隠れマルコフモデル

正田 備也 masada@rikkyo.ac.jp

Contents

マルコフモデル

隠れマルコフモデル

隠れマルコフモデルの尤度計算

隠れマルコフモデルの decoding

隠れマルコフモデルの EM アルゴリズム

マルコフモデル

- ▶ $z = (z_1, \ldots, z_T)$ という確率変数の列がある
- ト z_t は、状態の集合 $S = \{s_1, \ldots, s_K\}$ の要素を値として取る例。天候の集合 $S = \{s_{\mathsf{sun}}, s_{\mathsf{cloud}}, s_{\mathsf{rain}}\}$
- ▶ 以下の単純マルコフ性の仮定をおく

$$p(z_i = s | z_1, \dots, z_{i-1}) = p(z_i = s | z_{i-1}) \text{ for all } s \in \mathcal{S}$$
 (1)

- $> s_k$ から s_l に遷移する確率 $p(z_t = s_l | z_{t-1} = s_k)$ は、全ての t で 等しいと仮定(斉時性の仮定)し、この確率を A_{s_k,s_l} と書く
 - $\sum_{l=1}^K A_{s_k,s_l} = 1$ が、すべてのk で成り立つ
- ightharpoons 便宜的に初期状態を確率変数 z_0 で表し、その値を s_0 とする
 - $ightharpoonup A_{s_k,s_0}=0$ が、すべてのkについて成り立つ

遷移行列

▶ 遷移確率をまとめて、遷移行列 *A* として書く

例. 天候の状態の集合 $S = \{s_0, s_{\mathsf{sun}}, s_{\mathsf{cloud}}, s_{\mathsf{rain}}\}$

$$A = \begin{bmatrix} s_0 & s_{\text{sun}} & s_{\text{cloud}} & s_{\text{rain}} \\ s_0 & 0 & 0.33 & 0.33 & 0.33 \\ s_{\text{sun}} & 0 & 0.8 & 0.1 & 0.1 \\ s_{\text{cloud}} & 0 & 0.2 & 0.6 & 0.2 \\ s_{\text{rain}} & 0 & 0.1 & 0.2 & 0.7 \end{bmatrix}$$

cf. http://cs229.stanford.edu/section/cs229-hmm.pdf

状態列の尤度

ト 状態の列 $\mathbf{z}_{1:T} \equiv (z_1, \ldots, z_T)$ の尤度 $p(\mathbf{z}_{1:T})$ は

$$p(\mathbf{z}_{1:T}; A) = p(z_1, \dots, z_T; A)$$

$$= p(z_0, z_1, \dots, z_T; A)$$

$$= p(z_T | z_{T-1}, \dots, z_1; A) \cdots p(z_2 | z_1; A) p(z_1 | z_0; A)$$

$$= p(z_T | z_{T-1}; A) \cdots p(z_2 | z_1; A) p(z_1 | z_0; A)$$

$$= \prod_{t=1}^{T} p(z_t | z_{t-1}; A) = \prod_{t=1}^{T} A_{z_{t-1}, z_t}$$
(3)

問. どこで単純マルコフ性の仮定を使っているか?

マルコフモデルの最尤推定

 $\ln p(z_{1:T}; A)$ を最大化することで A を推定する。

$$\ln p(\mathbf{z}_{1:T}; A) = \sum_{t=1}^{T} \ln A_{z_{t-1}, z_t} = \sum_{t=1}^{T} \sum_{l=1}^{K} \sum_{k=1}^{K} \mathbb{1}(z_{t-1} = s_l \wedge z_t = s_k) \ln A_{s_l, s_k}$$
(4)

 $\mathbb{1}(\cdot)$ は、括弧内の命題が真のとき $\mathbb{1}$ 、偽のとき $\mathbb{0}$ 、という意味だとする。

$$\mathcal{L}(A, \{\lambda_k\}) = \sum_{t=1}^{T} \sum_{l=1}^{K} \sum_{k=1}^{K} \mathbb{1}(z_{t-1} = s_l \wedge z_t = s_k) \ln A_{s_l, s_k} + \sum_{l=1}^{K} \lambda_l \left(1 - \sum_{k=1}^{K} A_{s_l, s_k}\right)$$
 (5)

$$\frac{\partial \mathcal{L}(A, \{\lambda_k\})}{\partial A_{s_l, s_k}} = \frac{\sum_{t=1}^T \mathbb{1}(z_{t-1} = s_l \wedge z_t = s_k)}{A_{s_l, s_k}} - \lambda_l$$

(6)

$$\frac{\partial \mathcal{L}(A,\{\lambda_k\})}{\partial A_{s_l,s_k}}=0$$
 క్రి $A_{s_l,s_k}\propto \sum_{t=1}^T\mathbb{1}(z_{t-1}=s_l\wedge z_t=s_k)$ ౌ. $\sum_{k=1}^KA_{s_l,s_k}=1$ స్గాస్

Contents

マルコフモデル

隠れマルコフモデル

隠れマルコフモデルの尤度計算

隠れマルコフモデルの decoding

隠れマルコフモデルの EM アルゴリズム

例. アイスクリームの売上で温暖化を研究

- ► あなたは西暦 2799 年の世界に生きており、地球温暖化の研究をしている
- ▶ 歴史的な資料の中から、2020年夏の毎日のアイスクリーム の売上の記録が見つかった
- ▶ この記録を元に、2020年夏の毎日の天候を推定したい
- ▶ ただし、アイスクリームの売上は天候だけに依存すると仮定
 - https://web.stanford.edu/~jurafsky/slp3/A.pdf

隠れマルコフモデルHMM; hidden Markov model

- ト 状態 z_t は観測できず、各状態が生成する結果 x_t だけが観測できるとする
 - lacktriangle このとき、状態を表す確率変数 z_t は潜在変数 latent variable となる
- ▶ 隠れ状態の列 $\mathbf{z}_{1:T} = (z_1, \dots, z_T)$ は、上述のとおり、単純マルコフ性と斉時性を持つと仮定する
- ▶ 時点tでの観測結果を、確率変数 x_t で表す
- ightharpoonup 観測データ x_t について、以下のような独立性の仮定をおく

$$p(x_t = v_w | \boldsymbol{x}_{1:T}, \boldsymbol{z}_{1:T}) = p(x_t = v_w | z_t = s_k)$$
 (8)

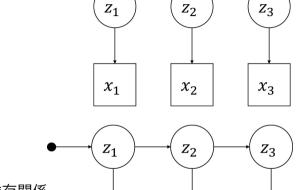
ightharpoonup つまり、時点 t の観測値は、同じ時点の隠れ状態だけに依存する

観測データがカテゴリカルデータの場合

- ▶ ここでは、観測データはカテゴリカルデータだとする
 - ▶ 観測データが連続値で、 $p(x_t|z_t)$ が、例えば正規分布の場合、以下の議論がどうなるか、考えてみよう
- ▶ 隠れ状態 s_k がであるときの、アイテム v_w の出現確率 $p(x_t = v_w | z_t = s_k)$ を、 B_{s_k,v_w} と書くことにする
 - lackbrace $(B_{s_k,v_1},\ldots,B_{s_k,v_W})$ は、状態 s_k に対応するカテゴリカル分布の、パラメータである
 - $ightharpoonup \sum_{w=1}^W B_{s_k,v_w} = 1$ が成り立つ
- ▶ 隠れマルコフモデルにおけるパラメータ推定では、 $A \ \ \, \ge B$ を推定することになる

混合分布モデルと隠れマルコフモデル

- ▶ 混合分布モデル
 - lackbox 隠れ変数 z_i は独立



 χ_2

 x_1

- ▶ 隠れマルコフモデル
 - ightharpoonup 隠れ変数 z_t の間に依存関係
 - ▶ 線形で一方向的な依存関係

 χ_3

同時分布

▶ 隠れマルコフモデルでの観測変数と隠れ変数の同時分布は

$$p(\mathbf{x}_{1:T}, \mathbf{z}_{1:T}; A, B) = p(\mathbf{x}_{1:T} | \mathbf{z}_{1:T}; B) p(\mathbf{z}_{1:T}; A)$$

$$= \prod_{t=1}^{T} p(x_t | z_t; B) \times \prod_{t=1}^{T} p(z_t | z_{t-1}; A)$$

$$= \prod_{t=1}^{T} B_{z_t, x_t} \times \prod_{t=1}^{T} A_{z_{t-1}, z_t}$$
(9)

- ト 状態列の確率 $p(\mathbf{z}_{1:T})$ の部分は、式 (3) と同じ
- ightharpoonup ただし、隠れマルコフモデルでは z_t は潜在変数

観測データの尤度

▶ 観測データの尤度 p(x; A, B) は

$$p(\boldsymbol{x}; A, B) = \sum p(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{z}; A, B)$$

$$= \sum_{z_1 \in \mathcal{S}} \cdots \sum_{z_T \in \mathcal{S}} \left(\prod_{t=1}^T p(x_t | z_t; B) \right) \left(\prod_{t=1}^T p(z_t | z_{t-1}; A) \right)$$

$$= \sum_{z_1 \in \mathcal{S}} \cdots \sum_{z_T \in \mathcal{S}} \left(\prod_{t=1}^T B_{z_t, x_t} \right) \left(\prod_{t=1}^T A_{z_{t-1}, z_t} \right)$$
(10)

13 / 33

▶ だが、この式をそのまま使って計算すると、計算量が $O(|\mathcal{S}|^T) = O(K^T)$ であるため、非現実的な計算時間になる

Contents

マルコフモデル

隠れマルコフモデル

隠れマルコフモデルの尤度計算

隠れマルコフモデルの decoding

隠れマルコフモデルの EM アルゴリズム

Forward procedure

- ト HMM のデータ尤度 p(x; A, B) は、動的計画法の一種である forward procedure によって、効率的に計算できる cf. https://web.stanford.edu/~jurafsky/slp3/A.pdf
- ト 時点tまでのデータ列 (x_1,\ldots,x_t) の確率と、時点tでの隠れ 状態 z_t が s_k である確率の同時確率を、 $\alpha_t(k)$ とおく。つまり

$$\alpha_t(k) \equiv p(x_1, \dots, x_t, z_t = s_k; A, B)$$
 (11)

▶ すると、データ尤度を以下のように表すことができる

$$p(\mathbf{x}; A, B) = \sum_{k=1}^{K} p(\mathbf{x}_{1:T}, z_T = s_k; A, B) = \sum_{k=1}^{K} \alpha_T(k)$$
 (12) 15/33

$$= \sum_{z_1 \in \mathcal{S}} p(x_1, z_1) p(z_2 = s_k | z_1) p(x_2 | z_2 = s_k) = \sum_{l=1}^K \alpha_1(l) A_{s_l, s_k} B_{s_k, x_2}$$

$$\alpha_3(k) = p(x_1, x_2, x_3, z_3 = s_k) = \sum_{z_2 \in \mathcal{S}} p(x_1, x_2, x_3, z_2, z_3 = s_k)$$

$$= \sum_{z_2 \in \mathcal{S}} p(x_1, x_2, z_2) p(z_3 = s_k | x_1, x_2, z_2) p(x_3 | z_3 = s_k, x_1, x_2, z_2)$$

$$= \sum_{z_2 \in \mathcal{S}} p(x_1, x_2, z_2) p(z_3 = s_k | z_2) p(x_3 | z_3 = s_k) = \sum_{k=1}^K \alpha_2(l) A_{s_k, s_k} B_{s_k, x_3}$$

 $\alpha_1(k) = p(x_1, z_1 = s_k) = p(z_0 = s_0)p(z_1 = s_k|z_0 = s_0)p(x_1|z_1 = s_k) = A_{s_0, s_k}B_{s_k, x_1}$

 $\alpha_2(k) = p(x_1, x_2, z_2 = s_k) = \sum_{k} p(x_1, x_2, z_1, z_2 = s_k)$

 $z_2 \in S$

 $= \sum p(x_1, z_1)p(z_2 = s_k|x_1, z_1)p(x_2|z_2 = s_k, x_1, z_1)$

式 (14) から (15)、式 (16) から (17) は、自明でない。→ 条件付き独立性

16 / 33

(14)

(15)

(16)

(17)

$$\alpha_{t}(k) = p(\boldsymbol{x}_{1:t}, z_{t} = s_{k})$$

$$= \sum_{z_{t-1} \in \mathcal{S}} p(\boldsymbol{x}_{1:t-1}, x_{t}, z_{t-1}, z_{t} = s_{k})$$

$$= \sum_{z_{t-1} \in \mathcal{S}} p(\boldsymbol{x}_{1:t-1}, z_{t-1}) p(z_{t} = s_{k} | \boldsymbol{x}_{1:t-1}, z_{t-1}) p(x_{t} | z_{t} = s_{k}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}, z_{t-1})$$

$$= \sum_{z_{t-1} \in \mathcal{S}} p(\boldsymbol{x}_{1:t}, z_{t-1}) p(z_{t} = s_{k} | z_{t-1}) p(x_{t} | z_{t} = s_{k}) = \sum_{l=1}^{K} \alpha_{t-1}(l) A_{s_{l}, s_{k}} B_{s_{k}, x_{t}}$$
(19)

式 (18) から (19) は、自明でない。下記の条件付き独立性を示す必要あり。

 z_{t-1} が所与のもとで z_t と $oldsymbol{x}_{1:t-1}$ は条件付き独立。

$$z_t$$
 が所与のもとで x_t と $oldsymbol{x}_{1:t-1}, z_{t-1}$ は条件付き独立。

条件付き独立性 conditional independence

- ト C が与えられたときに A と B が独立である、つまり、 p(A,B|C) = p(A|C)p(B|C) が成り立つとき、 A と B は C が所与のもとで条件付き独立である、と言う
- ▶ 条件付き確率の定義より、p(A,B|C) = p(A|B,C)p(B|C) はいつでも成り立つ。よって

$$A \ge B$$
 は C が所与のもとで条件付き独立である
$$\Leftrightarrow p(A|B,C) = p(A|C) \tag{20}$$

注. p(A,B|C)=p(A|C)p(B|C) と P(A,B)=P(A)P(B) は別物 cf. https://www.probabilitycourse.com/chapter1/1_4_4_conditional_independence.php 18/3

問 9.1

- ▶ P(A, B, C|D) = P(A|D)P(B, C|D)、つまり、 D が所与のもとで A と B, C が条件付き独立ならば、 P(A, B|D) = P(A|D)P(B|D)、つまり、 D が所与のもとで A と B が条件付き独立になることを、 示せ。
- 答え P(A,B,C|D) = P(A|D)P(B,C|D) の両辺を C について周辺化すると、左辺は $\sum_{C} P(A,B,C|D) = P(A,B|D)$ となり、右辺は $\sum_{C} P(A|D)P(B,C|D) = P(A|D)P(B|D)$ となる。よって、P(A,B|D) = P(A|D)P(B|D) が言える。

 $p(z_t|z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}) = \frac{p(z_t, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1})}{p(z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1})}$ (21)

 $p(z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}) = \sum_{i=1}^{t-1} p(z_u|z_{u-1})p(x_u|z_u)$

 $p(z_t|z_{t-1}, x_{1:t-1}) = p(z_t|z_{t-1})$ を示す。

$$p(z_{t}, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}) = \sum_{\boldsymbol{z}_{1:t-2}} p(z_{t}|z_{t-1}) \prod_{u=1}^{t-1} p(z_{u}|z_{u-1}) p(x_{u}|z_{u})$$

$$= p(z_{t}|z_{t-1}) \sum_{u=1}^{t-1} p(z_{u}|z_{u-1}) p(x_{u}|z_{u})$$
(23)

 $egin{aligned} egin{aligned} e$

(22)

 $p(x_t|z_t,z_{t-1},oldsymbol{x}_{1:t-1})=p(x_t|z_t)$ を示す。

 $p(x_t|z_t, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}) = \frac{p(x_t, z_t, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1})}{p(z_t, z_t, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1})}$

式 (<mark>23</mark>) より

$$p(z_t, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}) = p(z_t|z_{t-1}) \sum_{\boldsymbol{z}_{1:t-2}} \prod_{u=1}^{t-1} p(z_u|z_{u-1}) p(x_u|z_u)$$

$$p(x_t, z_t, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}) = \sum_{\boldsymbol{z}_{1:t-2}} p(x_t|z_t) p(z_t|z_{t-1}) \prod_{u=1}^{t-1} p(z_u|z_{u-1}) p(x_u|z_u)$$

$$\therefore p(x_t|z_t, z_{t-1}, \boldsymbol{x}_{1:t-1}) = \frac{p(x_t|z_t)p(z_t|z_{t-1}) \sum_{\boldsymbol{z}_{1:t-2}} \prod_{u=1}^{t-1} p(z_u|z_{u-1})p(x_u|z_u)}{p(z_t|z_{t-1}) \sum_{\boldsymbol{z}_{1:t-2}} \prod_{u=1}^{t-1} p(z_u|z_{u-1})p(x_u|z_u)} = p(x_t|z_t)$$
(27)

 z_t が所与のとき x_t と $x_{1:t-1}, z_{t-1}$ は条件付き独立であることが言えた。

1/33

(25)

(26)

Contents

マルコフモデル

隠れマルコフモデル

隠れマルコフモデルの尤度計算

隠れマルコフモデルの decoding

隠れマルコフモデルの EM アルゴリズム

観測データから隠れ状態を求める(decoding)

- ト 特定の観測データ $x_{1:T}$ に対して、一番あり得そう most likely な隠れ状態の列 $z_{1:T}$ を見つけたい
 - ▶ 潜在変数を含む確率モデルにおいて、与えられた観測データに対して一番あり得そうな潜在変数の値を求めることを decoding と呼ぶ
- ▶ そこで、 $p(\mathbf{z}_{1:T}|\mathbf{x}_{1:T};A,B)$ を最大にする各 \mathbf{z}_t の値を求める ▶ パラメータ A,B の値は与えられていると仮定する
- ▶ $\operatorname{arg\,max}_{\boldsymbol{z}_{1:T}} p(\boldsymbol{z}_{1:T}|\boldsymbol{x}_{1:T};A,B) =$ $\operatorname{arg\,max}_{\boldsymbol{z}_{1:T}} p(\boldsymbol{z}_{1:T},\boldsymbol{x}_{1:T};A,B)$ が成り立つことに注意
- ▶ 以下、Viterbi アルゴリズムで $\arg\max_{\boldsymbol{z}_{1:T}} p(\boldsymbol{z}_{1:T}, \boldsymbol{x}_{1:T}; A, B)$ を求める

Viterbi アルゴリズム

- ▶ 実は、forward procedure とほとんど同じ計算をする
- ightharpoons 式 (13) 以降に現れる隠れ状態に関する和 $\sum_{z_{t-1} \in \mathcal{S}}$ を、 $\max_{z_{t-1} \in \mathcal{S}}$ で置き換えて、計算を進めればいいだけ
- ightharpoonup ただし、そのとき、同時に $rg \max_{z_{t-1} \in \mathcal{S}}$ も記録しておく
- ト t=T まで計算が終わったら、途中で記録しておいた $\arg\max_{z_{t-1}\in\mathcal{S}}$ を逆にたどることで、隠れ状態の列が得られる

$$v_2(k) = \max_{z_1 \in S} p(x_1, x_2, z_1, z_2 = s_k)$$
 $= \max_{z_1 \in S} p(x_1, z_1) p(z_2 = s_k | z_1) p(x_2 | z_2 = s_k) = \max_{l=1}^K v_1(l) A_{s_l, s_k} B_{s_k, x_2}$ (28)
 $c_2(k) = \arg_{l=1}^K \max_{l=1} v_1(l) A_{s_l, s_k} B_{s_k, x_2}$ (29)
 $v_3(k) = \max_{z_2 \in S} \left(\max_{z_1 \in S} p(x_1, x_2, z_1, z_2 = s_k) \right) p(z_3 = s_k | z_2) p(x_3 | z_3 = s_k)$
 $= \max_{l=1}^K v_2(l) A_{s_l, s_k} B_{s_k, x_3}$ (30)
 $c_3(k) = \arg_{l=1}^K \max_{l=1} v_2(l) A_{s_l, s_k} B_{s_k, x_3}$ (31)

cf. $\alpha_3(k) = \sum_{z_2 \in S} \left(\sum_{z_1 \in S} p(x_1, x_2, z_1, z_2) \right) p(z_3 = s_k | z_2) p(x_3 | z_3 = s_k)$ (32)
周辺化して z_{t-1} を消去するための確率の和の計算を、和をとられている確率のうちの最大値を選びとる計算に置き換える $c_t(k)$ は、 $z_t = s_k$ とするとき、一時点前の状態として何を選べばよいかを、表す 25 / 33

 $v_1(k) = p(x_1, z_1 = s_k) = p(z_0 = s_0)p(z_1 = s_k|z_0 = s_0)p(x_1|z_1 = s_k) = A_{s_0, s_k}B_{s_k, x_1}$

Viterbi アルゴリズム

- initialization
 - $v_1(k) = A_{s_0,s_k} B_{s_k,x_1}$
 - $ightharpoonup c_1(k) = s_0$
- recursion
 - $v_t(k) = \max_l v_{t-1}(l) A_{s_l, s_k} B_{s_k, x_t}$
 - $c_t(k) = \arg\max_l v_{t-1}(l) A_{s_l,s_k} B_{s_k,x_t}$
- termination
 - $v_{\perp} = \max_{k} v_{T}(k)$
 - $c_{\perp} = \arg\max_{k} v_{T}(k)$
- $ightharpoonup c_{ot}$ からスタートしてさかのぼれば、隠れ状態の列が得られる

Contents

マルコフモデル

隠れマルコフモデル

隠れマルコフモデルの尤度計算

隠れマルコフモデルの decoding

隠れマルコフモデルの EM アルゴリズム

観測データからパラメータの値を得る(推定)

- ▶ 観測データの尤度を計算するにしても、与えられた観測データに対して最良の隠れ状態列を得るにしても、いずれにしても、まずパラメータ *A*, *B* の値を求めておかないといけない
- ▶ そこで、混合分布の場合と同様、EM アルゴリズムにより、 $A \, \triangleright \, B$ の値を推定することにする

隠れマルコフモデルの EM アルゴリズム

ト EM アルゴリズムの導出には、やはり Jensen の不等式を使う $\ln p(m{x}_{1:T}) = \ln \sum p(m{x}_{1:T}, m{z}_{1:T})$

$$= \ln \sum_{m{z}_{1:T}} q(m{z}_{1:T}) rac{p(m{x}_{1:T}, m{z}_{1:T})}{q(m{z}_{1:T})} \geq \sum_{m{z}_{1:T}} q(m{z}_{1:T}) \ln rac{p(m{x}_{1:T}, m{z}_{1:T})}{q(m{z}_{1:T})}$$

▶ EM アルゴリズムでは、この下界を最大化する

$$egin{aligned} A, B &= rg \max_{A,B} \sum_{oldsymbol{z}_{1:T}} q(oldsymbol{z}_{1:T}) \ln rac{p(oldsymbol{x}_{1:T}, oldsymbol{z}_{1:T})}{q(oldsymbol{z}_{1:T})} \ &= rg \max_{A,B} \sum_{oldsymbol{z}_{1:T}} q(oldsymbol{z}_{1:T}) \ln p(oldsymbol{x}_{1:T}, oldsymbol{z}_{1:T}) \end{aligned}$$

29 / 33

(34)

(33)

cf. http://cs229.stanford.edu/section/cs229-hmm.pdf

$$\sum_{\boldsymbol{z}_{1:T}} q(\boldsymbol{z}_{1:T}) \ln p(\boldsymbol{x}_{1:T}, \boldsymbol{z}_{1:T})
= \sum_{\boldsymbol{z}_{1:T}} q(\boldsymbol{z}_{1:T}) \ln \left[\left(\prod_{t=1}^{T} p(x_{t}|z_{t}; B) \right) \left(\prod_{t=1}^{T} p(z_{t}|z_{t-1}; A) \right) \right]
= \sum_{\boldsymbol{z}_{1:T}} q(\boldsymbol{z}_{1:T}) \ln \left[\left(\prod_{t=1}^{T} B_{z_{t}, x_{t}} \right) \left(\prod_{t=1}^{T} A_{z_{t-1}, z_{t}} \right) \right]
= \sum_{\boldsymbol{z}_{1:T}} q(\boldsymbol{z}_{1:T}) \sum_{t=1}^{T} \left(\ln B_{z_{t}, x_{t}} + \ln A_{z_{t-1}, z_{t}} \right)$$
(35)

HMMのEMアルゴリズムのE step

- ► E step では、モデルパラメータを固定したうえで、観測データを所与とする潜在変数の条件付き確率分布を求めるのだった(cf. 混合分布の講義)
- ト ということは、いま考えている HMM の場合、A と B を固定したうえで $p(\boldsymbol{z}_{1:T}|\boldsymbol{x}_{1:T})$ を計算して、それを $q(\boldsymbol{z}_{1:T})$ の解とするのが、E step となる
- ▶ 以下、 M step の説明をするが、そこでは $q(z_{1:T})$ を $p(z_{1:T}|x_{1:T}) = \frac{p(z_{1:T},x_{1:T})}{p(x_{1:T})}$ で置き換えて計算を進める

$$\begin{split} \mathcal{L}(A, B, \lambda, \mu) &= \sum_{\mathbf{z}_{1:T}} q(\mathbf{z}_{1:T}) \sum_{t=1}^{T} \left(\ln B_{z_{t}, x_{t}} + \ln A_{z_{t-1}, z_{t}} \right) \\ &+ \sum_{k=1}^{K} \lambda_{k} \left(1 - \sum_{l=1}^{K} A_{s_{k}, s_{l}} \right) + \sum_{k=1}^{K} \mu_{k} \left(1 - \sum_{w=1}^{W} B_{s_{k}, v_{w}} \right) \end{split}$$

$$\begin{split} &= \sum_{\boldsymbol{z}_{1:T}} q(\boldsymbol{z}_{1:T}) \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \sum_{t=1}^T \mathbb{1}(z_{t-1} = s_k \wedge z_t = s_l) \ln A_{s_k, s_l} \\ &+ \sum_{\boldsymbol{z}_{1:T}} q(\boldsymbol{z}_{1:T}) \sum_{k=1}^K \sum_{w=1}^W \sum_{t=1}^T \mathbb{1}(z_t = s_k \wedge x_t = v_w) \ln B_{z_t, x_t} \\ &+ \sum_{k=1}^K \lambda_k \left(1 - \sum_{l=1}^K A_{s_k, s_l}\right) + \sum_{k=1}^K \mu_k \left(1 - \sum_{w=1}^W B_{s_k, v_w}\right) \end{split}$$

(36)

$$\frac{\partial \mathcal{L}(A, B, \lambda, \mu)}{\partial A_{s_k, s_l}} = \sum_{\boldsymbol{z}_{1:T}} q(\boldsymbol{z}_{1:T}) \sum_{t=1}^{T} \mathbb{1}(z_{t-1} = s_k \wedge z_t = s_l) \ln A_{s_k, s_l} - \lambda_k$$
(37)