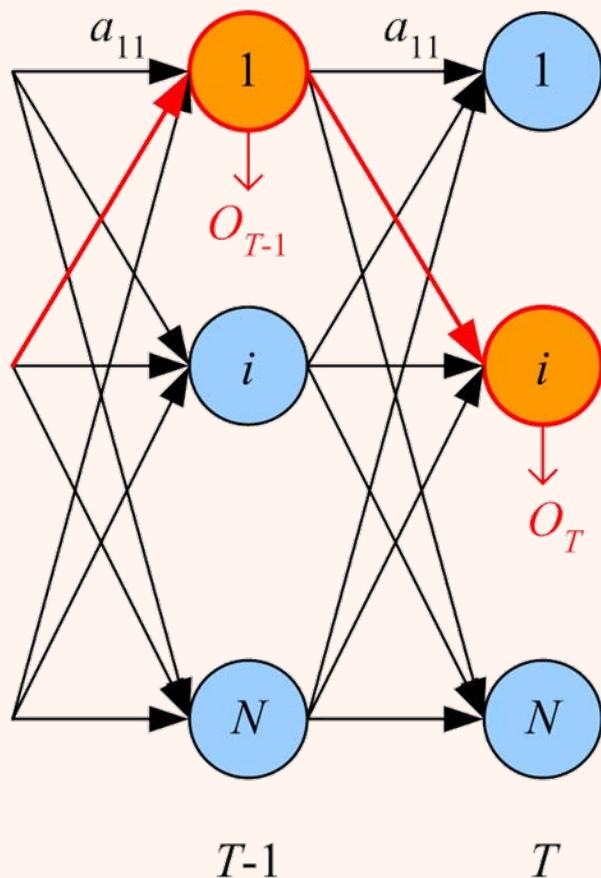
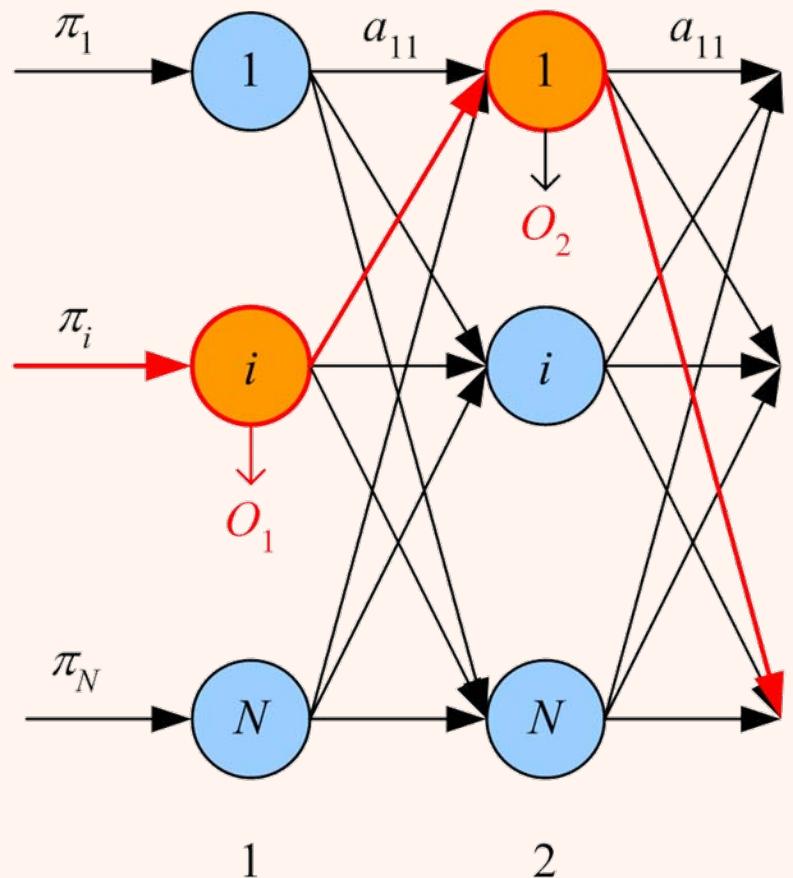
$$O = \{\text{GREEN}, \text{GREEN}, \text{BLUE}, \text{RED}, \text{YELLOW}, \text{RED}, \dots, \text{BLUE}\}$$

Fig. 3. An N -state urn and ball model which illustrates the general case of a discrete symbol HMM.



دانشگاه
بهشتی

HMM Unfolded in Time



مُؤلفه‌های مدل پنهان ماکوف

$$S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$$

• تعداد حالتها: (N)

$$V = \{v_1, v_2, \dots, v_M\}$$

• تعداد نمادهای قابل مشاهده: (M)

$$A = [a_{ij}] \text{ where } a_{ij} \equiv P(q_{t+1} = S_j | q_t = S_i)$$

• احتمال گزار

• احتمال مشاهده

$$B = [b_j(m)] \text{ where } b_j(m) = P(O_t = v_m | q_t = S_j)$$

• احتمالات حالت اولیه:

$$\Pi = [\pi_i] \text{ where } \pi_i \equiv P(q_1 = S_i)$$

بنابراین یک مدل ماکوف پنهان را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

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



دانشکده
سینمایی

س مسئله‌ی پایه مرتبه با HMM

ا(زیابی: تعیین احتمال رفداد یک دنباله از مشاهدات

فرآیند

$$P(O | \lambda) = ?$$

μ

State sequence

Evaluation

تعیین ممکن‌ترین حالت یک دنباله از مشاهدات

$$P(Q^* | O, \lambda) = \max_Q P(Q | O, \lambda)$$

Learning

یادگیری مدل

μ

Given $X = \{O^k\}_k$, find λ^* such that

$$P(X | \lambda^*) = \max_{\lambda} P(X | \lambda)$$

دانشکده
سینمایی
بهشتی

ppm

یادگیری ماشین

Jack Ferguson of IDA (Institute for Defense Analysis)

$$P(O | \lambda) = ?$$

مسئله‌ی ارزیابی

- با این فرض که دنباله‌ی زیر مشاهده شده است:

$$O = \{o_1 o_2 \dots o_T\}$$

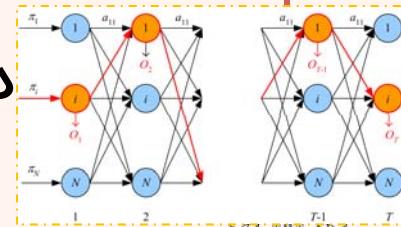
- اگر دنباله‌ی حالت‌ها، مشخص باشد:

$$Q = \{q_1 q_2 \dots q_T\}$$

- احتمال افداد این دنباله از مشاهدات در حالت‌های مشخص شده به ترتیب زیر به دست می‌آید:

$$P(O | Q, \lambda) = \prod_{t=1}^T P(o_t | q_t, \lambda) = b_{q_1}(o_1) b_{q_2}(o_2) \cdots b_{q_T}(o_T)$$

تنها اطلاعاتی که در این حالت داریم، مجموعی سیستم است و هیچ اطلاعاتی از حالت سیستم نداریم



دانشکده
سینمایی
بهشتی

مسئلہ ارزیابی

$$P(O | \lambda) = ?$$

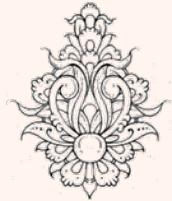
$$P(O | Q, \lambda) = \prod_{t=1}^T P(o_t | q_t, \lambda) = b_{q_1}(o_1) b_{q_2}(o_2) \cdots b_{q_T}(o_T)$$

• احتمال (福德اد دنبالہ حالات سیستم:

$$P(Q | \lambda) = p(q_1) \prod_{t=2}^T P(q_t | q_{t-1}) = \pi_{q_1} a_{q_1 q_2} \cdots a_{q_{T-1} q_T}$$

• در نتیجه:

$$\begin{aligned} P(O, Q | \lambda) &= p(q_1) \prod_{t=2}^T P(q_t | q_{t-1}) \prod_{t=1}^T P(o_t | q_t, \lambda) \\ &= \pi_{q_1} b_{q_1}(o_1) a_{q_1 q_2} b_{q_2}(o_2) a_{q_2 q_3} \cdots a_{q_{T-1} q_T} b_{q_T}(o_T) \end{aligned}$$



دانشگا
رسانی

$$P(O | \lambda) = ?$$

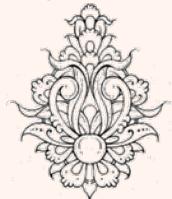
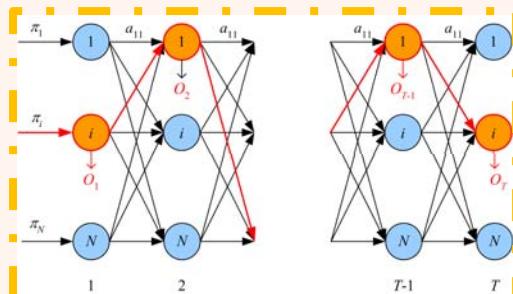
مسئله‌ی ارزیابی

$$P(O, Q | \lambda) = \pi_{q_1} b_{q_1}(o_1) a_{q_1 q_2} b_{q_2}(o_2) a_{q_2 q_3} \dots a_{q_{T-1} q_T} b_{q_T}(o_T)$$

- با در اختیار داشتن ابتدی فوچ و محاسبه‌ی تابع احتمال حاصله‌ای O خواهیم داشت:

$$P(O | \lambda) = \sum_{\text{all possible } Q} P(O, Q | \lambda) \quad O(2TN^T)$$

- که البته این شیوه عملی نیست!
 - چرا که N^T شیوه‌ی مختلف برای حالت‌ها وجود دارد.



دانشکده
سینمایی

$$P(O | \lambda) = ?$$

مسئلہ ارزیابی

Forward backward Procedure

Forward variable

$$\alpha_t(i) \equiv P(O_1 \cdots O_t, q_t = S_i | \lambda)$$

$$\beta_t(i) \equiv P(O_{t+1} \cdots O_T | q_t = S_i, \lambda)$$

Backward variable

1) Initialization:

$$\alpha_1(i) = \pi_i b_i(O_1)$$

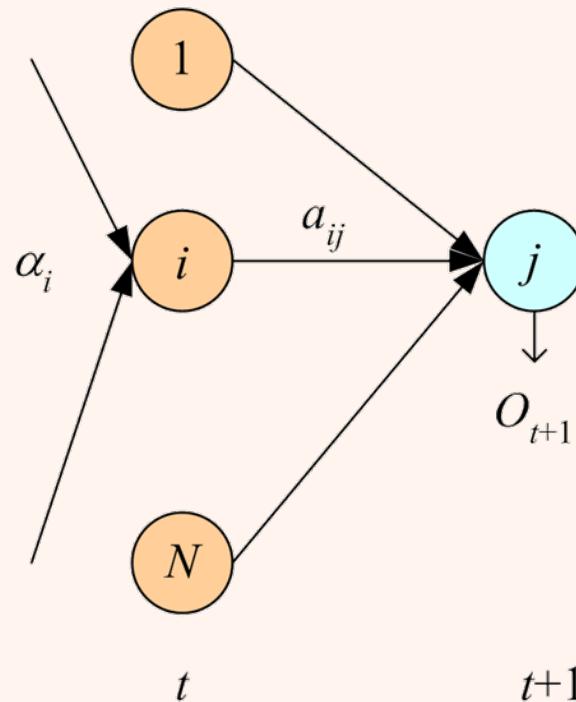
2) Induction (Recursion):

$$\alpha_{t+1}(j) = \left[\sum_{i=1}^N \alpha_t(i) a_{ij} \right] b_j(O_{t+1})$$

3) Termination :

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

$$O(N^2 T)$$

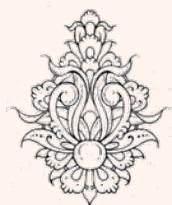


دانشگاہ
سینئریو
بھٹیجی

Forward backward Procedure

ریز محسابات

$$\begin{aligned}
 \alpha_{t+1}(j) &= P(o_1 \dots o_{t+1}, q_{t+1} = S_j | \lambda) \\
 &= P(o_1 \dots o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) P(q_{t+1} = S_j | \lambda) \\
 &= P(o_1 \dots o_t | q_{t+1} = S_j, \lambda) P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) P(q_{t+1} = S_j | \lambda) \\
 &= P(o_1 \dots o_t, q_{t+1} = S_j | \lambda) P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) \\
 &= P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) \sum_i P(o_1 \dots o_t, q_t = S_i, q_{t+1} = S_j | \lambda) \\
 &= P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) \\
 &\quad \sum_i P(o_1 \dots o_t, q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda) P(q_t = S_i | \lambda) \\
 &= P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) \\
 &\quad \sum_i P(o_1 \dots o_t | q_t = S_i, \lambda) P(q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda) P(q_t = S_i | \lambda) \\
 &= P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) \\
 &\quad \sum_i P(o_1 \dots o_t, q_t = S_i | \lambda) P(q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda) \\
 &= P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda) \sum_i \alpha_t(i) P(q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda) \\
 &= \left[\sum_{i=1}^N \alpha_t(i) a_{ij} \right] b_j(O_{t+1})
 \end{aligned}$$



ڈانشکاہ
بھیٹی

Backward variable

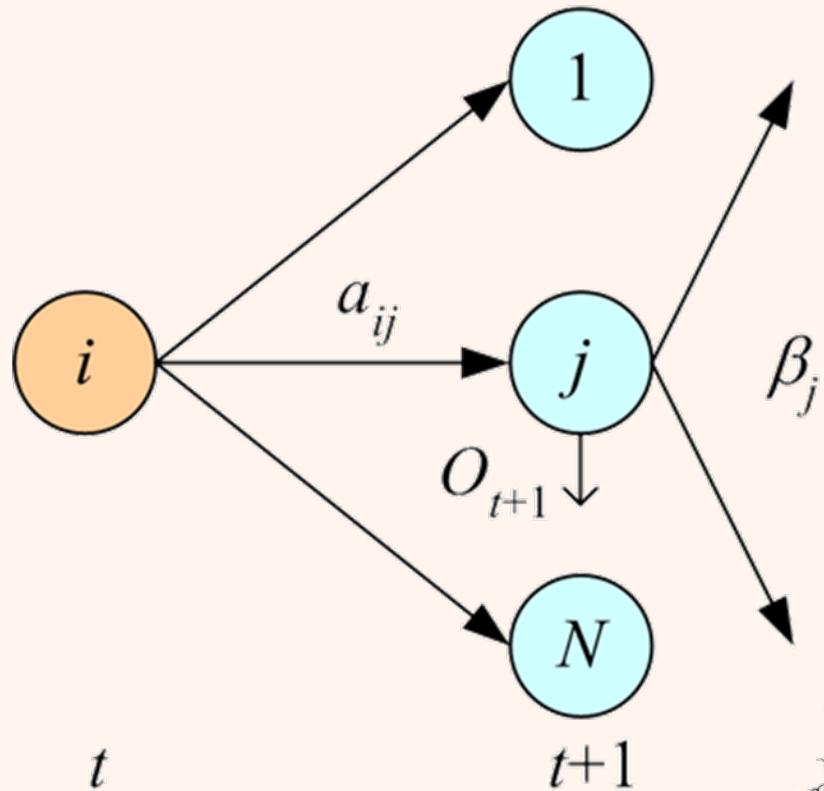
$$\beta_t(i) \equiv P(O_{t+1} \cdots O_T | q_t = S_i, \lambda)$$

1) Initialization:

$$\beta_T(i) = 1$$

2) Recursion:

$$\beta_t(i) = \sum_{j=1}^N a_{ij} b_j(O_{t+1}) \beta_{t+1}(j)$$



نکته: هر دو متغیر مخصوصاً ضرب اعداد بسیار کوچکی هستند و امکان پاریز آنها وجود دارد، برای پرهیز از این مشکل توصیه می‌شود در هر مرحله نتایج نرمال شوند.

$$c_t = \sum_j \alpha_t(j)$$

Backward variable

ریز مماسیات

$$\beta_t(i) \equiv P(o_{t+1} \dots o_T | q_t = S_i, \lambda)$$

$$= \sum_j P(o_{t+1} \dots o_T, q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda)$$

$$= \sum_j P(o_{t+1} \dots o_T | q_{t+1} = S_j, q_t = S_i, \lambda) P(q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda)$$

$$= \sum_j P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, q_t = S_i, \lambda)$$

$$P(o_{t+2} \dots o_T | q_{t+1} = S_j, q_t = S_i, \lambda) P(q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda)$$

$$= \sum_j P(o_{t+1} | q_{t+1} = S_j, \lambda)$$

$$P(o_{t+2} \dots o_T | q_{t+1} = S_j, \lambda) P(q_{t+1} = S_j | q_t = S_i, \lambda)$$

$$= \sum_{j=1}^N a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j)$$



دانشگاه
سینه‌پوشی

$P(Q^* | O, \lambda) = \max_Q P(Q | O, \lambda)$ یافتن دنباله‌ی مالات

- با در اختیار داشتن خصوصیات یک مدل ما رکوف پنهان λ و یک دنباله از مشاهدات،

$$O = \{o_1 o_2 \dots o_T\}$$

- در پی دنباله‌ای از مالات هستیم که با بیشترین احتمال دنباله‌ی مشاهدات مورد نظر را تولید کند:

$$Q = \{q_1 q_2 \dots q_T\}$$

- یک راه محاسبه‌ی تماهن مالات ممکن و انتخاب مسیر با بیشترین احتمال است!



$$P(Q^* | O, \lambda) = \max_Q P(Q | O, \lambda)$$

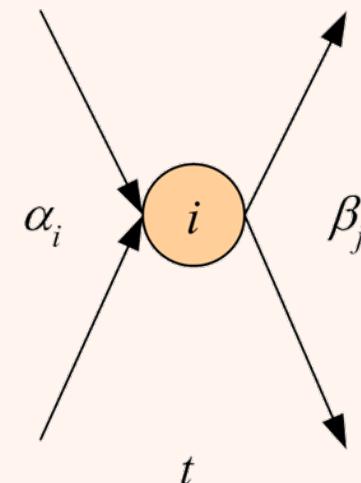
یافتن دنباله‌ی مالات

$$\gamma_t(i) \equiv P(q_t = S_i | O, \lambda)$$

$$= \frac{P(O | q_t = S_i, \lambda) P(q_t = S_i | \lambda)}{P(O | \lambda)}$$

⋮

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



در هر گام (t) مالتی انتفاب می‌شود که بیشترین احتمال را داشته باشد



یادگیری ماشین

$$q_t^* = \arg \max_i \gamma_t(i)$$



دانشکده
سینمایی
بهرمی

$$P(Q^* | O, \lambda) = \max_Q P(Q | O, \lambda)$$

ریز مهاسبات

$$\gamma_t(i) \equiv P(q_t = S_i | O, \lambda)$$

Bayse theorem

$$= \frac{P(O | q_t = S_i, \lambda) P(q_t = S_i | \lambda)}{P(O | \lambda)}$$

$$= \frac{P(o_1 \dots o_t | q_t = S_i, \lambda) P(o_{t+1} \dots o_T | q_t = S_i, \lambda) P(q_t = S_i | \lambda)}{\sum_{j=1}^N P(O, q_t = S_j | \lambda)}$$

$$= \frac{P(o_1 \dots o_t, q_t = S_i | \lambda) P(o_{t+1} \dots o_T | q_t = S_i, \lambda)}{\sum_{j=1}^N P(O | q_t = S_j, \lambda) P(q_t = S_j)}$$

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



دانشکده
سینمایی

Viterbi's Algorithm

$$P(Q^* | O, \lambda) = \max_Q P(Q | O, \lambda)$$

$$\delta_t(i) \equiv \max_{q_1 q_2 \dots q_{t-1}} P(q_1 q_2 \dots q_{t-1}, q_t = S_i, o_1 \dots o_t | \lambda)$$

1) initialization :

مقداردهی اولیه

$$\begin{aligned}\delta_1(i) &= \pi_i b_i(o_1) \\ \psi_1(i) &= 0\end{aligned}$$

خاتمه

3) Termination :

$$p^* = \max_i \delta_T(i)$$

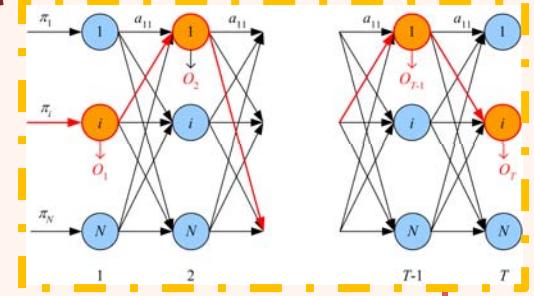
$$q_T^* = \arg \max_i \delta_T(i)$$

یادگیری ماشین

2) induction :

$$\begin{aligned}\delta_t(j) &= \max_i [\delta_{t-1}(i) a_{ij}] \cdot b_j(o_t) \\ \psi_t(i) &= \arg \max_i [\delta_{t-1}(i) a_{ij}]\end{aligned}$$

بازگشتی



برگشت مسیر: (ذیپالهی مالتها)

4) Path backtracking :

$$q_t^* = \psi_{t+1}(q_{t+1}^*), \quad t=T-1, T-2, \dots, 1$$

دانشکده
سینمایی
بهشتی

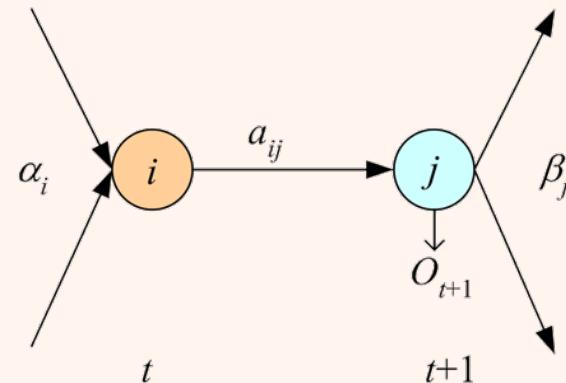
۱۴

Given $X=\{O^k\}_k$, find λ^* such that
 $P(X|\lambda^*) = \max_{\lambda} P(X|\lambda)$

- هدف این است که با در اختیار داشتن یک مجموعه‌ای آموزشی از مشاهدات پارامترهای مدل $\lambda^* = (A, B, \Pi)$ به گونه‌ای برآورد شوند که تابع درست‌نمایی بیشینه $P(\mathcal{X}|\lambda^*)$ شود.
- راه حل تحلیلی برای این مساله وجود ندارد.
- از یک فرآیند تکرار شونده استفاده می‌شود:

Baum-Welch algorithm

$$\xi_t(i, j) \equiv P(q_t = S_i, q_{t+1} = S_j | O, \lambda)$$

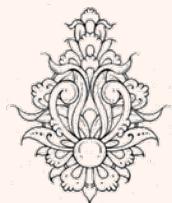


دانشکده
سینمایی

الیزومات

$$\begin{aligned}
 \xi_t(i, j) &\equiv P(q_t = S_i, q_{t+1} = S_j \mid O, \lambda) \\
 &= \frac{P(O \mid q_t = S_i, q_{t+1} = S_j, \lambda) P(q_t = S_i, q_{t+1} = S_j \mid \lambda)}{P(O \mid \lambda)} \\
 &= \frac{P(O \mid q_t = S_i, q_{t+1} = S_j, \lambda) P(q_{t+1} = S_j \mid q_t = S_i, \lambda) P(q_t = S_i \mid \lambda)}{P(O \mid \lambda)} \\
 &= \frac{1}{P(O \mid \lambda)} P(o_1 \dots o_t \mid q_t = S_i, \lambda) P(o_{t+1} \mid q_{t+1} = S_j, \lambda) \\
 &\quad P(o_{t+2} \dots o_T \mid q_{t+1} = S_j, \lambda) a_{ij} P(q_t = S_i \mid \lambda) \\
 &= \frac{1}{P(O \mid \lambda)} P(o_1 \dots o_t, q_t = S_i \mid \lambda) P(o_{t+1} \mid q_{t+1} = S_j, \lambda) \\
 &\quad P(o_{t+2} \dots o_T \mid q_{t+1} = S_j, \lambda) a_{ij} \\
 &= \frac{\alpha_t(i) b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j) a_{ij}}{\sum_k \sum_l \alpha_t(k) a_{kl} b_l(o_{t+1}) \beta_{t+1}(l)} \\
 &= \frac{\alpha_t(i) a_{ij} b_j(o_{t+1}) \beta_{t+1}(j)}{\sum_k \sum_l \alpha_t(k) a_{kl} b_l(o_{t+1}) \beta_{t+1}(l)}
 \end{aligned}$$

یادگیری ماشین



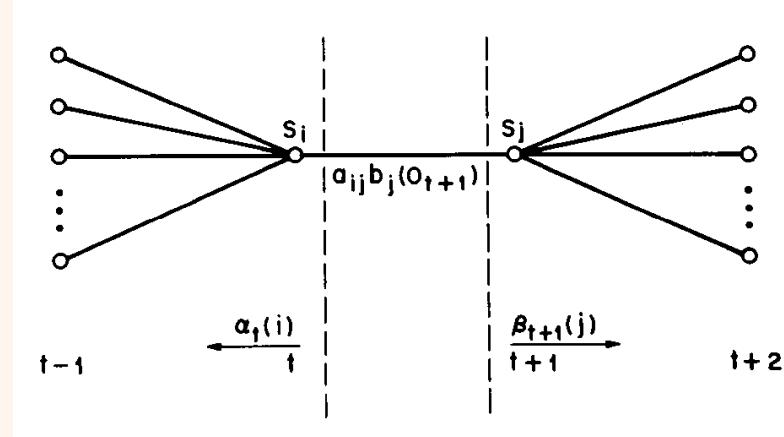
ڈانشکاہ
سہیتی

Given $X=\{O^k\}_k$, find λ^* such that
 $P(X|\lambda^*) = \max_{\lambda} P(X|\lambda)$

$$\begin{aligned}\xi_t(i, j) &\equiv P(q_t = S_i, q_{t+1} = S_j | O, \lambda) \\ &= \frac{\alpha_t(i) a_{ij} b_j(O_{t+1}) \beta_{t+1}(j)}{\sum_k \sum_l \alpha_t(k) a_{kl} b_l(O_{t+1}) \beta_{t+1}(l)}\end{aligned}$$

یادگیری (ادامه...)

Baum-Welch algorithm



- می‌توان احتمال حضور در یک حالت را محاسبه

$$\gamma_t(i) \equiv P(q_t = S_i | O, \lambda)$$

$$\text{کرد: } \gamma_t(i) = \sum_{j=1}^N \xi_t(i, j)$$

- در صورتی که مدل مارکوف قابل مشاهده باشد،
- هر کدام از مقادیر ۰ و ۱ صفر و یک خواهد بود.



دانشگاه
جمهوری اسلامی
ایران

Given $X=\{O^k\}_k$, find λ^* such that

$$P(X | \lambda^*) = \max_{\lambda} P(X | \lambda)$$

یادگیری (ادامه)

$$\hat{\pi}_i = \frac{\#\{\text{sequences starting with } S_i\}}{\#\{\text{sequences}\}} = \frac{\sum_k 1(q_1^k = S_i)}{K}$$

$$\begin{aligned}\hat{a}_{ij} &= \frac{\#\{\text{transitions from } S_i \text{ to } S_j\}}{\#\{\text{transitions from } S_i\}} \\ &= \frac{\sum_k \sum_{t=1}^{T-1} 1(q_t^k = S_i \text{ and } q_{t+1}^k = S_j)}{\sum_k \sum_{t=1}^{T-1} 1(q_t^k = S_i)}\end{aligned}$$

$$\gamma_t(i) \equiv P(q_t = S_i | O, \lambda)$$

$$\xi_t(i, j) \equiv P(q_t = S_i, q_{t+1} = S_j | O, \lambda)$$

Baum-Welch algorithm(EM)

$$z_i^t = \begin{cases} 1 & \text{if } q_t = S_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad z_{ij}^t = \begin{cases} 1 & \text{if } q_t = S_i \text{ and } q_{t+1} = S_j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$E[z_i^t] = \gamma_t(i) \quad E[z_{ij}^t] = \xi_t(i, j)$$



دانشکده
سینمایی
بهشتی

E-Step

- در گام ا، با پارامترهای با مقدار فعلی پارامترهای مدل مقادیر γ و ξ تخمین زده می‌شوند.

M-Step

- بر اساس تخمین زده شده، پارامترهای مدل به روز می‌شوند.

$$\hat{\pi}_i = \frac{\sum_{k=1}^K \gamma_1^k(i)}{K}$$

$$\hat{a}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^{T_k-1} \xi_t^k(i, j)}{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^{T_k-1} \gamma_t^k(i)}$$

$$\hat{b}_j(m) = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^{T_k-1} \gamma_t^k(j) \mathbf{1}(O_t^k = v_m)}{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^{T_k-1} \gamma_t^k(i)}$$

Soft count



دانشکده
سینمایی
پرستیزی

این روند تا همگرایی ادامه خواهد یافت، ثابت شده است که $p(O|s)$ نزولی خواهد بود.

یادگیری ماشین

یادگیری- پنده نکته

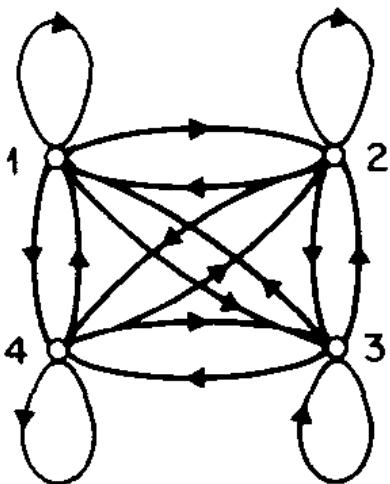
- این الگوریتم، ماکزیمم محلی (ا می‌باید و در عمل (وی) هدف (maximization surface) شکل پیچده‌ای دارد و دارای تعداد زیادی ماکزیمم محلی است.
- نظر به این که کلیت مسئله‌ی آموزش به نوعی یک مسئله‌ی بهینه‌سازی است و از تکنیک‌های نظری نزول گرادیان برای حل این مسئله می‌توان بهره‌جست.



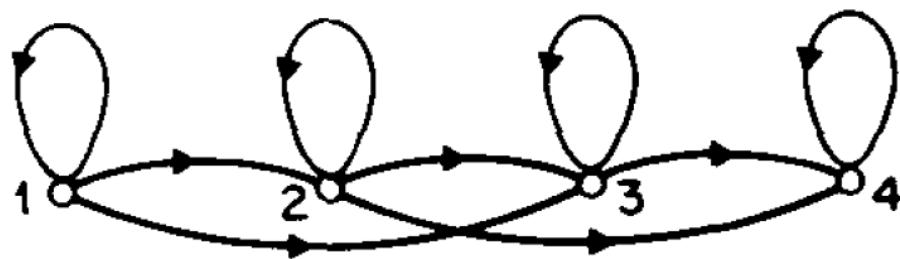
دانشکده
بهسیانی

Model Selection in HMM

- در برقی کاربردها مانند تشخیص گفتار استفاده از مدل‌های خاصی توصیه می‌شود.



Ergodic model



Left to right HMMs(Bakis Model)

$$a_{ij} = 0 \quad i < j \quad \pi_i = \begin{cases} 0, & i \neq 1 \\ 1, & i = 1 \end{cases}$$

$$a_{ij} = 0 \quad j < i + \Delta$$

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & 0 \\ 0 & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ 0 & 0 & a_{33} & a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & a_{44} \end{bmatrix}$$



دانشکده
سینمای
بهریتی

دسته‌بندی

- یک مجموعه از HMM‌ها خواهیم داشت که هر یک، دنباله‌های مربوط به یک دسته را مدل می‌کنند.
 - مثلاً در بازشناسی کلمات ادا شده به ازای هر کلمه، یک HMM جداگانه آموخته شده می‌شود.
 - با ارائه یک کلمه‌ی جدید برای شناسایی، تماه مدل‌های موجود مواد ارزیابی قرار می‌گیرند و مقدار مماسبه می‌شود. سپس با استفاده از قانون بیز خواهیم داشت:

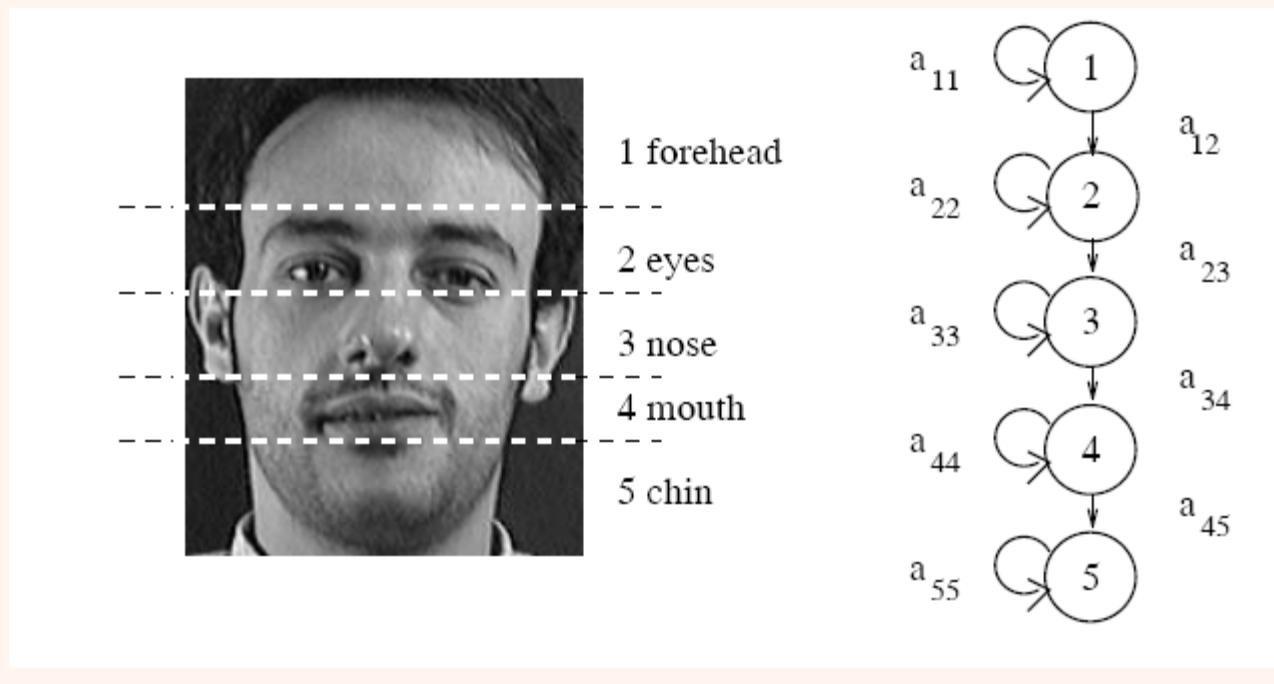
$$P(\lambda_i | O) = \frac{P(O | \lambda_i)P(\lambda_i)}{\sum_j P(O | \lambda_j)P(\lambda_j)}$$

- مدلی که درای بیشترین احتمال $P(\lambda_i | O)$ باشد به عنوان دسته‌ی شناسایی شده معرفی می‌گردد.



دانشگاه
سمندری
بهشتی

مثال - شناسایی چهره



دانشکده
سینمای
بهرشی

۱۴

Ferdinando Silvestro Samaria, "Face Recognition Using Hidden Markov Model", 1994

سایر منابع

- Rabiner, L. R. (1989). "A tutorial on hidden Markov models and selected applications in speech recognition." Proceedings of the IEEE 77(2): 257-286.

