Задача кластеризации и ЕМ-алгоритм

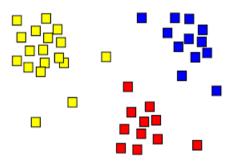
Викулин Всеволод

v.vikulin@corp.mail.ru

16 ноября 2018

Задача кластеризации

Разбиение исходного набора объектов на группы таким образом, чтобы объекты в группе были похожи друг на друга, а объекты из разных групп - отличались. Обучение **без учителя**.



Примеры применения

- Сегментация
- Суммаризация
- Обнаружение аномалий
- В помощь для классификации/регрессии

На самом деле намного больше!

Мы учимся без учителя

When we're learning to see, nobody's telling us what the right answers are — we just look. Every so often, your mother says "that's a dog", but that's very little information. You'd be lucky if you got a few bits of information — even one bit per second — that way. The brain's visual system has 10^{14} neural connections. And you only live for 10^9 seconds. So it's no use learning one bit per second. You need more like 10^5 bits per second. And there's only one place you can get that much information: from the input itself. — Geoffrey Hinton, 1996

Метрики качества кластеризации

Можно разделить на 2 типа:

- Интутивные свои близко, чужие подальше
- По размеченным кластерам

Silhouette

Хотим, чтобы каждый объект к своему кластеру находился ближе, чем к соседнему. Пусть C_i – кластер объекта i

 a_i – среднее расстояние до объектов из кластера C_i ,

 b_i – среднее расстояние до объектов из ближайшего к C_i кластера

$$silhouette_i = \frac{b_i - a_i}{max(a_i, b_i)}$$

$$silhouette = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{b_i - a_i}{max(a_i, b_i)}$$

 $\textit{silhouette} \in [-1, 1]$



Rand Index

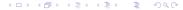
Пусть дана правильная кластеризация π^* , мы построили кластеризацию π .

Вопрос

Можно ли использовать метрики качества классификации?

Рассмотрим все пары объектов, проставим паре класс 1, если по π^* объекты из одного кластера и 0 — если из разных. Сделаем предскания для пар кластеризацией π . Пусть a — число пар, где оба объекта принадлежат одному кластеру как в π^* , так и в π (True positive). b — число пар, где оба объекта принадлежат разным кластерам как в π^* , так и в π (True negative).

$$R = \frac{a+b}{C_N^2}$$



Модели со скрытыми переменными

Скрытые переменные – переменные, которые мы не наблюдаем, но которые влияют на внутреннее состояние модели.

- Кластеризация
- Машинный перевод
- Распознавание речи
- Тематическое моделирование
- Все, что сами сможете придумать

EM (Expectation-maximization) – алгоритм, позволяющий находить оценку максимального правдоподобия в задачах со скрытыми переменными.

Максимизация правдоподобия

Z – скрытые переменные. Правдоподобие:

- Неполное $\log P(X|\Theta)$
- Полное $\log P(X, Z|\Theta)$

Разумеется, $\log P(X|\Theta) = \log \int P(X,Z|\Theta) dZ$

 $\log P(X|\Theta)$ в сложных задачах, как правило, тяжело максимизировать – не является выпуклой функцией. Скрытые переменные Z можем подобрать сами, чтобы упростить задачу.

Дивергенция Кульбака-Лейбера

Часто нужно мерить расстояние между двумя вероятностными распределенями.

$$KL(q||p) = \int q(x) \log \frac{q(x)}{p(x)} dx$$

$$\mathit{KL}(q||p) = -\int q(x)\log p(x)dx + \int q(x)\log q(x)dx$$

KL дивергенция **неотрицатальна**, она обращается в нуль тогда и только тогда, когда q=p, но при этом **не является метрикой** (Почему?).

Вывод ЕМ алгоритма

Хотим максимизировать $\log P(X|\Theta) o \max_{\Theta}$.

Z – скрытые переменные, имеющие распределение q(Z).

$$\log P(X|\Theta) = \int q(Z) \log P(X|\Theta) dZ = \int q(z) \log \frac{P(X,Z|\Theta)}{P(Z|X,\Theta)} dZ =$$

$$= \int q(z) \log \frac{P(X,Z|\Theta)q(Z)}{P(Z|X,\Theta)q(Z)} dZ =$$

$$= \int q(Z) \log \frac{P(X,Z|\Theta)}{q(Z)} dZ + \int q(Z) \log \frac{q(Z)}{P(Z|X,\Theta)} dZ =$$

$$= L(q,\Theta) + KL(q|P) \ge L(q,\Theta)$$

Вывод ЕМ алгоритма

$$\log P(X|\Theta) = L(q,\Theta) + KL(q||P) \ge L(q,\Theta)$$

Будем максимизировать нижнюю оценку $L(q,\Theta)$ сначала по q, потом по Θ . Очевидно, что $L(q,\Theta)$ максимальна, когда $KL(q,\Theta)=0$.

Е шаг:

$$q^*(Z) = arg \min_{q} \int q(Z) \log rac{q(Z)}{P(Z|X, \Theta^{old})} dZ = P(Z|X, \Theta^{old})$$

М шаг:

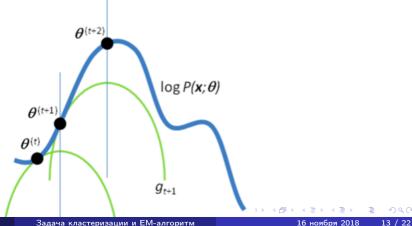
$$\Theta^{new} = arg \max_{\Theta} \int q^*(Z) \log \frac{P(X, Z|\Theta)}{q^*(Z)} dZ = arg \max_{\Theta} \int q^*(Z) \log P(X, Z|\Theta) dZ$$

To есть вместо $\log P(X|\Theta) o \max_{\Theta}$, на M шаге решаем $\mathbb{E}_Z \log P(X,Z|\Theta) o \max_{\Theta}$



Вывод ЕМ алгоритма

На каждой итерации мы не уменьшаем правдоподобие – на ${\sf E}$ шаге нижняя оценка ${\sf L}$ равна правододобию, на М шаге мы ее максимизируем. Если правдоподие ограничено, то ЕМ алгоритм сходится к стационарной точке.

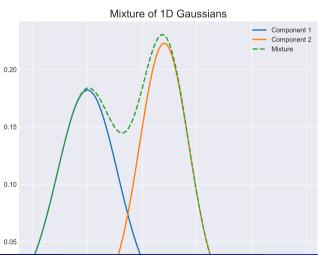


Смесь распределений

Говорят, что p(x) – смесь распределений, если

$$p(x) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k p_k(x), \sum_{k=1}^{K} \pi_k = 1, \pi_k \ge 0,$$

где K — число компонент смеси, $p_k(x)$ — распредление k компоненты, π_k — априорная вероятность k компоненты.



Правдоподобие

Пусть нам дана выборка размера N. Параметризуем $ho_k(x) = \phi(x|\Theta_k)$

$$\log P(X|\Theta) = \log \prod_{i=1}^{N} p(x_i|\Theta) = \sum_{i=1}^{N} \log \sum_{k=1}^{K} \pi_k \phi(x_i|\Theta_k)$$

Введем скрытую переменную, которая будет отвечать за выбор компоненты. z-k-мерный вектор, у которого одна компонента равна 1, а остальные равны 0.

$$\log P(X, Z|\Theta) = \log \prod_{i=1}^{N} p(x_i, Z|\Theta)$$

$$p(x_i, Z|\Theta) = \prod_{k=1}^{K} [\pi_k \phi(x_i|\Theta_k)]^{z_{i,k}}$$

$$\log P(X, Z|\Theta) = \sum_{k=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} z_{i,k} (\log \pi_k + \log \phi(x_i|\Theta_k))$$

Многомерное нормальное распределение

$$N(x|\mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}|\Sigma|^{1/2}}e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T\Sigma^{-1}(x-\mu)},$$

где μ - вектор средних значений размера n, Σ - ковариационная матрица размера $n \times n$, симметричная.

Multivariate Normal Distribution 0.0012 0.0012 0.0008 0.0008 0.00004 0.00004 0.00002 0.00004

Наша смесь:

$$P(X|\Theta) = \prod_{i=1}^{N} p(x_i|\mu, \Sigma) = \prod_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} \pi_k N(x_i|\mu_k, \Sigma_k)$$

Е шаг: считаем апостериорное распределение на скрытые переменные

$$p(z_{i,k} = 1 | x_i, \Theta^{old}) = \frac{p(x_i, z_{i,k} = 1 |, \Theta^{old})}{p(x_i | \Theta^{old})} = \frac{\pi_k^{old} N(x_i | \mu_k^{old}, \Sigma_k^{old})}{\sum\limits_{j=1}^K \pi_j^{old} N(x_i | \mu_j^{old}, \Sigma_j^{old})} = g_{i,k}$$

Полное правдоподобие:

$$\log P(X, Z | \mu_k, \Sigma_k) = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K z_{i,k} (\log \pi_k + \log N(x_i | \mu_k, \Sigma_k))$$

М шаг: максимизируем мат. ожидание логарифма полного правдоподобия

$$E_z \log P(X, Z | \mu_k, \Sigma_k) = E_z \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K z_{i,k} (\log \pi_k + \log N(x_i | \mu_k, \Sigma_k)) =$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} g_{i,k} (\log \pi_k + \log \textit{N}(\textit{x}_i | \mu_k, \Sigma_k)) \rightarrow \max_{\mu_k, \Sigma_k, \pi_k}$$

при условии $\sum\limits_{k=1}^K \pi_k = 1,$

Можно аналитически найти максимум:

$$\pi_k = \frac{1}{N} \sum_{i}^{N} g_{i,k}$$

$$\mu_k = \frac{\sum_{i}^{N} g_{i,k} x_i}{\sum_{i}^{N} g_{i,k}}$$

$$\Sigma_k = \frac{\sum_{i}^{N} g_{i,k} (x_i - \mu_k) (x_i - \mu_k)^T}{\sum_{i}^{N} g_{i,k}}$$

 $g_{i,k}$ — вес объекта i в компоненте k(насколько объект подходит под компоненту) априорная вероятность компоненты π_k — средний вес компоненты по выборке параметры нормального распределения считаются по тем же формулам, что и в принципе максимума правдоподобия, но взвешены с помощью $g_{i,k}$.

EM и K-means

Разделяем смесь нормальных распределений. Пусть $\Sigma = \sigma^2 I$, единичная матрица, σ^2 стремится к нулю, априорные вероятности кластеров равны.

$$p(z_{i,k} = 1|x_i, \Theta^{old}) = \frac{\pi_k^{old} N(x_i | \mu_k^{old}, \Sigma_k^{old})}{\sum\limits_{j=1}^K \pi_j^{old} N(x_i | \mu_j^{old}, \Sigma_j^{old})} = \frac{exp(-\frac{1}{2\sigma^2}||x_i - \mu_k||^2)}{\sum_{j=1}^K exp(-\frac{1}{2\sigma^2}||x_i - \mu_j||^2)} = g_{i,k}$$

Если σ^2 стремится к нулю, то $g_{i,k}=1$ для самого близкого к объекту i кластеру и $g_{i,k}=0$ для всех остальных кластеров.

Дальше пересчитали единственный параметр:

$$\mu_k^{new} = \frac{\sum_{i}^{N} g_{i,k} x_i}{\sum_{i}^{N} g_{i,k}}$$



Заключение

Спасибо за внимание!