

Algoritmo de propagação de expectativa

Shuang Wang

Escola de Engenharia Eletrotécnica e de Computadores

Universidade de Oklahoma, Tulsa, OK, 74135

E-mail: {shuangwang}@ou.edu

Esta nota contém três partes. Primeiro, revisaremos algumas preliminares para o EP. Em seguida, o algoritmo EP será descrito na próxima seção. Finalmente, a relação entre PE e outros métodos variacionais será discutida.

I. PRELIMINARES

A. Família exponencial

A família exponencial de distribuições sobre x é um conjunto de distribuições com a forma

$$p(x; \theta) = h(x)g(\theta)\exp(\theta^T u(x)), \quad (1)$$

onde a medição x pode ser escalar ou vetorial, discreta ou contínua, θ são parâmetros da distribuição, $h(x)$ e $u(x)$ são algumas funções de x , e a função $g(\theta)$ é um fator de normalização como

$$\int h(x)\exp(\theta^T u(x)) dx = 1. \quad (2)$$

Além disso, se as variáveis forem discretas, basta substituir a integração pela soma.

A família exponencial tem muitas propriedades, o que pode simplificar os cálculos. Por exemplo, se uma função de verossimilhança é um dos membros da família exponencial, a posterior pode ser expressa em uma expressão de forma fechada escolhendo um conjugado anterior dentro da família exponencial. Além disso, a família exponencial tem uma ampla gama de membros, como Gaussiano, Bernoulli, multinomial discreto, Poisson e assim por diante, portanto, é aplicável a muitos modelos de inferência diferentes.

B. Divergência de Kullback-Leibler

A divergência de Kullback-Leibler (KL) [1] é uma medida para quantificar a diferença entre uma distribuição probabilística $p(x)$ e uma distribuição aproximada $q(x)$. Para as distribuições $p(x)$ e $q(x)$ sobre variáveis contínuas, KLdivergência é definida como

$$DKL(p(x)\|q(x)) = \int p(x) \log \frac{p(x)}{q(x)} dx, \quad (3)$$

onde, para variáveis discretas, basta substituir a integração pela soma. Além disso, a divergência KL é uma medida não simétrica, o que significa $DKL(p(x)\|q(x)) \neq DKL(q(x)\|p(x))$. Para dar aos leitores uma visão intuitiva sobre a diferença entre as duas formas de divergência KL acima, assumimos que a verdadeira distribuição $p(x)$ é multimodal e a distribuição candidata $q(x)$ é unimodal. Ao minimizar $DKL(q(x)\|p(x))$, a distribuição aproximada $q(x)$

escolha um dos modos em $p(x)$, que geralmente é usado no método variacional de Bayes. No entanto, a melhor distribuição aproximada $q(x)$ obtida minimizando $DKL(p(x)||q(x))$ será a média de todos os modos. O último caso é usado no procedimento de inferência aproximada de EP. Como este relatório se concentra na revisão do algoritmo EP, estudaremos a propriedade de minimizar $DKL(p(x)||q(x))$ primeiro. Em relação à diferença entre minimizar $DKL(p(x)||q(x))$ e $DKL(q(x)||p(x))$, discutiremos isso mais adiante neste capítulo.

Para garantir uma solução tratável para minimizar a divergência KL $DKL(p(x)||q(x))$, a distribuição aproximada $q(x)$ é geralmente restrita dentro de um membro da família exponencial. Assim, de acordo com (1), $q(x)$ pode ser escrito como

$$q(x; \theta) = h(x)g(\theta)\exp(\theta^T u(x)), \quad (4)$$

onde θ são os parâmetros da distribuição dada.

Substituindo $q(x; \theta)$ na divergência KL $DKL(p(x)||q(x))$, obtemos

$$DKL(p(x)||q(x)) = -\ln g(\theta) - \theta^T E p(x)[u(x)] + \text{const}, \quad (5)$$

onde o const representa todos os termos que são independentes dos parâmetros θ . Para minimizar a divergência KL, pegue o gradiente de $DKL(p(x)||q(x))$ em relação a θ a zero, obtemos

$$-5 \ln g(\theta) = E p(x)[u(x)]. \quad (6)$$

Além disso, para (2), tomando o gradiente de ambos os lados em relação a θ , obtemos

$$5g(\theta) \int \{ \theta^T u(x) \} dx + g(\theta) \int h(x) \exp \{ \theta^T u(x) \} u(x) dx = 0. \quad (7)$$

Então, reorganizando e reutilizando (2) novamente, obtemos

$$-5 \ln g(\theta) = E q(x)[u(x)]. \quad (8)$$

Comparando (6) e (8), obtemos

$$E p(x)[u(x)] = E q(x)[u(x)]. \quad (9)$$

Assim, a partir de (9), vemos que a minimização da divergência KL é equivalente a corresponder às estatísticas suficientes esperadas. Por exemplo, para minimizar a divergência KL com uma distribuição gaussiana $q(x; \theta)$, precisamos apenas encontrar a média e a covariância de $q(x; \theta)$ que são iguais à média e à covariância de $p(x; \theta)$, respectivamente.

C. Filtragem de densidade presumida (ADF)

O ADF é uma técnica para construir aproximação tratável para distribuição de probabilidade complexa. O EP pode ser visto como uma extensão do ADF. Assim, primeiro fornecemos uma revisão concisa do ADF e, em seguida, a estendemos ao algoritmo EP.

Consideremos a regra de Bayes e suponhamos que a fatoração da distribuição posterior tenha a seguinte forma

$$\begin{aligned}
 p(x|y) &= \frac{p(x)p(y|x)p(y)}{p(y)} \\
 &= \frac{1}{N} \prod_{i=1}^N p_0(x) p(y_i|x), \\
 &= \frac{1}{N} \prod_{i=0}^N p_i(x),
 \end{aligned} \tag{10}$$

onde Z é uma constante de normalização, $p_i(x)$ é uma notação simplificada de cada fator correspondente em (10), onde $p_0(x) = p(x)$ e $p_i(x) = p(y_i|x)$ para $i > 0$. Se assumirmos que a função de verossimilhança $p(y_i|x)$ tem uma forma complexa, a avaliação direta da distribuição a posteriori seria inviável. Por exemplo, se cada função de verossimilhança for uma mistura de duas distribuições gaussianas e houver um número total de $N = 100$ de dados observados. Então, para obter a distribuição posterior, precisamos avaliar a mistura de 2100 gaussianas.

Para resolver esse problema, os métodos de inferência aproximada tentam buscar uma distribuição posterior aproximada que possa ser muito próxima da verdadeira distribuição posterior $p(x|y)$. Normalmente, as distribuições aproximadas são escolhidas dentro da família exponencial para garantir a viabilidade computacional. Então, a melhor distribuição aproximada pode ser encontrada minimizando a divergência KL:

$$\theta^* = \arg \min_{\theta} \text{DKL}(p(x) \| q(x; \theta)). \tag{11}$$

No entanto, podemos ver que é difícil resolver (11) diretamente. O ADF resolve esse problema incluindo iterativamente a função de cada fator na distribuição posterior verdadeira. Assim, a princípio, o ADF escolhe $q(x; \theta_0)$ para melhor aproximar a função fatorial $p_0(x)$ por meio de

$$\theta_0 = \arg \min_{\theta} \text{DKL}(p_0(x) \| q(x; \theta)). \tag{12}$$

Em seguida, o ADF atualizará a aproximação incorporando a próxima função de fator $p_i(y_i|x)$ até que todas as funções de fator tenham sido envolvidas, o que nos dá a seguinte regra de atualização

$$\theta_i = \arg \min_{\theta} \text{DKL}(p_i(x)q(x; \theta_{i-1}) \| q(x; \theta)). \tag{13}$$

Como mostrado na Seção I-B, se $q(x; \theta)$ é escolhido da família exponencial, a solução ótima de (13) é combinar as estatísticas suficientes esperadas entre a distribuição aproximada $q(x; \theta_i)$ e a distribuição $p_i(x)$. Além disso, de acordo com (13), podemos ver que a melhor aproximação atual é baseada na melhor aproximação anterior. Por esse motivo, o desempenho de estimativa do ADF pode ser sensível à ordem de processo das funções fatoriais, o que pode produzir uma aproximação extremamente pobre em alguns casos. Na próxima seção, forneceremos outra perspectiva da regra de atualização do ADF, que resulta no algoritmo EP e fornece uma maneira de evitar a desvantagem associada ao algoritmo ADF.

II. PROPAGAÇÃO DE EXPECTATIVA

Adotando outra perspectiva, o ADF pode ser visto como aproximando sequencialmente a função fatorial $\pi(x)$ pela função fatorial aproximada $\tilde{\pi}(x)$, que é restrita dentro da família exponencial, e então atualizando exatamente a distribuição aproximada $q(x; \theta)$ multiplicando essas funções fatoriais aproximadas. Essa visão alternativa do ADF pode ser descrita como:

$$\tilde{\pi}(x) \propto q(x; \theta_i) q(x; \theta_{i-1}), \quad (14)$$

que também produz o algoritmo EP. O algoritmo EP inicializa cada função fatorial $\pi(x)$ por uma função fatorial aproximada correspondente $\tilde{\pi}(x)$. Então, em iterações posteriores, EP revisita cada função fatorial aproximada $\tilde{\pi}(x)$ e a refina multiplicando todas as melhores estimativas atuais, exceto uma função fatorial verdadeira $\pi(x)$ do termo revisitante. Após várias iterações, a aproximação é obtida de acordo com (15).

$$q(x; \theta_*) \propto \prod_{eu} \tilde{\pi}(x). \quad (15)$$

Como esse procedimento não depende da ordem de processo da função fator, o EP fornece uma aproximação mais precisa do que o ADF.

O processo geral de PE é dado da seguinte forma: 1) Inicialize o termo aproximação $\tilde{\pi}(x)$, que pode ser escolhido de um dos membros da família exponencial

com base no problema. 2) Calcule a distribuição aproximada

$$q(x; \theta) = \frac{1}{Z} \prod_i \tilde{\pi}_i(x), \quad (16)$$

onde $Z = \int \prod_i \tilde{\pi}_i(x) dx$. 3) Até que todos $\tilde{\pi}_i(x)$ converjam:

a) Escolha $\tilde{\pi}_i(x)$ para refinar o aproximado. b) Remova $\tilde{\pi}_i(x)$ da distribuição aproximada atual $q(x; \theta)$ com um fator de normalização:

$$\frac{q(x; \theta_i)}{\tilde{\pi}_i(x)} \propto q(x; \theta_i) \quad (17)$$

c) Atualize $q(x; \theta)$, onde primeiro combinamos $q(x; \theta_i)$, $\pi(x)$ atual e um normalizador Z_i e, em seguida, minimizamos a divergência KL através da projeção de correspondência de momentos (9) (ou seja, o operador $\text{Proj}(\cdot)$):

$$q(x; \theta) = \text{Proj} \left(\frac{1}{Z_i} q(x; \theta_i) \pi(x) \right). \quad (18)$$

d) Atualize $\tilde{\pi}_i(x)$ como

$$\tilde{\pi}_i(x) = \frac{Z_i q(x; \theta)}{q(x; \theta_i) \pi(x)}. \quad (19)$$

4) Obtenha a distribuição aproximada final por meio de

$$p(x) \approx q(x; \theta_*) \propto \prod_{eu} \tilde{\pi}_i(x). \quad (20)$$

A. Relação com a BP

Esta seção mostra que o algoritmo BP é um caso especial de EP, onde EP fornece uma aproximação aprimorada para modelos nos quais BP é geralmente intratável.

Vamos primeiro fazer uma rápida revisão do algoritmo BP. O procedimento do algoritmo BP é atualizar iterativamente todos os nós variáveis, depois atualizar todos os nós de fator por meio do envio de mensagens em paralelo e, finalmente, atualizar a crença de cada variável após cada iteração. Ao adotar outro ponto de vista, o PB pode ser visto como uma atualização da crença sobre uma variável x_i , incorporando um nó de fator de cada vez. Sob essa perspectiva, a crença da variável x_i será atualizada como

$$b(ha) = \frac{m_{X_i \rightarrow fs}(ha) m_{fs \rightarrow X_i}(ha) Z_i}{Z_i}, \quad (21)$$

onde $Z_i = \int m_{X_i \rightarrow fs}(x_i) m_{fs \rightarrow X_i}(x_i) dx_i$ é o fator de normalização. Além disso, podemos interpretar vagamente $m_{X_i \rightarrow fs}(x_i)$ e $m_{fs \rightarrow X_i}(x_i)$ como a mensagem anterior e de probabilidade, respectivamente.

Suponhamos que cada mensagem de verossimilhança $m_{fs \rightarrow X_i}(x_i)$ tenha uma forma complexa, por exemplo, uma mistura de múltiplas distribuições gaussianas. Então a complexidade computacional para avaliar as crenças exatas sobre todas as variáveis seria inviável. Em vez de propagar a mensagem de verossimilhança exata $m_{fs \rightarrow X_i}(x_i)$, o EP passa uma mensagem aproximada $\tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(x_i)$, onde $\tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(x_i)$ é obtido usando a operação de projeção conforme mostrado no processo geral de EP. Além disso $\tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(x_i)$ é geralmente escolhido da família exponencial para tornar o problema tratável. Assim, a crença aproximada na PE tem a seguinte forma

$$b(x_i) \approx q(x_i) \propto \prod_{s \in N(X_i)} \tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(x_i). \quad (22)$$

Para mostrar BP como um caso especial de EP, definimos ainda a crença parcial de um nó variável como

$$b(x_i) \backslash fs = \frac{b(ha) \tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(ha)}{m_{fs \rightarrow X_i}(ha)} \propto \prod_{s' \in N(X_i) \setminus s} \tilde{m}_{fs' \rightarrow X_i}(ha), \quad (23)$$

e a crença parcial de um nó de fator como

$$b(fs) \backslash X_i = \frac{b(fs) \tilde{m}_{X_i \rightarrow fs}(x_i)}{\tilde{m}_{X_i \rightarrow fs}(x_i)}, \quad (24)$$

onde $b(fs) = \prod_{j \in N(fs)} m_{X_j \rightarrow fs}(x_j)$ é definido como a crença do nó do fator fs . Comparando com (18) e (19), a regra de atualização da mensagem do nó do fator no EP pode ser escrita como $\tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(x_i) = \text{Proj}(b(x_i) \backslash fs m_{fs \rightarrow X_i}(x_i)) \backslash fs$

$$= \frac{\int b(x_i) \backslash fs \tilde{m}_{X_i \rightarrow fs}(x_i) b(x_i) \backslash fs}{\text{Projeto } b(x_i) \backslash fs} \quad (25)$$

onde a integral funciona sobre variável contínua. Para variável discreta, pode-se simplesmente substituir integral por soma. Além disso, a nova crença $b(x_i)$ será aproximada como

$$b(x_i) \approx q_i(x_i) = \frac{b(x_i) \backslash fs \tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(x_i) Z_i}{Z_i}, \quad (26)$$

onde $Z_i = \int x_i b(ha) \backslash fs \tilde{m}_{fs \rightarrow X_i}(ha)$.

Agora, se a integral em (25) é tratável (por exemplo, um modelo gaussiano linear) mesmo sem usar a projeção para aproximar $mfs \rightarrow Xi$. Então $b(xi)fs$ em (25) pode ser cancelado. Finalmente, a regra de atualização de mensagem de nó de fator em EP é reduzida ao caso de PN padrão.

III. RELAÇÃO COM OUTROS MÉTODOS DE INFERÊNCIA VARIACIONAL

Nesta seção, descreveremos a relação entre EP e outros algoritmos de inferência variacional, por exemplo, Bayes variacional (VB). O modelo probabilístico bayesiano especifica a distribuição conjunta $p(x, y)$, onde todas as variáveis ocultas em x recebem distribuições anteriores. O objetivo é encontrar a melhor aproximação para a distribuição posterior $p(x|y)$. Vamos dar uma olhada na decomposição da distribuição da junta de toras da seguinte forma

$$\log p(x, y) = \log p(x|y) + \log p(y). \quad (27)$$

Reorganizando (27) e tomando a integral de ambos os lados da equação rearranjada em relação a uma dada distribuição $q(x)$, obtemos a evidência do modelo logarítmico

$$\begin{aligned} \log p(y) &= \int q(x) \log(p(y)) dx \\ &= \int q(x) \log(p(x, y)) - \int q(x) \log(p(x|y)) dx, \end{aligned} \quad (28)$$

onde $\int q(x) dx = 1$. Então, reformatando (28), obtemos

$$\log p(y) = L(q(x)) + DKL(q(x)||p(x)), \quad (29)$$

onde definimos

$$L(q(x)) = \int q(x) \log(p(x, y)) dx, \quad (30)$$

$$DKL(q(x)||p(x)) = \int q(x) \log\left(\frac{q(x)}{p(x)}\right) dx. \quad (31)$$

Uma vez que $DKL(q(x)||p(x))$ é um funcional não negativo, $L(q(x))$ dá o limite inferior de $\log p(y)$. Então a maximização do limite inferior $L(q(x))$ em relação à distribuição $q(x)$ é equivalente a minimizar $DKL(q(x)||p(x))$, que acontece quando $q(x) = p(x|y)$. No entanto, trabalhar com a verdadeira distribuição posterior $p(x|y)$ pode ser intratável. Assim, assumimos que os elementos de x podem ser particionados em M grupos disjuntos x_i , $i = 1, 2, \dots, M$. Em seguida, assumimos ainda que a fatoração da distribuição aproximada $q(x)$ em relação a esses grupos tem a forma

$$q(x) = \prod_{i=1}^M q_i(x_i). \quad (32)$$

Observe que a aproximação fatorada corresponde à teoria da média arquivada, que foi desenvolvida na física. Dadas as suposições acima mencionadas, agora tentamos encontrar qualquer distribuição possível $q(x)$ sobre a qual o limite inferior $L(q(x))$ é maior. Uma vez que a maximização direta de (30) em relação a $q(x)$ é difícil, em vez disso,

otimizar (30) em relação a cada um dos fatores em (32). Ao substituir (32) por (30), obtemos

$$\begin{aligned}
 L(q(x)) &= \int q_j(x_j) \int \log(p(x, y)) \prod_{i \neq j} q_i(x_i) dx_i - \int q_j(x_j) \log(q_j(x_j)) dx_j + \text{const} \\
 &= -\int q_j(x_j) \log(q_j(x_j)) p(x_j, y) dx_j + \text{const} = \\
 &= -DKL(q_j || p(x_j, y)) + \text{const},
 \end{aligned} \tag{33}$$

onde definimos $\tilde{p}(x_j, y)$ como

$$\begin{aligned}
 \tilde{p}(x_j, y) &= \exp \left(\int \log(p(x, y)) \prod_{i \neq j} q_i(x_i) dx_i \right) \\
 &= X P(AE6 = J[\log P(X, E)]).
 \end{aligned} \tag{34}$$

Assim, se mantivermos todos os fatores $q_i(x_i)$ para $i \neq j$ fixos, então a maximização de (33) em relação a $q_j(x_j)$ é equivalente à minimização de $DKL(q_j(x_j) || p(x_j, y))$. Na prática, precisamos inicializar todos os fatores $q_i(x_i)$ primeiro e, em seguida, atualizar iterativamente cada um dos fatores $q_j(x_j)$ minimizando o $DKL(q_j(x_j) || p(x_j, y))$, até que o algoritmo se confunda.

Agora podemos ver que a principal diferença entre EP e VB é a maneira de minimizar a divergência KL. A vantagem do VB é que ele fornece um limite inferior durante cada etapa de otimização, portanto, a convergência é garantida. No entanto, o VB pode causar subestimação da variância. Em EP, minimizar $DKL(p(x) || q(x))$ é equivalente à "correspondência de momentos", mas a convergência não é garantida. No entanto, o EP tem um ponto fixo e, se convergir, o desempenho de aproximação do EP geralmente supera o VB.

REFERÊNCIAS

- [1] S. Kullback e R. Leibler, "Sobre informação e suficiência", The Annals of Mathematical Statistics, vol. 22, n° 1, pp. 79–86, 1951.
 [2] C. Bishop, Reconhecimento de padrões e aprendizado de máquina. Springer Nova York, 2006, vol. 4. [3] T. Minka, "Propagação de expectativa para inferência bayesiana aproximada", em Incerteza em Inteligência Artificial, vol. 17. Citeseer, 2001, págs. 362-369. [4] —, <http://research.microsoft.com/en-us/um/people/minka/papers/ep/roadmap.html>.