Variational Inference 变分推断

梁伟轩 weixuanliang@nudt.edu.cn

计算机学院, NUDT, 长沙

2020/11

Contents:

- 3 优化算法 (平均场变分族)
- 4 举例说明

2 变分推断

问题构建

首先我们定义要解决的问题。

推断问题

观测变量 $\mathbf{x}=\mathbf{x}_{1:n}$,而 $\mathbf{z}=\mathbf{z}_{1:m}$ 是相关的隐变量。推断问题是基于以上观测值,计算隐变量的条件概率 $p(\mathbf{z}|\mathbf{x})$ 密度。

而上述条件密度函数在各方面有重要的应用,例如生成新的样本点等等。 $p(\mathbf{z}|\mathbf{x})$ 可以进一步化为:

$$p(\mathbf{z}|\mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{z}, \mathbf{x})}{p(\mathbf{x})} = \frac{p(\mathbf{z}, \mathbf{x})}{\int_{\mathbf{z}} p(\mathbf{z}, \mathbf{x}) \, d\mathbf{z}}$$

而在不少的模型中被称作 Evidence 的关于观测样本的先验 $p(\mathbf{x})$ 难以求解,或需要非常高的计算复杂度才能得到结果。下面我们举例说明。

以下是一个高斯混合模型 (Mixture of Gaussians)。假设我们有一个单位方差的单变量的混合高斯模型,它有 K 个混合分量,分别对应 K 个高斯分布。这些高斯分布的方差均为 1,均值分别为 $\{\mu_1,\mu_2,...,\mu_K\}$ 。假设这些均值变量的概率密度函数为 $p(\mu_k)$,且有 $\mu_k \sim N(0,\delta^2)$,其中 δ 为超条数,假设 $\mathbf{c}(i \in [n])$ 是一个 K 维的指示向量,其仅在一个位

 $\mu_k \sim \mathcal{N}(0, \delta^2)$, 其中 δ 为超参数。假设 $\mathbf{c}_i (i \in [n])$ 是一个 K 维的指示向量,其仅在一个位置上值为 1,其余均为 0,我们可以用 \mathbf{c}_i 指示样本 \mathbf{x}_i 属于哪一个具体的高斯分布。

个模型具体可描述为:

$$egin{aligned} \mu_{k} &\sim \mathcal{N}(0, \delta^{2}) & k = 1, ..., \mathcal{K} \\ \mathbf{c}_{i} &\sim \mathsf{categorical}(1/\mathcal{K}, 1/\mathcal{K}, ..., 1/\mathcal{K}) & i = 1, ..., n \\ \mathbf{x}_{i} | \mathbf{c}_{i}, \boldsymbol{\mu} &\sim \mathcal{N}(\mathbf{c}_{i}^{\top} \boldsymbol{\mu}, 1) & i = 1, ..., n \end{aligned}$$

对于上述模型,隐变量和观测变量联合分布的概率密度为

$$ho(oldsymbol{\mu}, \mathbf{c}, \mathbf{x}) =
ho(oldsymbol{\mu}) \prod
ho(\mathbf{c}_i)
ho(\mathbf{x}_i | \mathbf{c}_i, oldsymbol{\mu})$$

$$p(\mathbf{x}) = \int p(\boldsymbol{\mu}) \prod_{i=1}^{n} p(\mathbf{c}_{i}) p(\mathbf{x}_{i} | \mathbf{c}_{i}, \boldsymbol{\mu}) d\boldsymbol{\mu}$$

$$= \sum_{\mathbf{c}} p(\mathbf{c}) \prod_{i=1}^{n} p(\mathbf{x}_{i} | \mathbf{c}_{i}, \boldsymbol{\mu}) d\boldsymbol{\mu}$$

$$= \sum_{\mathbf{c}} p(\mathbf{c}) \prod_{i=1}^{m} p(\mathbf{x}_i | \mathbf{c}_i, \boldsymbol{\mu}) d\boldsymbol{\mu}$$

其 Evidence 可以写为:

 $=A\sum_{\mathbf{c}}p(\mathbf{c})\int\cdots\int\exp\left(-\frac{1}{2\delta^2}\sum_{i=1}^K\mu_k^2-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^n(\mathbf{x}_i-\sum_{k=1}^Kc_{ik}\mu_k)^2\right)d\mu_1\cdots d\mu_K$

其中 A 为常数。根据 $n \times K$ 维矩阵 c 的不同值,我们要计算 $\mathcal{O}(K^n)$ 个 K 重积分。

变分推断

上面的计算复杂度关于样本 n 呈指数增长,这是令人难以接受的。所以,基于贝叶斯推断的精确求解是无法得到结果的。所以我们便想通过某个只关于隐变量的分布 $q(\mathbf{z})$ 去近似 $p(\mathbf{z}|\mathbf{x})$,即最小化如下 KL 散度

$$q^*(\mathbf{z}) = \operatorname*{argmin}_{q(\mathbf{z}) \in \mathcal{D}} \mathsf{KL}(q(\mathbf{z})||p(\mathbf{z}|\mathbf{x}))$$

其中 \mathcal{D} 为预先定义的 $q(\mathbf{z})$ 的搜索空间。 由于直接求解 KL 散度比较困难,上式可以进一步化为:

 $q(\mathbf{z}) \in \mathcal{D}$

$$q^{*}(\mathbf{z}) = \underset{q(\mathbf{z}) \in \mathcal{D}}{\operatorname{argmin}} \operatorname{KL}(q(\mathbf{z})||p(\mathbf{z}|\mathbf{x}))$$

$$= \underset{q(\mathbf{z}) \in \mathcal{D}}{\operatorname{argmin}} \mathbb{E}[\log q(\mathbf{z})] - \mathbb{E}[\log p(\mathbf{z}|\mathbf{x})]$$

$$= \underset{q(\mathbf{z}) \in \mathcal{D}}{\operatorname{argmin}} \mathbb{E}[\log q(\mathbf{z})] - \mathbb{E}[\log p(\mathbf{z}, \mathbf{x})] + \log p(\mathbf{x})$$
(1)

我们定义分布 p(x) 的证据下界 (Evidence Lower Bound, ELBO) 为

$$\mathbb{ELBO}(q) = \mathbb{E}[\log p(\mathbf{z}, \mathbf{x})] - \mathbb{E}[\log q(\mathbf{z})]$$
 (2)

由于优化 $q(\mathbf{z})$ 时, $\log p(\mathbf{x})$ 为常量,所以最小化 $\mathrm{KL}(q(\mathbf{z})||p(\mathbf{z}|\mathbf{x}))$ 等价于最大化 $\mathrm{ELBO}(q)$ 。这是我们最终要优化的目标。下面阐述证据下界的得名由来。另一方面,我们有:

$$\begin{split} \log p(\mathbf{x}) &= \log \left(\int p(\mathbf{x}, \mathbf{z}) \, d\mathbf{z} \right) \\ &= \log \left(\int q(\mathbf{z}) \frac{p(\mathbf{x}, \mathbf{z})}{q(\mathbf{z})} \, d\mathbf{z} \right) \\ &= \log \left(\mathbb{E} \left[\frac{p(\mathbf{x}, \mathbf{z})}{q(\mathbf{z})} \right] \right) \\ &\geq \mathbb{E} \left[\log \left(\frac{p(\mathbf{x}, \mathbf{z})}{q(\mathbf{z})} \right) \right] \quad \text{(Jensen Inequality)} \\ &= \mathsf{ELBO}(q) \end{split}$$

上述等号等且仅当 KL 散度为 0 时成立。可以看出 $\mathsf{ELBO}(q)$ 即为 $p(\mathbf{x})$ 的下界,故而得名。

优化算法 (平均场变分族)

不同的密度搜索空间 \mathcal{D} ,有不同的优化方法。此处介绍在平均场变分族 (Mean-field Variational Family) 的假设下,介绍式(2)的优化问题。

平均场变分族

平均场变分族意即隐变量之间相互独立,且其密度函数由各自的变分因子决定。此时有

$$q(\mathbf{z}) = \prod_{i=1}^{m} q_i(\mathbf{z}_i) \tag{3}$$

其中 $q_j(\mathbf{z}_j)$ 为 \mathbf{z}_j 的概率密度函数。

基于如上假设,将(3)带入(2)中,可以得到

$$\mathsf{ELBO}(q) = \underbrace{\int \prod_{j=1}^{m} q_j(\mathbf{z}_j) \log p(\mathbf{z}, \mathbf{x}) \, d\mathbf{z}}_{\mathsf{Part1}} - \underbrace{\int \prod_{j=1}^{m} q_j(\mathbf{z}_j) \sum_{j=1}^{m} \log q_j(\mathbf{z}_j) \, d\mathbf{z}}_{\mathsf{Part2}} \tag{4}$$

我们采取坐标上升 (轮替优化) 的方法对式(4)进行优化,即只优化一个变量,固定其余变量。我们针对 $q_i(\mathbf{z}_i)$ 进行优化时,式(4)第一部分可化为:

$$\mathsf{Part1} = \int_{\mathbf{z}_i} q_j(\mathbf{z}_j) \left(\mathop{\mathbb{E}}_{i \neq i} [\log p(\mathbf{z}, \mathbf{x})] \right) \, d\mathbf{z}_j$$

而第二部分可化为:

$$\begin{aligned} \mathsf{Part2} &= \int \prod_{k=1}^m q_k(\mathbf{z}_k) \log q_j(\mathbf{z}_j) \ d\mathbf{z} + \sum_{i \neq j}^m \int \prod_{k=1}^m q_k(\mathbf{z}_k) \log q_i(\mathbf{z}_i) \ d\mathbf{z} \\ &= \int_{\mathbf{z}_j} q_j(\mathbf{z}_j) \log q_j(\mathbf{z}_j) \ d\mathbf{z}_j + \mathsf{const} \end{aligned}$$

通过如上演算,可将式(4)关于 $q_j(\mathbf{z}_j)$ 的优化问题变为:

$$\begin{aligned} \mathsf{ELBO}(q) &= \int_{\mathbf{z}_j} q_j(\mathbf{z}_j) \left(\underset{i \neq j}{\mathbb{E}} \left[\log p(\mathbf{z}, \mathbf{x}) \right] \right) \, d\mathbf{z}_j - \int_{\mathbf{z}_j} q_j(\mathbf{z}_j) \log q_j(\mathbf{z}_j) \, d\mathbf{z}_j \\ &= -\mathsf{KL} \left(q_j(\mathbf{z}_j) || \exp \left(\underset{i \neq j}{\mathbb{E}} \left[\log p(\mathbf{z}, \mathbf{x}) \right] \right) \right) \end{aligned}$$

(5)

通过式(5)的推导,我们将最大化证据下界的问题转换为一个最小化 KL 散度的问题。根据 KL 散度的性质,式(5)关于 $q_i(\mathbf{z}_i)$ 有闭式解:

$$q_j^*(\mathbf{z}_j) = \exp\left(\mathbb{E}_{i \neq j}[\log p(\mathbf{z}, \mathbf{x})]\right)$$
(6)

于是,我们在对 $q_j(\mathbf{z}_j)$ 初始化以后,利用(6)采用坐标上升的方法使式(2)收敛,最终得到局部最优解。上述演算过程比较抽象,下面我们举个例子,就能使得整个过程变得一目了然。

举例说明

接下来我们用变分推断求解开头所述的单变量高斯混合模型。假设控制 μ_k 的参数为均值 m_k 和方差 s_k ,控制 c_i 的参数为 $\varphi_i^{\ 1}$ 。据此我们的证据下界可以化为:

$$\begin{split} \mathsf{ELBO}(\mathbf{m}, \mathbf{s}, \boldsymbol{\varphi}) &= \mathbb{E}[\log p(\mathbf{x}, \mathbf{c}, \boldsymbol{\mu}); \mathbf{m}, \mathbf{s}, \boldsymbol{\varphi}] - \mathbb{E}[\log q(\boldsymbol{\mu}); \mathbf{m}, \mathbf{s}^2] - \mathbb{E}[\log q(\mathbf{c}); \boldsymbol{\varphi}] \\ &= \sum_{i=1}^n \left(\mathbb{E}[\log p(\mathbf{x}_i | \mathbf{c}_i, \boldsymbol{\mu}); \mathbf{m}, \mathbf{s}^2, \boldsymbol{\varphi}_i] + \mathbb{E}[\log p(\mathbf{c}_i); \boldsymbol{\varphi}_i] \right) + \sum_{k=1}^K \mathbb{E}[\log p(\boldsymbol{\mu}_k); m_k, s_k^2] \\ &- \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\log q(\mathbf{c}_i); \boldsymbol{\varphi}_i] - \sum_{k=1}^K \mathbb{E}[\log q(\boldsymbol{\mu}_k); m_k, s_k^2] \end{split}$$

接下来,我们对变量进行逐个优化。

 $^{^{1}\}varphi_{i}$ 为一个 K 维的实值向量,它代表第 i 个样本关于所有高斯分量的隶属度,详情可参见求解高斯混合模型的 EM 算法。

首先是关于控制 c_i 的量 φ_i 的优化,利用式(6),我们有

$$q^*(\mathbf{c}_i; \boldsymbol{\varphi}_i) \propto \exp\{\mathbb{E}[\log p(\mathbf{c}_i)] + \mathbb{E}[\log p(\mathbf{x}_i|\mathbf{c}_i, \boldsymbol{\mu})]\}$$
 (7)

由于根据 \mathbf{c}_i 的定义,可知 $p(\mathbf{c}_i) = 1/K$ 。因此, $\mathbb{E}[\log p(\mathbf{c}_i)] = -\log K$ 。而上式第二项可以写作:

$$\mathbb{E}[\log p(\mathbf{x}_i|\mathbf{c}_i, \boldsymbol{\mu})] = \mathbb{E}\left[\log\left(\prod_{k=1}^K p(\mathbf{x}_i|\mu_k)^{c_{ik}}\right)\right]$$

$$= \sum_{k=1}^K c_{ik} \mathbb{E}[\log p(\mathbf{x}_i|\mu_k)]$$

$$= \sum_{k=1}^K c_{ik} \mathbb{E}[-(\mathbf{x}_i - \mu_k)^2/2] + \text{const}$$

$$= \sum_{k=1}^K c_{ik} \mathbb{E}[\mathbf{x}_i m_k - (m_k^2 + s_k^2)/2] + \text{const}$$

综上,去掉无关的项,我们有 $\varphi_{ik} \propto \exp\{\mathbb{E}[\mathbf{x}_i m_k - (m_k^2 + s_k^2)/2]\}$ 。

接下来是对控制 μ_k 的量 m_k 和 s_k 的优化。将无关的项看作常数,利用式(6),我们有:

$$q^*(\mu_k; m_k, s_k) \propto \exp\{\mathbb{E}[\log p(\mu_k)] + \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\log p(\mathbf{x}_i | \mathbf{c}_i, \boldsymbol{\mu})]\}$$
(8)

根据 c_i 的定义,我们有 $\mathbb{E}[c_{ik}] = \varphi_{ik}$ 。所以我们有:

$$\log q^*(\mu_k; m_k, s_k) = \log p(\mu_k) + \sum_i \mathbb{E}[\log p(\mathbf{x}_i | \mathbf{c}_i, \boldsymbol{\mu})] + const$$

$$= -\mu_k^2 / 2\delta^2 + \sum_i \mathbb{E}[c_{ik} \log p(\mathbf{x}_i | \mu_k)]$$

$$= -\mu_k^2 / 2\delta^2 + \sum_i \mathbb{E}[c_{ik}] \log p(\mathbf{x}_i | \mu_k)$$

$$= -\mu_k^2 / 2\delta^2 + \sum_i \varphi_{ik}(-(\mathbf{x}_i - \mu_k)^2 / 2)$$

$$= (\sum_i \varphi_{ik} \mathbf{x}_i) \mu_k - \frac{1}{2} (\sum_i \varphi_{ik} + 1/\delta^2) \mu_k^2$$

由于 $q^*(\mu_k; m_k, s_k)$ 是一个 Gaussian 分布的密度函数,我们对比上式的一次项和二次项,可以得到 m_k 和 s_k 的更新策略如下:

$$m_k = \frac{\sum_i \varphi_{ik} \mathbf{x}_i}{\sum_i \varphi_{ik} + 1/\delta^2}, \qquad s_k^2 = \frac{1}{\sum_i \varphi_{ik} + 1/\delta^2}$$
(9)

至此,我们已经得到了所有隐变量的更新策略。虽然推导过程比较复杂,但是更新策略确实是非常简单的,每一步更新过程关于样本数量 n 是呈线性的,相比于传统的贝叶斯推断的指数复杂度,要低得多。下一步,我将把上面这个例子用程序实现,并且提供优化过程中分布的可视化表示。

参考文献:

David M. Blei, Alp Kucukelbir & Jon D. McAuliffe (2017) Variational Inference: A Review for Statisticians, Journal of the American Statistical Association, 112:518, 859-877.