

КЛАСТЕРИЗАЦИЯ

Сергей Николенко

СПбГУ – Санкт-Петербург

9 ноября 2019 г.

Random facts:

- 9 ноября в Украине – День украинской письменности и языка, а в России – День специального отряда быстрого реагирования
- 9 ноября в православной церкви – день памяти преподобного Нестора Летописца; черноризец Печерского монастыря упоминается только в одном, Хлебниковском списке «Повести временных лет», но в целом сомнений в его существовании нет
- 9 ноября – день смены власти: в 1520 г. Кристиан II в Стокгольме расправился над своими противниками, в 1799 г. Наполеон ликвидировал Директорию (18 брюмера), в 1900 г. российская армия завершила оккупацию Маньчжурии, в 1918 Вильгельм II отрёкся от престола в ходе Ноябрьской революции, в 1923 был подавлен Пивной путч в Мюнхене, а в 1989 и Берлинскую стену начали разрушать, и Дэн Сяопин ушёл в отставку
- 9 ноября 1927 г. в Китае обнаружили гигантскую панду
- 9 ноября 1979 г. в компьютер системы NORAD (North American Aerospace Defense Command) загрузили не ту ленту, и в США была объявлена ядерная тревога, а мир в течение десяти минут находился на краю ядерной войны

КЛАСТЕРИЗАЦИЯ

Суть лекции

- Кластеризация — типичная задача обучения без учителя: задача классификации объектов одной природы в несколько групп так, чтобы объекты в одной группе обладали одним и тем же свойством.
- Под свойством обычно понимается близость друг к другу относительно выбранной метрики.

ЧУТЬ БОЛЕЕ ФОРМАЛЬНО

- Есть набор тестовых примеров $X = \{x_1, \dots, x_n\}$ и функция расстояния между примерами ρ .
- Требуется разбить X на непересекающиеся подмножества (кластеры) так, чтобы каждое подмножество состояло из похожих объектов, а объекты разных подмножеств существенно различались.

Идея

- Есть точки x_1, x_2, \dots, x_n в пространстве. Нужно кластеризовать.
- Считаем каждую точку кластером. Затем ближайшие точки объединяем, далее считаем единым кластером. Затем повторяем.
- Получается дерево.

HierarchyCluster($X = \{x_1, \dots, x_n\}$)

- Инициализируем $C = X, G = X$.
- Пока в C больше одного элемента:
 - Выбираем два элемента $C c_1$ и c_2 , расстояние между которыми минимально.
 - Добавляем в G вершину c_1c_2 , соединяем её с вершинами c_1 и c_2 .
 - $C := C \cup \{c_1c_2\} - \{c_1, c_2\}$.
- Выдаём G .

Результат

- В итоге получается дерево кластеров, из которого потом можно выбрать кластеризацию с требуемой степенью детализации (обрезать на том или ином максимальном расстоянии).
- Всё ли понятно?

Результат

- В итоге получается дерево кластеров, из которого потом можно выбрать кластеризацию с требуемой степенью детализации (обрезать на том или ином максимальном расстоянии).
- Всё ли понятно?
- Остаётся вопрос: как подсчитывать расстояние между кластерами?

SINGLE-LINK VS. COMPLETE-LINK

- *Single-link* алгоритмы считают минимум из возможных расстояний между парами объектов, находящихся в кластере.
- *Complete-link* алгоритмы считают максимум из этих расстояний
- Какие особенности будут у *single-link* и *complete-link* алгоритмов? Чем они будут отличаться?

ОЧЕВИДНЫЙ АЛГОРИТМ

- Нарисуем полный граф с весами, равными расстоянию между объектами.
- Выберем некий предопределённый порог расстояния r и выбросим все рёбра длиннее r .
- Компоненты связности полученного графа — это наши кластеры.

МИНИМАЛЬНОЕ ОСТОВНОЕ ДЕРЕВО

- Минимальное оствовное дерево — дерево, содержащее все вершины (связного) графа и имеющее минимальный суммарный вес своих рёбер.
- Алгоритм Краскала (Kruskal): выбираем на каждом шаге ребро с минимальным весом, если оно соединяет два дерева, добавляем, если нет, пропускаем.
- Алгоритм Борувки (Boruvka).

КЛАСТЕРИЗАЦИЯ

- Как использовать минимальное остовное дерево для кластеризации?

КЛАСТЕРИЗАЦИЯ

- Как использовать минимальное оствовное дерево для кластеризации?
- Построить минимальное оствовное дерево, а потом выкидывать из него рёбра максимального веса.
- Сколько рёбер выбросим, столько кластеров получим.

- Идея: кластер – это зона высокой плотности точек, отделённая от других кластеров зонами низкой плотности.
- Алгоритм: выделяем *core samples*, которые сэмплируются в зонах высокой плотности (т.е. есть по крайней мере n соседей, других точек на расстоянии $\leq \epsilon$).
- Затем последовательно объединяем *core samples*, которые оказываются соседями друг друга.
- Точки, которые не являются ничьими соседями, — это выбросы.

- Идея: строим дерево (CF-tree, от clustering feature), которое содержит краткие описания кластеров и поддерживает апдейты.
- $\text{CF}_i = \{N_i, \text{LS}_i, \text{SS}_i\}$: число точек в кластере CF_i ,
 $\text{LS}_i = \sum_{\mathbf{x} \in \text{CF}_i} x_i$ (linear sum), $\text{SS}_i = \sum_{\mathbf{x} \in \text{CF}_i} x_i^2$ (sum of squares).
- Этого достаточно для того, чтобы подсчитать разумные расстояния между кластерами.
- А также для того, чтобы слить два кластера: CF_i аддитивны.

- CF-дерево состоит из CF_i ; оно похоже на B-дерево, сбалансировано по высоте. Кластеры – листья дерева, над ними “суперкластеры”.
- Добавляем новый кластер, рекурсивно вставляя его в дерево; если от этого число элементов в листе становится слишком большим (параметр), лист разбивается на два.
- А когда дерево построено, можно запустить ещё одну кластеризацию (любым другим методом) на полученных “мини-кластерах”.

АЛГОРИТМ EM И КЛАСТЕРИЗАЦИЯ

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

- Часто возникает ситуация, когда в имеющихся данных некоторые переменные присутствуют, а некоторые — отсутствуют.
- Даны результаты сэмплирования распределения вероятностей с несколькими параметрами, из которых известны не все.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

- Эти неизвестные параметры тоже расцениваются как случайные величины.
- Задача — найти наиболее вероятную гипотезу, то есть ту гипотезу h , которая максимизирует

$$E[\ln p(D|h)].$$

Частный случай

Построим один из простейших примеров применения алгоритма ЕМ. Пусть случайная переменная x сэмплируется из суммы двух нормальных распределений. Дисперсии даны (одинаковые), нужно найти только средние μ_1, μ_2 .

ДВА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

- Теперь нельзя понять, какие x_i были порождены каким распределением — классический пример скрытых переменных.
- Один тестовый пример полностью описывается как тройка $\langle x_i, z_{i1}, z_{i2} \rangle$, где $z_{ij} = 1$ iff x_i был сгенерирован j -м распределением.

Суть алгоритма EM

- Сгенерировать какую-нибудь гипотезу $h = (\mu_1, \mu_2)$.
- Пока не дойдем до локального максимума:
 - Вычислить ожидание $E(z_{ij})$ в предположении текущей гипотезы (E -шаг).
 - Вычислить новую гипотезу $h' = (\mu'_1, \mu'_2)$, предполагая, что z_{ij} принимают значения $E(z_{ij})$ (M -шаг).

В ПРИМЕРЕ С ГАУССИАНАМИ

В примере с гауссианами:

$$\begin{aligned} E(z_{ij}) &= \frac{p(x = x_i | \mu = \mu_j)}{p(x = x_i | \mu = \mu_1) + p(x = x_i | \mu = \mu_2)} = \\ &= \frac{e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_i - \mu_j)^2}}{e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_i - \mu_1)^2} + e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_i - \mu_2)^2}}. \end{aligned}$$

Мы подсчитываем эти ожидания, а потом подправляем гипотезу:

$$\mu_j \leftarrow \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m E(z_{ij}) x_i.$$

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА ЕМ

- Дадим формальное обоснование алгоритма ЕМ.
- Мы решаем задачу максимизации правдоподобия по данным $X = \{x_1, \dots, x_N\}$.

$$L(\theta | X) = p(X | \theta) = \prod p(x_i | \theta)$$

или, что то же самое, максимизации $\ell(\theta | X) = \log L(\theta | X)$.

- ЕМ может помочь, если этот максимум трудно найти аналитически.

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА ЕМ

- Давайте предположим, что в данных есть скрытые компоненты, такие, что если бы мы их знали, задача была бы проще.
- Замечание: совершенно не обязательно эти компоненты должны иметь какой-то физический смысл. :) Может быть, так просто удобнее.
- В любом случае, получается набор данных $Z = (X, Y)$ с совместной плотностью

$$p(z \mid \theta) = p(x, y \mid \theta) = p(y \mid x, \theta)p(x \mid \theta).$$

- Получается полное правдоподобие $L(\theta \mid Z) = p(X, Y \mid \theta)$. Это случайная величина (т.к. Y неизвестно).

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА EM

- Заметим, что настоящее правдоподобие $L(\theta) = E_Y [p(X, Y | \theta) | X, \theta]$.
- Е-шаг алгоритма EM вычисляет условное ожидание (логарифма) полного правдоподобия при условии X и текущих оценок параметров θ_n :

$$Q(\theta, \theta_n) = E [\log p(X, Y | \theta) | X, \theta_n].$$

- Здесь θ_n – текущие оценки, а θ – неизвестные значения (которые мы хотим получить в конечном счёте); т.е. $Q(\theta, \theta_n)$ – это функция от θ .

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА ЕМ

- Е-шаг алгоритма ЕМ вычисляет условное ожидание (логарифма) полного правдоподобия при условии X и текущих оценок параметров θ :

$$Q(\theta, \theta_n) = E [\log p(X, Y | \theta) | X, \theta_n].$$

- Условное ожидание – это

$$E [\log p(X, Y | \theta) | X, \theta_n] = \int_y \log p(X, y | \theta) p(y | X, \theta_n) dy,$$

где $p(y | X, \theta_n)$ – маргинальное распределение скрытых компонентов данных.

- ЕМ лучше всего применять, когда это выражение легко подсчитать, может быть, даже аналитически.
- Вместо $p(y | X, \theta_n)$ можно подставить
 $p(y, X | \theta_n) = p(y | X, \theta_n)p(X | \theta_n)$, от этого ничего не изменится.

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА EM

- В итоге после E-шага алгоритма EM мы получаем функцию $Q(\theta, \theta_n)$.
- На M-шаге мы максимизируем

$$\theta_{n+1} = \arg \max_{\theta} Q(\theta, \theta_n).$$

- Затем повторяем процедуру до сходимости.
- В принципе, достаточно просто находить θ_{n+1} , для которого $Q(\theta_{n+1}, \theta_n) > Q(\theta_n, \theta_n)$ – Generalized EM.
- Осталось понять, что значит $Q(\theta, \theta_n)$ и почему всё это работает.

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА ЕМ

- Мы хотели перейти от θ_n к θ , для которого $\ell(\theta) > \ell(\theta_n)$.

$$\begin{aligned}\ell(\theta) - \ell(\theta_n) &= \\ &= \log \left(\int_y p(X \mid y, \theta) p(y \mid \theta) dy \right) - \log p(X \mid \theta_n) = \\ &= \log \left(\int_y p(y \mid X, \theta_n) \frac{p(X \mid y, \theta) p(y \mid \theta)}{p(y \mid X, \theta_n)} dy \right) - \log p(X \mid \theta_n) \geq \\ &\geq \int_y p(y \mid X, \theta_n) \log \left(\frac{p(X \mid y, \theta) p(y \mid \theta)}{p(y \mid X, \theta_n)} \right) dy - \log p(X \mid \theta_n) = \\ &= \int_y p(y \mid X, \theta_n) \log \left(\frac{p(X \mid y, \theta) p(y \mid \theta)}{p(X \mid \theta_n) p(y \mid X, \theta_n)} \right) dy.\end{aligned}$$

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА EM

- Получили

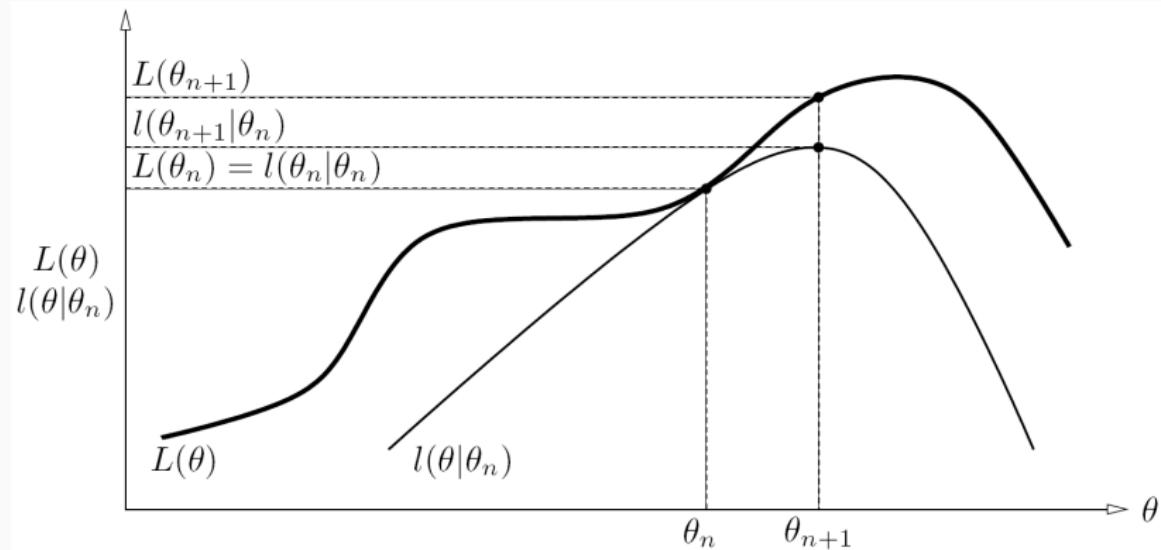
$$\begin{aligned}\ell(\theta) &\geq l(\theta, \theta_n) = \\ &= \ell(\theta_n) + \int_y p(y \mid X, \theta_n) \log \left(\frac{p(X \mid y, \theta)p(y \mid \theta)}{p(X \mid \theta_n)p(y \mid X, \theta_n)} \right) dy.\end{aligned}$$

Упражнение. Докажите, что $l(\theta_n, \theta_n) = \ell(\theta_n)$.

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА EM

- Иначе говоря, мы нашли нижнюю оценку на $\ell(\theta)$ везде, касание происходит в точке θ_n .
- Т.е. мы нашли нижнюю оценку для правдоподобия и смещаемся в точку, где она максимальна (или хотя бы больше текущей).
- Такая общая схема называется *ММ-алгоритм* (minimization-maximization). Мы к ним, возможно, ещё вернёмся.

ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА ЕМ



ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА ЕМ

- Осталось только понять, что максимизировать можно Q .

$$\begin{aligned}\theta_{n+1} &= \arg \max_{\theta} l(\theta, \theta_n) = \arg \max_{\theta} \left\{ \ell(\theta_n) + \right. \\ &\quad \left. + \int_y f(y \mid X, \theta_n) \log \left(\frac{p(X \mid y, \theta) f(y \mid \theta)}{p(X \mid \theta_n) f(y \mid X, \theta_n)} \right) dy \right\} = \\ &= \arg \max_{\theta} \left\{ \int_y p(y \mid X, \theta_n) \log (p(X \mid y, \theta) p(y \mid \theta)) dy \right\} = \\ &= \arg \max_{\theta} \left\{ \int_y p(y \mid X, \theta_n) \log p(X, y \mid \theta) dy \right\} = \\ &= \arg \max_{\theta} \{Q(\theta, \theta_n)\},\end{aligned}$$

а остальное от θ не зависит. Вот и получился ЕМ.

Мысли?

- Какие есть мысли о применении алгоритма EM к задачам кластеризации?

Гипотезы

- Чтобы воспользоваться статистическим алгоритмом, нужно сформулировать гипотезы о распределении данных.
- Гипотеза о природе данных:* тестовые примеры появляются случайно и независимо, согласно вероятностному распределению, равному смеси распределений кластеров

$$p(x) = \sum_{c \in C} w_c p_c(x), \quad \sum_{c \in C} w_c = 1,$$

где w_c — вероятность появления объектов из кластера c , p_c — плотность распределения кластера c .

Гипотезы CONT'D

- Остается вопрос: какими предположить распределения p_c ?

Гипотезы CONT'D

- Остается вопрос: какими предположить распределения p_c ?
- Часто берут сферические гауссианы, но это не слишком гибкий вариант: кластер может быть вытянут в ту или иную сторону.

Гипотезы CONT'D

- Остается вопрос: какими предположить распределения p_c ?
- Часто берут сферические гауссианы, но это не слишком гибкий вариант: кластер может быть вытянут в ту или иную сторону.
- Мы будем брать эллиптические гауссианы.
- Гипотеза 2: Каждый кластер c описывается d -мерной гауссовой плотностью с центром $\mu_c = \{\mu_{c1}, \dots, \mu_{cd}\}$ и диагональной матрицей ковариаций $\Sigma_c = \text{diag}(\sigma_{c1}^2, \dots, \sigma_{c2}^2)$ (т.е. по каждой координате своя дисперсия).

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ И ОБЩИЙ ВИД АЛГОРИТМА

- В этих предположениях получается в точности задача разделения смеси вероятностных распределений. Для этого и нужен EM-алгоритм.
- Каждый тестовый пример описывается своими координатами $(f_1(x), \dots, f_n(x))$.
- Скрытые переменные в данном случае — вероятности g_{ic} того, что объект x_i принадлежит кластеру $c \in C$.

ИДЕЯ АЛГОРИТМА

- E -шаг: по формуле Байеса вычисляются скрытые переменные g_{ic} :

ИДЕЯ АЛГОРИТМА

- E -шаг: по формуле Байеса вычисляются скрытые переменные g_{ic} :

$$g_{ic} = \frac{w_c p_c(x_i)}{\sum_{c' \in C} w_{c'} p_{c'}(x_i)}.$$

ИДЕЯ АЛГОРИТМА

- E -шаг: по формуле Байеса вычисляются скрытые переменные g_{ic} :

$$g_{ic} = \frac{w_c p_c(x_i)}{\sum_{c' \in C} w_{c'} p_{c'}(x_i)}.$$

- M -шаг: с использованием g_{ic} уточняются параметры кластеров w, μ, σ :

ИДЕЯ АЛГОРИТМА

- E -шаг: по формуле Байеса вычисляются скрытые переменные g_{ic} :

$$g_{ic} = \frac{w_c p_c(x_i)}{\sum_{c' \in C} w_{c'} p_{c'}(x_i)}.$$

- M -шаг: с использованием g_{ic} уточняются параметры кластеров w, μ, σ :

$$w_c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ic},$$

ИДЕЯ АЛГОРИТМА

- E -шаг: по формуле Байеса вычисляются скрытые переменные g_{ic} :

$$g_{ic} = \frac{w_c p_c(x_i)}{\sum_{c' \in C} w_{c'} p_{c'}(x_i)}.$$

- M -шаг: с использованием g_{ic} уточняются параметры кластеров w, μ, σ :

$$w_c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ic}, \quad \mu_{cj} = \frac{1}{n w_c} \sum_{i=1}^n g_{ic} f_j(x_i),$$

ИДЕЯ АЛГОРИТМА

- E -шаг: по формуле Байеса вычисляются скрытые переменные g_{ic} :

$$g_{ic} = \frac{w_c p_c(x_i)}{\sum_{c' \in C} w_{c'} p_{c'}(x_i)}.$$

- M -шаг: с использованием g_{ic} уточняются параметры кластеров w, μ, σ :

$$w_c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ic}, \quad \mu_{cj} = \frac{1}{nw_c} \sum_{i=1}^n g_{ic} f_j(x_i),$$

$$\sigma_{cj}^2 = \frac{1}{nw_c} \sum_{i=1}^n g_{ic} (f_j(x_i) - \mu_{cj})^2.$$

АЛГОРИТМ

EMCluster($X, |C|$):

- Инициализировать $|C|$ кластеров; начальное приближение:
 $w_c := 1/|C|$, $\mu_c :=$ случайный x_i ,
 $\sigma_{cj}^2 := \frac{1}{n|C|} \sum_{i=1}^n (f_j(x_i) - \mu_{cj})^2$.
 - Пока принадлежность кластерам не перестанет изменяться:
 - E -шаг: $g_{ic} := \frac{w_c p_c(x_i)}{\sum_{c' \in C} w_{c'} p_{c'}(x_i)}$.
 - M -шаг: $w_c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ic}$, $\mu_{cj} = \frac{1}{n w_c} \sum_{i=1}^n g_{ic} f_j(x_i)$,

$$\sigma_{cj}^2 = \frac{1}{n w_c} \sum_{i=1}^n g_{ic} (f_j(x_i) - \mu_{cj})^2.$$
- Определить принадлежность x_i к кластерам:

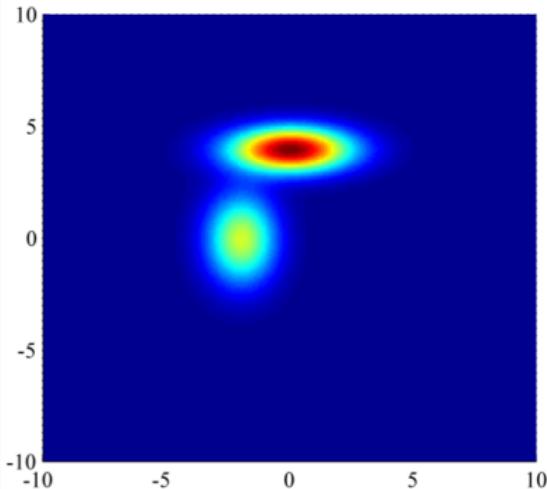
$$\text{clust}_i := \arg \max_{c \in C} g_{ic}.$$

УПРАЖНЕНИЕ

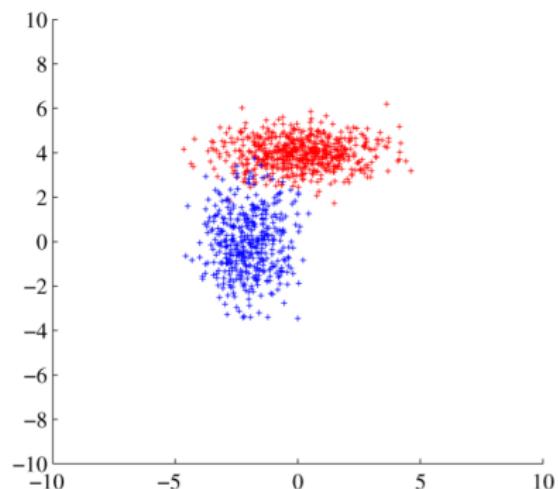
Упражнение. Докажите, что Е-шаг и М-шаг действительно в данном случае так выглядят.

ПРИМЕР

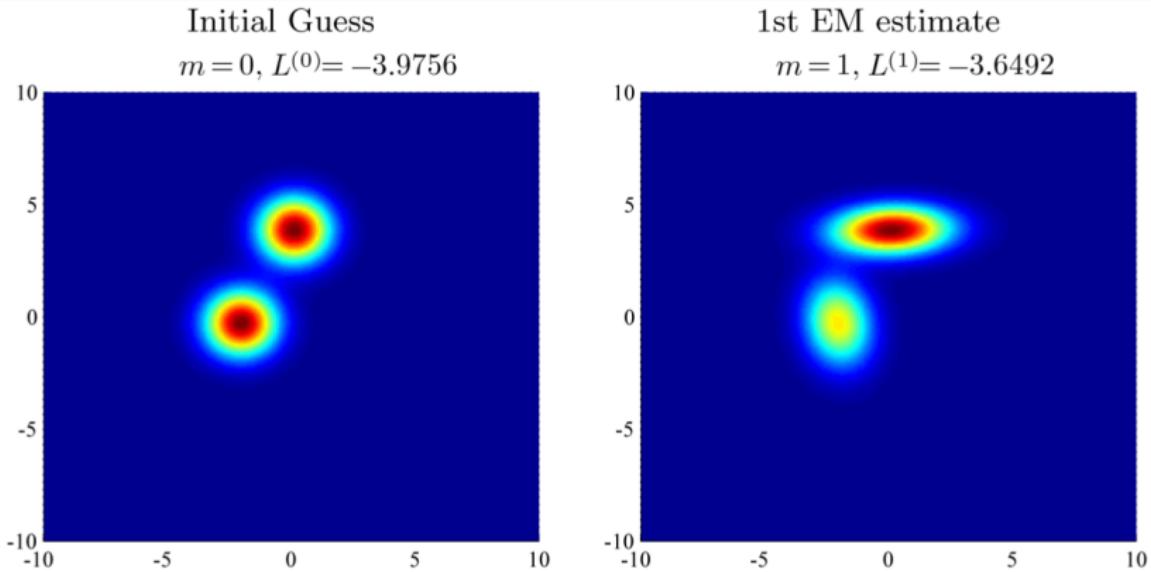
True GMM density



1000 i.i.d. samples



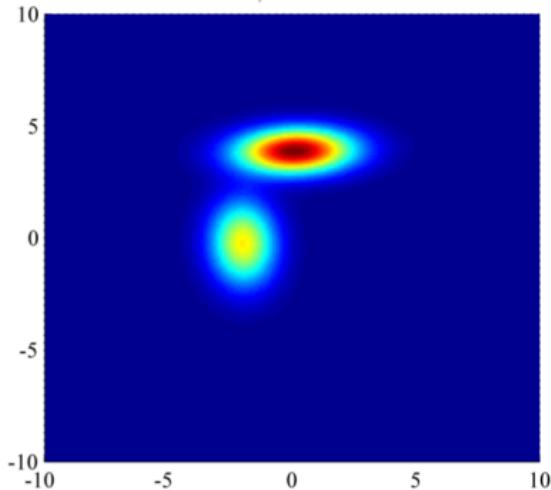
ПРИМЕР



ПРИМЕР

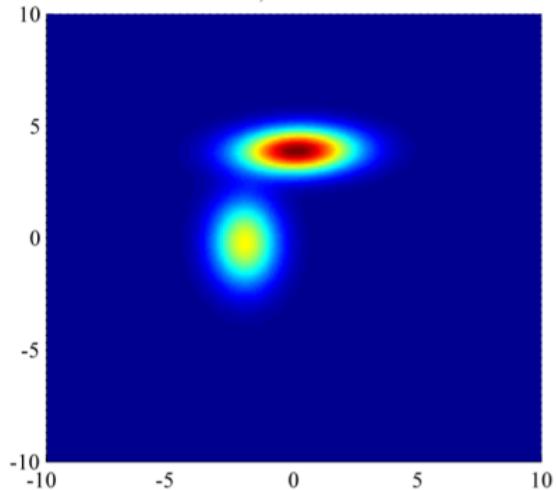
2nd EM estimate

$$m = 2, L^{(2)} = -3.6446$$



3rd EM estimate

$$m = 3, L^{(3)} = -3.6438$$



ПРОБЛЕМА

- Остается проблема: нужно задавать количество кластеров.

Суть алгоритма k -средних

- Один из самых известных алгоритмов кластеризации – алгоритм k -средних – это фактически упрощение алгоритма EM.
- Разница в том, что мы не считаем вероятности принадлежности кластерам, а жестко приписываем каждый объект одному кластеру.
- Кроме того, в алгоритме k -средних форма кластеров не настраивается (но это не так важно).

Цель

- Цель алгоритма k -средних — минимизировать меру ошибки

$$E(X, C) = \sum_{i=1}^n \|x_i - \mu_i\|^2,$$

где μ_i — ближайший к x_i центр кластера.

- Т.е. мы не относим точки к кластерам, а двигаем центры, а принадлежность точек определяется автоматически.

АЛГОРИТМ НЕФОРМАЛЬНО

- Идея та же, что в EM:
 - Проинициализировать.
 - Классифицировать точки по ближайшему к ним центру кластера.
 - Перевычислить каждый из центров.
 - Если ничего не изменилось, остановиться, если изменилось — повторить.

kMeans($X, |C|$):

- Инициализировать центры $|C|$ кластеров $\mu_1, \dots, \mu_{|C|}$.
- Пока принадлежность кластерам не перестанет изменяться:
 - Определить принадлежность x_i к кластерам:

$$\text{clust}_i := \arg \min_{c \in C} \rho(x_i, \mu_c).$$

- Определить новое положение центров кластеров:

$$\mu_c := \frac{\sum_{\text{clust}_i=c} f_j(x_i)}{\sum_{\text{clust}_i=c} 1}.$$

- И EM, и k -means хорошо обобщаются на случай частично обученных кластеров.
- То есть про часть точек уже известно, какому кластеру они принадлежат.
- Как это учесть?

- Чтобы учесть информацию о точке x_i , достаточно для EM положить скрытую переменную g_{ic} равной тому кластеру, которому нужно, с вероятностью 1, а остальным — с вероятностью 0, и не пересчитывать.
- Для k -means то же самое, но для clust_i .

Объединение моделей

КАК ОБЪЕДИНЯТЬ МОДЕЛИ

- До сих пор мы разрабатывали (и потом ещё будем разрабатывать) модели, которые делают предсказания (в основном для задач регрессии и классификации).
- Таким образом, мы можем попробовать обучить сразу много разных моделей!
- Model selection – это о том, как выбрать из них лучшую.
- Но, может быть, можно не выбирать, а использовать все сразу?

Основные подходы

- Комитет: обучаем L разных моделей, а потом так или иначе усредняем-комбинируем их результаты.
- Альтернатива: обучаем L разных моделей, а потом обучаем отдельную модель о том, какую из них использовать для предсказания (например, дерево принятия решений).

- Начнём с самого простого – байесовского усреднения.
- Мы уже знаем, что такое комбинация моделей – например, линейная смесь гауссианов:

$$p(\mathbf{x}) = \sum_k \pi_k N(\mathbf{x} \mid \mu_k, \Sigma_k).$$

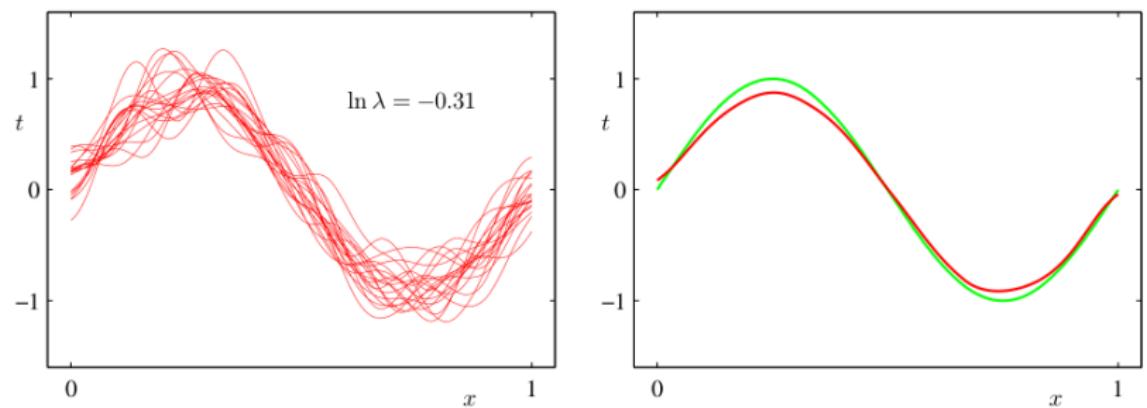
- Если её обучать, мы обучим коэффициенты смеси, и результат будет порождён как бы двухуровневым процессом.

- А байесовское усреднение будет выглядеть как

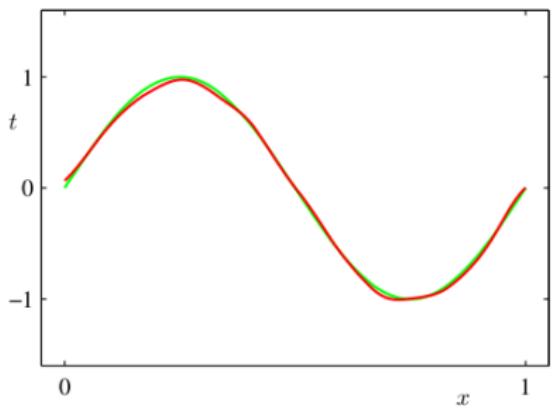
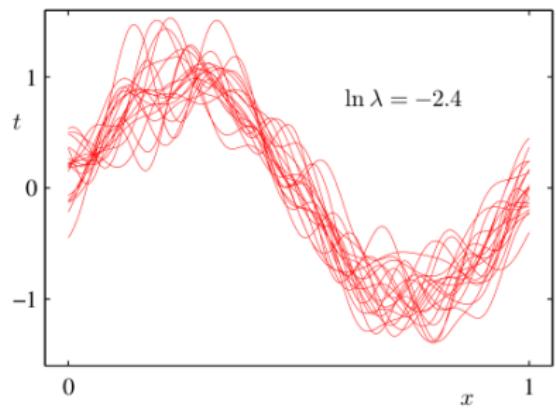
$$p(\mathbf{X}) = \sum_{h=1}^H p(\mathbf{X} | h)p(h).$$

- Смысл теперь в том, что генерирует \mathbf{X} только одна модель, но мы просто не знаем какая именно; когда \mathbf{X} , апостериорные распределения $p(h | \mathbf{X})$ сужаются, и мы выбираем то, что надо.
- Но метод очень простой: взять много моделей и усреднить.
- Где-то мы это уже видели...

ГДЕ-ТО МЫ ЭТО УЖЕ ВИДЕЛИ



ГДЕ-ТО МЫ ЭТО УЖЕ ВИДЕЛИ



BAGGING

- На этих картинках – модели с высоким $bias$, которые обучены по разным датасетам, сгенерированным одним и тем же распределением.
- И если их усреднить, получится как раз то, что надо.
- Но в жизни у нас нет возможности генерировать много датасетов: сколько данных есть, столько есть.
- Просто разбивать датасет на части – не поможет. Что делать?

- Пусть у нас есть датасет $\mathbf{X} = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_N\}$.
- Давайте сгенерируем много датасетов так: будем выбирать из \mathbf{X} N точек с замещением, т.е. в новом датасете некоторые точки будут повторяться.
- Этот метод называется *bootstrapping*.

BAGGING

- Мы сделаем так M датасетов размера N (с повторяющимися точками), потом обучим M моделей, а потом образуем из них комитет и будем предсказывать как

$$y(\mathbf{x}) = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M y_m(\mathbf{x}).$$

- Это называется *bagging* (bootstrap aggregation).
- На первый взгляд кажется, что это какая-то ерунда: мы пытаемся получить что-то из ничего...

- Пусть настоящая функция, которую мы пытаемся предсказать
– $h(\mathbf{x})$, т.е. модели наши выглядят как

$$y_m(\mathbf{x}) = h(\mathbf{x}) + \epsilon_m(\mathbf{x}).$$

- Тогда средняя ошибка модели – это

$$\mathbb{E}_{\mathbf{x}} [(y_m(\mathbf{x}) - h(\mathbf{x}))^2] = \mathbb{E}_{\mathbf{x}} [\epsilon_m(\mathbf{x})^2].$$

- И средняя ошибка тех моделей, которые мы обучаем,
получается

$$E_{\text{avg}} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \mathbb{E}_{\mathbf{x}} [\epsilon_m(\mathbf{x})^2].$$

BAGGING

- И средняя ошибка тех моделей, которые мы обучаем, получается

$$E_{\text{avg}} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \mathbb{E}_{\mathbf{x}} [\epsilon_m(\mathbf{x})^2].$$

- А ошибка комитета – это

$$\begin{aligned} E_{\text{com}} &= \mathbb{E}_{\mathbf{x}} \left[\left(\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M (y_m(\mathbf{x}) - h(\mathbf{x})) \right)^2 \right] = \\ &= \mathbb{E}_{\mathbf{x}} \left[\left(\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \epsilon_m(\mathbf{x}) \right)^2 \right]. \end{aligned}$$

- $E_{\text{avg}} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M E_{\mathbf{x}} [\epsilon_m(\mathbf{x})^2], E_{\text{com}} = E_{\mathbf{x}} \left[\left(\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \epsilon_m(\mathbf{x}) \right)^2 \right].$
- Если предположить, что $E_{\mathbf{x}} [\epsilon_m(\mathbf{x})] = 0$, и ошибки некоррелированы: $E_{\mathbf{x}} [\epsilon_m(\mathbf{x})\epsilon_l(\mathbf{x})] = 0$, мы получим

$$E_{\text{com}} = \frac{1}{M} E_{\text{avg}}.$$

- $E_{\text{com}} = \frac{1}{M} E_{\text{avg}}$!
- Это кажется совершенно невероятным. На самом деле всё не так хорошо – конечно, ошибки на самом деле сильно коррелированы.
- И, конечно, на самом деле обычно уменьшение ошибки не такое большое.
- Но можно показать, что в любом случае $E_{\text{com}} \leq E_{\text{avg}}$, так что хуже от этого не будет, а лучше стать может.

Спасибо!

Спасибо за внимание!