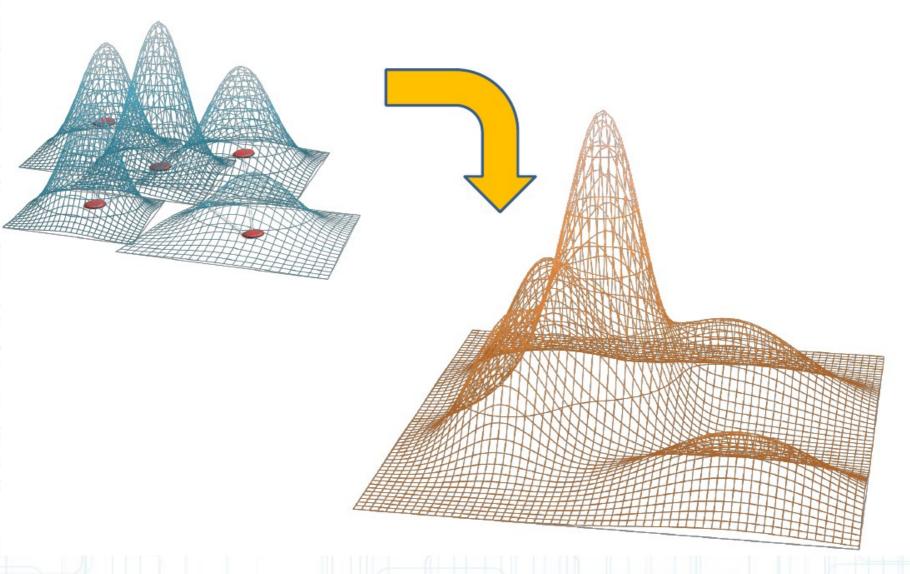
Машинное обучение Логистическая регрессия. Смеси распределений



Содержание лекции

- Логистическая регрессия
- Бинаризация признаков
- Скоринг
- Смеси распределений
- ЕМ-алгоритм восстановления смеси

Предположение 1

- X=Rⁿ, Y={+1,-1}, X^l
- Распределение р(х|у) из экспоненциального семейства:

$$p(x|y) = \exp(c(\delta) < \theta_y, x > + b_y(\delta, \theta_y) + d(x, \delta))$$

 $\theta_y \in \mathbb{R}^n$ – параметр сдвига

 δ – параметр разброса

b_v,c,d – произвольные числовые функции

• Экспоненциальное семейство распределений широко: равномерное, нормальное, Лапласа, Пуассона, Парето, Дирихле, биномиальное, Граспределение, х²-распределение, и др.

Предположение 2

• Плотности p(x|y) имеют равные значения параметров c, d и δ , но отличаются значениями параметра сдвига θ_v .

Теорема

Если выполняются предположения 1 и 2 и среди признаков есть константа, то

оптимальный байесовский классификатор для заданных штрафов λ₊ и λ₋ является линейным:

$$a(x) = \operatorname{sign}(\langle w, x \rangle - w_0)$$

• апостериорные вероятности классов вычисляются по формуле: $P(y|x) = \sigma(\langle w, x \rangle y)$

где
$$\sigma(z) = \frac{1}{1+e^{-z}}$$
 - логистическая функция

Доказательство

$$a(x) = 1 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda_{+}P(+1|x) > \lambda_{-}P(-1|x) \quad \Leftrightarrow \quad \frac{P(+1|x)}{P(-1|x)} > \frac{\lambda_{-}}{\lambda_{+}}$$

$$\Leftrightarrow \frac{P(x|+1)P(+1)}{P(x|-1)P(-1)} > \frac{\lambda_{-}}{\lambda_{+}} \Leftrightarrow \ln \frac{P(x|+1)P(+1)}{P(x|-1)P(-1)} > \ln \frac{\lambda_{-}}{\lambda_{+}}$$

подставим сюда
$$p(x|\pm 1) = \exp\left(c_{\pm}(\delta)\langle\theta_{\pm},x\rangle + b_{\pm}(\delta,\theta_{\pm}) + d(x,\delta)\right)$$

$$\ln \frac{\mathsf{P}(+1|x)}{\mathsf{P}(-1|x)} = \langle \underbrace{c(\delta)(\theta_+ - \theta_-)}_{w = \mathsf{const}(x)}, x \rangle + \underbrace{b_+(\delta, \theta_+) - b_-(\delta, \theta_-) + \ln \frac{P_+}{P_-}}_{\beta = \mathsf{const}(x)}$$

Добавим eta к коэффициенту w_j при константном признаке $\mathit{f_j}=1$

Доказательство

Получим:

$$rac{\mathsf{P}(+1|x)}{\mathsf{P}(-1|x)} = e^{\langle w, x
angle}$$

По формуле полной вероятности P(-1|x) + P(+1|x) = 1, следовательно

$$\mathsf{P}(+1|x) = rac{1}{1+e^{-\langle w,x
angle}}; \qquad \mathsf{P}(-1|x) = rac{1}{1+e^{\langle w,x
angle}}$$

$$P(y|x) = \frac{1}{1 + e^{-\langle w, x \rangle y}} = \sigma(\langle w, x \rangle y)$$

Разделяющая классы поверхность – линейна:

$$\lambda_{-}\operatorname{P}(-1|x) = \lambda_{+}\operatorname{P}(+1|x),$$
 $\langle w, x \rangle - \operatorname{ln} rac{\lambda_{-}}{\lambda_{+}} = 0.$

,

Поиск w

 Максимизация логарифма правдоподобия обучающей выборки:

$$\ln \prod_{i=1}^{\ell} p(x_i, y_i) = \sum_{i=1}^{\ell} \ln p(x_i, y_i) \to \max_{\mathbf{w}}$$

• Для логистического распределения:

$$p(x,y) = p(y|x)p(x) = \sigma(\langle \mathbf{w}, x \rangle y)p(x)$$
 отсюда

$$\sum_{i=1}^{\ell} \ln\left(1 + e^{-\langle \mathbf{w}, x_i \rangle y_i}\right) + \operatorname{Const}(\mathbf{w}) \to \min_{\mathbf{w}}$$

• Напоминает минимизацию функционала эмпирического риска $Q(a,X^{\ell}) = \frac{1}{\ell} \sum_{i=1}^{\ell} \mathscr{L}(a,x_i)$

Сравнение с другими видами функционала эмпирического риска

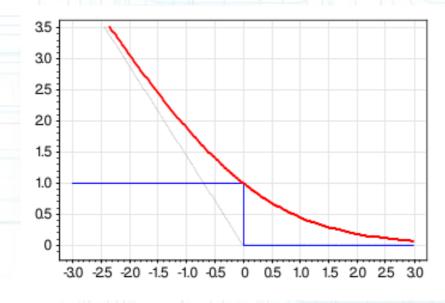
• Определим выступ объекта как:

$$M_i = \langle \mathbf{w}, x_i \rangle y_i$$

• В случае логистической регрессии:

$$\mathscr{L}(M) = \ln\left(1 + e^{-M}\right)$$

• Сравним:



Поиск w

Метод первого порядка — стохастический градиент:

$$w^{(t+1)} := w^{(t)} + \eta_t y_i x_i (1 - \sigma_i),$$

 η_t — градиентный шаг, $\sigma_i = \sigma(y_i w^{\mathsf{T}} x_i) = \mathsf{P}(y_i | x_i)$ — вероятность правильной классификации x_i .

Метод второго порядка (Ньютона-Рафсона) приводит к IRLS, Iteratively Reweighted Least Squares:

$$w^{(t+1)} := w^{(t)} + \eta_t (F^{\mathsf{T}} \Lambda F)^{-1} F^{\mathsf{T}} \tilde{y},$$

F — матрица объекты—признаки $\ell \times n$, $ilde{y} = (y_i(1 - \sigma_i))$, $\Lambda = \mathrm{diag}((1 - \sigma_i)/\sigma_i)$,

Бинаризация признаков (One Hot encoding)

- Пусть x единственный признак (номинальный, закодированный: 0,1,2,...k)
- Классификатор: $a(x) = sign(wx+w_0)$
- Проблема: вес w нельзя подобрать так, чтобы классификатор был не монотонным.
- Для любых w и w0 значения a(x) > 0 когда $x > w_0/w$ и $a(x) \le 0$ в противном случае

Бинаризация признаков (One Hot encoding)

 Вместо одного номинального признака вводим к бинарных признаков.
 Пример (k=5):

	x1	x2	х3	x4	x5
Азов	0	0	0	0	1
Аксай	0	0	0	1	0
Ростов	0	0	1	0	0
Новочеркасск	0	1	0	0	0
Таганрог	1	0	0	0	0

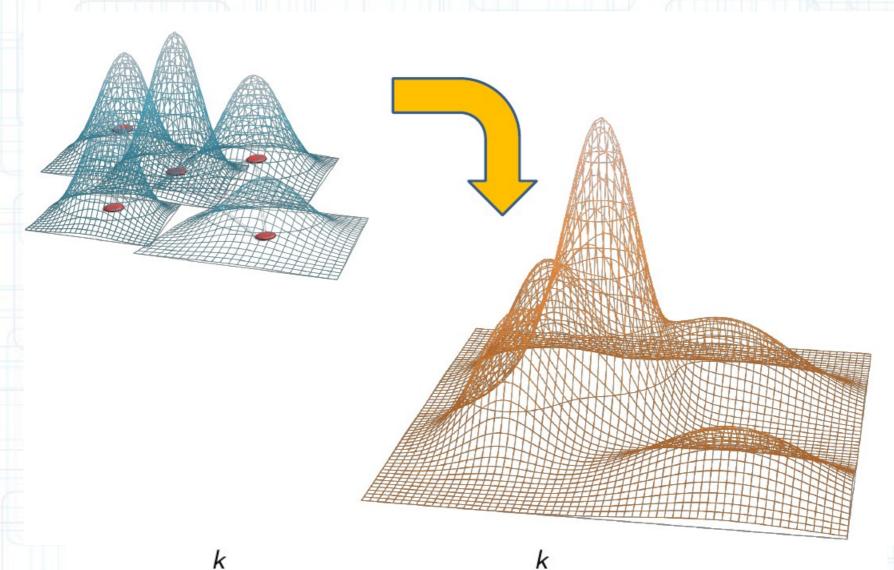
 Возможна бинаризация и количественных признаков путем предварительной дискретизации

Скоринг

- Если все признаки бинарные, то линейный классификатор удобно рассматривать как суммирование баллов (score): Sum += w_j, если x_i=1
- Рисунок фрагмент скоринговой карты для вопроса о выдаче кредита

Возраст	до 25	5
	25 - 40	10
	40 - 50	15
	50 и больше	10
Собственность	владелец	20
	совладелец	15
	съемщик	10
	другое	5
Работа	руководитель	15
	менеджер среднего звена	10
	служащий	5
	другое	0
Стаж	1/безработный	0
	13	5
	310	10
	10 и больше	15
Работа_мужа /жены	нет/домохозяйка	0
	руководитель	10
	менеджер среднего звена	5
	служащий	1

Смеси распределений



$$p(x) = \sum_{j=1}^{n} w_j p_j(x; \theta_j),$$

$$\sum_{j=1} w_j = 1,$$

$$w_j \geqslant 0$$

Смеси распределений

Задача 1: имея простую выборку $X^m \sim p(x)$ и зная k, оценить вектор параметров $\Theta = (w_1, \dots, w_k, \theta_1, \dots, \theta_k)$.

Задача 2: оценить ещё и k.

Задача максимизации логарифма правдоподобия

$$L(\Theta) = \ln \prod_{i=1}^m p(x_i) = \sum_{i=1}^m \ln \sum_{j=1}^k w_j p_j(x_i; \theta_j) \rightarrow \max_{\Theta}$$

при ограничениях $\sum\limits_{j=1}^k w_j = 1; \;\; w_j \geqslant 0.$

Решение оптимизационной задачи

$$Q(\Theta) = \ln \prod_{i=1}^{m} p(x_i) = \sum_{i=1}^{m} \ln \sum_{j=1}^{k} w_j p_j(x_i) \to \max_{\Theta} \sum_{j=1}^{k} w_j = 1$$

$$\sum_{j=1}^k w_j = 1$$

$$L(\Theta; X^{m}) = \sum_{i=1}^{m} \ln \left(\sum_{j=1}^{k} w_{j} p_{j}(x_{i}) \right) - \lambda \left(\sum_{j=1}^{k} w_{j} - 1 \right)$$

$$\frac{\partial L}{\partial w_j} = \sum_{i=1}^m \frac{p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} - \lambda = 0, \quad j = 1, \dots, k$$

Умножим левую и правую части на w_i , просуммируем все k этих равенств, и поменяем местами знаки суммирования по ј и по і:

$$\sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{k} \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^{k} w_s p_s(x_i)} = \lambda \sum_{j=1}^{k} w_j,$$

$$\lambda = m$$

Решение оптимизационной задачи

$$w_j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m g_{ij}, \quad j = 1, \dots, k$$

где
$$g_{ij} = \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)}$$
 "похожи" на вероятности того, ч

"похожи" на вероятности того, что x_i

$$g_{ij} = P(j|x_i) = \frac{P(j)p(x_i|j)}{p(x_i)} = \frac{w_j p_j(x_i; \theta_j)}{p(x_i)} = \frac{w_j p_j(x_i; \theta_j)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i; \theta_s)}$$

$$\sum_{j=1}^k \mathsf{g}_{ij} = 1$$

Решение оптимизационной задачи

Приравняем к нулю производную лагранжиана по θ_{j} , помня, что $p_{i}(x) = \phi(x; \theta_{i})$:

$$\frac{\partial L}{\partial \theta_j} = \sum_{i=1}^m \frac{w_j}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{i=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^m \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_j p_j(x_i)}{\sum_{s=1}^k w_j p_s(x_i)} \frac{\partial}{\partial \theta_j} \ln p_j(x_i) = \sum_{s=1}^k \frac{w_$$

Полученное условие совпадает с необходимым условием максимума в задаче максимизации взвешенного правдоподобия:

$$\theta_j := \arg \max_{\theta} \sum_{i=1}^m g_{ij} \ln \varphi(x_i; \theta), \quad j = 1, \dots, k.$$

при условии, что g_{ij} не зависят от θ . Что, конечно же, не так.

ЕМ-алгоритм

Итерационный алгоритм Expectation-Maximization:

- 1: начальное приближение вектора параметров Θ ;
- 2: повторять
- 3: G := E-шаг (Θ) ; // оцениваются *скрытые переменные G*
- 4: $\Theta := \mathsf{M}\text{-шаг}(\Theta, G);$
- 5: **пока** Θ и G не стабилизируются.

ЕМ-алгоритм

- Вход: $X^m = \{x_1, \dots, x_m\}$, k, δ , начальное $\Theta = (w_j, \theta_j)_{j=1}^k$;
- Выход: $\Theta = (w_j, \theta_j)_{i=1}^k$ параметры смеси распределений
 - 1: повторять
 - 2: E-шаг (expectation):

для всех
$$i=1,\ldots,m,\ j=1,\ldots,k$$
 $g_{ij}^0:=g_{ij}; \quad g_{ij}:=rac{w_j p_j(x_i;\theta_j)}{\sum_{s=1}^k w_s p_s(x_i;\theta_s)};$

3: M-шаг (maximization):

для всех
$$j=1,\ldots,k$$
 $heta_j:=rg\max_{ heta}\sum_{i=1}^m g_{ij}\ln p_j(x_i; heta); \qquad w_j:=rac{1}{m}\sum_{i=1}^m g_{ij};$

4: пока
$$\max_{i,j} |g_{ij} - g_{ij}^0| > \bar{\delta};$$

5: **вернуть**
$$(w_j, \theta_j)_{j=1}^k$$
;

Смеси гауссовских распределений

$$p(x|y) = \sum_{j=1}^{k_y} w_{yj} p_{yj}(x), \quad p_{yj}(x) = \mathcal{N}(x; \mu_{yj}, \Sigma_{yj})$$

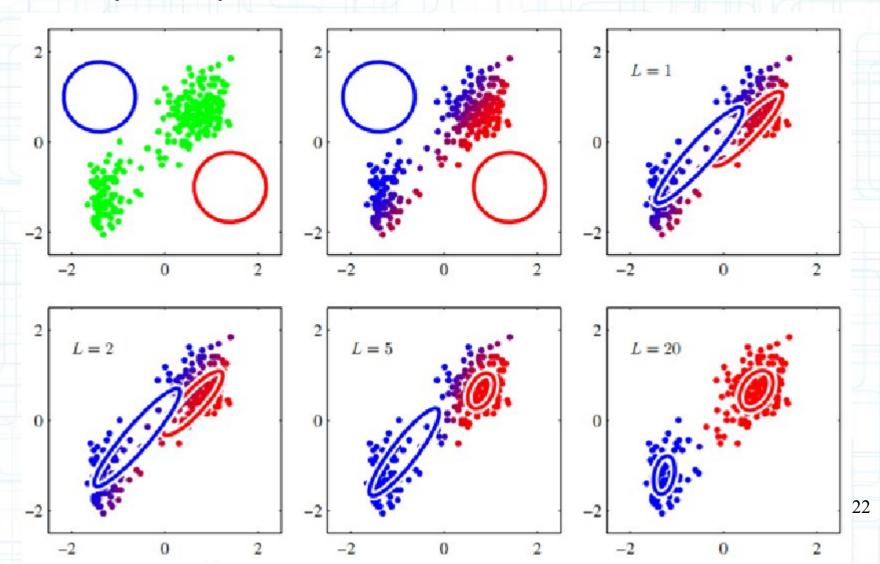
Решение М-шага:

$$\hat{\mu}_j = \frac{1}{mw_j} \sum_{i=1}^m g_{ij} x_i, \quad j = 1, \dots, k;$$

$$\hat{\Sigma}_j = \frac{1}{mw_j} \sum_{i=1}^m g_{ij} (x_i - \hat{\mu}_j) (x_i - \hat{\mu}_j)^{\mathsf{T}}, \quad j = 1, \dots, k.$$

Пример работы алгоритма

- Две гауссовские компоненты k = 2 в R².
- Расположение компонент в зависимости от номера итерации:



ЕМ-алгоритм с добавлением и удалением компонент

- Проблемы базового варианта ЕМ-алгоритма:
 - Как выбирать начальное приближение?
 - Как определять число компонент?
 - Как ускорить сходимость?
- Добавление и удаление компонент в ЕМалгоритме:
 - Если слишком много объектов х_і имеют слишком низкие правдоподобия р(х_і), то создаём новую k+1-ю компоненту, по этим объектам строим её начальное приближение.
 - Если у ј-й компоненты слишком низкий w_j, удаляем её.

Вопросы для самоконтроля

- Пусть плотности вероятности p(x|y=+1) и p(x|y=-1) имеют нормальные распределения (разные для y=+1 и y=-1). При каких условиях будет справедлива теорема о логистической регрессии?
- Сгенерируйте случайную выборку из 10 объектов с классами +1 и -1 и двумя признаками: х₁, х₂. Придумайте вектор w=(w₁,w₂). Вычислите выступ для каждого объекта выборки

Вопросы для самоконтроля

- Сгенерируйте случайную выборку из 10 объектов с классами +1 и -1 и одним количественным признаком со значениями на интервале [0,20]. По выборке должно быть видно, что точки формируют два отдельных скопления
- Нарисуйте ее график рассеяния (одномерный) и подумайте, какое начальное приближение можно взять для этой выборки в ЕМ-алгоритме разделения смеси из двух нормальных распределений. Задайте веса компонент и параметры распределений.

Вопросы для самоконтроля

- Сгенерируйте случайную выборку из 10 объектов с одним количественным признаком со значениями на интервале [0,20].
- Возьмите в качестве плотностей распределения двух компонент рј(х) два равномерных распределения на разных интервалах. Вычислите коэффициенты діј из ЕМ-алгоритма