

EM アルゴリズムのパラメータ推定についての補足

佐々木 稔

平成 15 年 8 月 1 日

確率競合モデルにおける EM アルゴリズムで、関数 $G_n(\underline{w}, w)$ を最大化するパラメータ w を直接計算できる。ここでは、そのパラメータの計算式を導出する。

パラメータとして $w = (a_h, b_h)$ となる確率競合モデルを考える。ここで、 b_h は平均 ξ_h 、分散 $(\sigma_h)^2$ の正規分布をもつパラメータ $b_h = (\xi_h, \sigma_h)$ とする。このとき、この競合モデルは以下の式で表される。

$$p(x_i, u|w) = \prod_{h=1}^H \{a_h q(x_i|b_h)\}^{u_h} \quad (1)$$

両辺の対数をとると、以下のようになる。

$$\log p(x_i, u|w) = \sum_{h=1}^H u_h \{\log a_h + \log q(x_i|b_h)\} \quad (2)$$

x_i と \underline{w} が与えられたときの u_h の平均 $E_i(h)$ は、

$$\begin{aligned} E_i(h) &= E_i\{u_h|x_i, \underline{w}\} = \sum_{u_h=0,1} u_h p(u_h|x_i, \underline{w}) \\ &= \sum_{u_h=0,1} u_h \frac{p(u_h, x_i|\underline{w})}{p(x_i|\underline{w})} \\ &= \sum_{u_h=0,1} u_h \frac{\prod_{h=1}^H \{a_h q(x_i|b_h)\}^{u_h}}{p(x_i|\underline{w})} \\ &= \frac{a_h q(x_i|b_h)}{p(x_i|\underline{w})} \end{aligned} \quad (3)$$

である。これより、パラメータを \underline{w} に固定したときの、 x_i における $\log p(x_i, u|w)$ の値は、

$$\sum_{h=1}^H E_i(h) \{\log a_h + \log q(x_i|b_h)\} \quad (4)$$

となるので、すべての観測データ $x_i (i = 1, 2, \dots, n)$ についての和を求め、それを最適化させる関数 $G_n(\underline{w}, w)$ とする。

$$G_n(\underline{w}, w) = \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^H E_i(h) \{\log a_h + \log q(x_i|b_h)\} \quad (5)$$

この関数 $G_n(\underline{w}, w)$ を、条件 $\sum_h a_h = 1, a_h > 0$ のもとで最大化を行う。

最大化を行うためには、ラグランジュの未定係数法を用いる。条件 $\sum_h a_h = 1, a_h > 0$ に対するラグランジュ係数

を γ として、関数 \mathcal{L} を考える。

$$\mathcal{L}(w, \gamma) = G_n(\underline{w}, w) - \gamma \left\{ \sum_h a_h - 1 \right\} \quad (6)$$

まず、 a_h を求めるために、関数 \mathcal{L} を a_h で偏微分して、その値を 0 とする。

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial a_h} = \sum_{i=1}^n E_i(h) \frac{1}{a_h} - \gamma = 0 \quad (7)$$

これを、 a_h について解くと

$$a_h = \frac{1}{\gamma} \sum_{i=1}^n E_i(h) \quad (8)$$

このとき、

$$\begin{aligned} \sum_{h=1}^H a_h &= \frac{1}{\gamma} \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n E_i(h) \\ &= \frac{1}{\gamma} \sum_{i=1}^n \left(\sum_{h=1}^H E_i(h) \right) = \frac{n}{\gamma} = 1 \end{aligned} \quad (9)$$

より、 $\gamma = n$ となるので、求める a_h の値は

$$a_h = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_i(h) \quad (10)$$

となる。

次に、 ξ_h を求めるために、 $q(x_i|b_h)$ を以下の式で表現する。

$$q(x_i|b_h) = \frac{1}{(2\pi\sigma_h^2)^{M/2}} \exp\left(-\frac{\|x_i - \xi_h\|^2}{2\sigma_h^2}\right) \quad (11)$$

これを、 $G_n(\underline{w}, w)$ に代入すると、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} G_n(\underline{w}, w) &= \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^H E_i(h) \left\{ \log a_h - \log(2\pi\sigma_h^2)^{M/2} \right. \\ &\quad \left. - \frac{\|x_i - \xi_h\|^2}{2\sigma_h^2} \right\} \end{aligned} \quad (12)$$

このとき、 ξ_h に関して $G_n(\underline{w}, w)$ を最大化するためには、次式の \tilde{G} を最大化すればよい。

$$\tilde{G} = -\frac{1}{2\sigma_h^2} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^H E_i(h) \|x_i - \xi_h\|^2 \quad (13)$$

この \tilde{G} を ξ_h で偏微分し、その値を 0 とする。

$$\frac{\partial \tilde{G}}{\partial \xi_h} = -\frac{1}{2\sigma_h^2} \sum_{i=1}^n E_i(h) \times (-2)(x_i - \xi_h) = 0 \quad (14)$$

これより、求める ξ_h の値は

$$\xi_h = \frac{\sum_{i=1}^n E_i(h)x_i}{\sum_{i=1}^n E_i(h)} \quad (15)$$

となる。

また、 $(\sigma_h)^2$ を求めるために、式 (12) にある $(\sigma_h)^2$ を残したものを G^+ とすると、

$$\begin{aligned} G^+ &= \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^H E_i(h) \left\{ \frac{M}{2} \log \frac{1}{(\sigma_h)^2} \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{2\{(\sigma_h)^2\}^2} \|x_i - \xi_h\|^2 \right\} \end{aligned} \quad (16)$$

この G^+ を $(\sigma_h)^2$ で偏微分し、その値を 0 とする。

$$\begin{aligned} \frac{\partial G^+}{\partial (\sigma_h)^2} &= \sum_{i=1}^n E_i(h) \left\{ \frac{M}{2} \left(-\frac{1}{\{(\sigma_h)^2\}^2} \right) (\sigma_h)^2 \right. \\ &\quad \left. + \frac{1}{2\{(\sigma_h)^2\}^2} \|x_i - \xi_h\|^2 \right\} \\ &= \frac{1}{2\{(\sigma_h)^2\}^2} \sum_{i=1}^n E_i(h) \left\{ -M(\sigma_h)^2 \right. \\ &\quad \left. + \|x_i - \xi_h\|^2 \right\} = 0 \end{aligned} \quad (17)$$

これより、求める $(\sigma_h)^2$ の値は

$$(\sigma_h)^2 = \frac{\sum_{i=1}^n E_i(h) \|x_i - \xi_h\|^2}{M \sum_{i=1}^n E_i(h)} \quad (18)$$

となる。