# КЛАССИФИКАЦИЯ

Навостри ум свой математикой, если не найдешь для этого никакого иного средства, остерегайся только классификации букашек, поверхностное знание которой совершенно бесполезно, а точное уводит в бесконечность. И не забывай, что число фибр твоего мозга, их складок и извилин конечно. Там, где сидит

какая-нибудь история

бабочки, нашлось бы, может быть, место для

биографий Плутарха,

которые могли бы вдохновить тебя.

Г. К. Лихтенберг

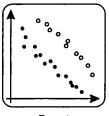
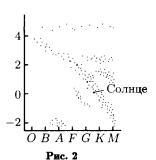


Рис. 1



При статистическом анализе таблицы данных, состоящей из нескольких столбцов (признаков), необходимо иметь в виду эффект существенной многомерности, из-за которого к верным выводам можно прийти лишь при одновременном учете всей совокупности взаимосвязанных признаков. Так, точки и кружки на рис. 1 почти не отличаются друг от друга по каждой из координат в отдельности, но очевидным образом разделяются по новому признаку—сумме координат.

Похожий случай приводится в [1, с. 15]: попытка различить два типа потребительского поведения семей сначала по одному признаку (расходы на питание), потом по другому (расходы на промышленные товары и услуги) не дала результата, в то время как одновременный учет обоих признаков позволил обнаружить значимое различие между анализируемыми совокупностями семей. (См. также пример 1 в гл. 23.)

Рассмотрим еще один пример, показывающий, что удачная классификация может даже привести к появлению нового направления исследований (см. [4, с. 35]).

«С давних пор астрономы знали о различной светимости звезд, т. е. о различной их «истинной яркости». В конце XIX в. были открыты также различные спектральные классы звезд, попросту говоря — различный цвет их излучения (от красного до голубого). До 1913 г. эти характеристики существовали в представлении ученых раздельно, но вот (независимо друг от друга) датский астроном Герцшпрунг и американец Ресселл сопоставили их между собой и построили двумерную проекцию объектов-звезд на плоскость признаков спектр — светимость. Результаты оказались неожиданными (рис. 2).

Астрономы увидели, что звезды не распределены в пространстве этих признаков равномерно, а образуют несколько ярко выраженных кластеров, причем стало возможным предсказать эволюцию звезд по значениям их основных характеристик. С тех пор диаграмма Герцшпрунга—Ресселла стала одним из важных инструментов в работе современных астрономов.»

Если число признаков m>3, то разбиение множества объектов на компактные группы (так называемые *кластеры*)\*) может оказаться непростой задачей. Данная глава посвящена знакомству с некоторыми подходами к ее решению.

### § 1. НОРМИРОВКА, РАССТОЯНИЯ И КЛАССЫ

Разбиение объектов на классы может в значительной степени *зависеть от выбора единиц измерения* (масштабов шкал) признаков: килограммы или фунты, сантиметры или дюймы.

В приведенном примере при классификации не следует считать расстоянием между объектами евклидово расстояние между соответствующими точками  $(x_i, y_i)$  на плоскости, так как признаки имеют разные единицы измерения. Требуется предварительная нормировка показателей, переводящая их в безразмерные величины. Перечислим наиболее распространенные типы нормировки 170 одномерных наблюдений  $Z_1, \ldots, Z_n$ .

#### Типы нормировки

**N1)** 
$$Z'_i = (Z_i - Z_{min})/(Z_{max} - Z_{min}).$$

$${f N2}) \ Z_i' = (Z_i-\overline{Z})/S,$$
 где  $\overline{Z}=rac{1}{n}\sum Z_i$ — среднее арифметическое,  $S^2=rac{1}{n}\sum (Z_i-\overline{Z})^2$ — выборочная дисперсия.

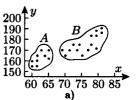
**N3)**  $Z_i' = (Z_i - MED)/MAD$ , где MED— выборочная медиана (см. § 2 гл. 7),  $MAD^{**}$ )— (нормированная) медиана абсолютных отклонений от MED:

$$MAD = \frac{1}{\Phi^{-1}(3/4)} MED\{|Z_i - MED|, i = 1,...,n\},$$

где  $\Phi^{-1}(x)$  — функция, обратная к функции распределения закона  $\mathcal{N}(0,1)$ .\*\*\*) Такое преобразование менее подвержено влиянию выделяющихся значений  $Z_i$ .

Статистическая однородность — понятие, базисное для статистики; общепринято, что какую-либо обработку статистических данных (усреднение, установление связей и т. д.) надо производить только в однородных группах наблюдений.

> И. Д. Мандель, «Кластерный анализ»



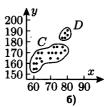


Рис. 3

<sup>\*)</sup> Разные варианты уточнения этого понятия приведены ниже.

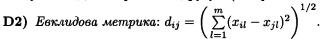
 $<sup>^{**}</sup>$ ) Сокращение MAD происходит от английского наименования Median of  $Absolute\ Deviations$ .

<sup>\*\*\*)</sup> Множитель  $1/\Phi^{-1}(3/4)\approx 1,483$  обеспечивает для выборки из закона  $\mathcal{N}(\mu,\sigma^2)$  сходимость  $MAD\stackrel{d}{\longrightarrow}\sigma$  при  $n\to\infty$  (см. П5).

Помимо типа нормировки решающее влияние на результат классификации оказывает выбор меры близости между m-мерными точками. Приведем основные способы задания расстояния  $d_{ij}$  от точки  $\boldsymbol{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \ldots, x_{im})$  до точки  $\boldsymbol{x}_j = (x_{j1}, x_{j2}, \ldots, x_{jm})$ .

#### Расстояния между объектами

**D1)** Метрика города (рис. 4)\*):  $d_{ij} = \sum_{l=1}^{m} |x_{il} - x_{jl}|$ . При использовании метрики города хорошо выделяются классы, имеющие вид «облака», вытянутого вдоль оси некоторого признака. В случае, когда координаты объектов принимают только значения 0 и 1, это расстояние равно количеству несовпадающих координат, т. е. длине пути по ребрам единичного m-мерного куба из одной вершины в другую (метрика Хемминга).



 ${f D3}$ ) Метрика Чебышёва:  $d_{ij}=\max\limits_{1\leqslant l\leqslant m}|x_{il}-x_{jl}|.$ 

Все три расстояния являются частными случаями (соответственно при  $p=1,\ 2$  и  $\infty$ ) так называемого расстояния Минковского

$$d_{ij} = \left(\sum_{l=1}^{m} |x_{il} - x_{jl}|^p\right)^{1/p}.$$

Известно (см. [90, с. 208]), что при любом  $p\geqslant 1$  для расстояния Минковского выполняется неравенство треугольника:  $d_{ij}\leqslant d_{ik}+d_{kj}$ . На рис. 5 изображены единичные «шары»  $B_p^m$  для  $p=1,\ 2,\ \infty$  при m=2. Отношение объемов  $\rho_m=V(B_1^m)/V(B_\infty^m)=1/m!$  при увеличении размерности быстро уменьшается:  $\rho_2=1/2,\ \rho_5=1/120,\ \rho_{10}=1/3628800\approx 3\cdot 10^{-7}$ .

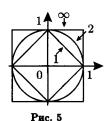
Иногда матрица расстояний (мер близости)  $d_{ij}$  между объектами задается непосредственно: например, как таблица экспертных оценок сходства объектов или как матрица прямых измерений близости (скажем, размеров межотраслевых поставок). В этом случае снимается проблема выбора типа нормировки и расстояния. (Однако, заметим, что для некоторых из рассматриваемых ниже методов классификации требуются сами координаты объектов, а не только расстояния  $d_{ij}$  между ними.)

На основе заданного расстояния между объектами можно уточнить, какие множества называются *группами однородных объектов* или *классами*. Выделим некоторые

#### Типы классов

**С1)** Класс типа ядра [60] (в [56, с. 235] такой класс называется *сгущением*). Все расстояния между объектами внутри





Вопрос 1. Почему метрика Чебышёва отвечает значению  $p\!=\!\infty$ ?

<sup>\*)</sup> Ее также называют метрикой city-block или манхеттенской.

класса меньше любого из расстояний между объектами класса и остальной частью множества объектов. На рис. 6 сгущениями являются A и B. Остальные пары множеств не разделяются с помощью этого определения.

- **С2)** Кластер (сгущение в среднем [56]). Среднее расстояние внутри класса меньше среднего расстояния объектов класса до всех остальных. Множества C и D теперь разделяются, но у E (G) среднее внутреннее расстояние больше, чем среднее расстояние между E и F (G и H).
- С3) Класс типа ленты [60] (слабое сгущение [56]). Существует  $\tau > 0$  такое, что для любого  $\boldsymbol{x}_i$  из класса S найдется такой объект  $\boldsymbol{x}_j \in S$ , что  $d_{ij} \leqslant \tau$ , а для всех  $\boldsymbol{x}_k \notin S$  справедливо неравенство  $d_{ik} > \tau$ . В смысле этого определения на рис. 6 разделяются все пары множеств кроме I и J, K и L.
- С4) Класс с центром. Существует порог R>0 и некоторая точка  $\boldsymbol{x}^*$  в пространстве, занимаемом объектами класса S (в частности, элемент этого множества) такие, что все объекты из S и только они содержатся в шаре радиуса R с центром в  $\boldsymbol{x}^*$ . Часто в качестве  $\boldsymbol{x}^*$  выступает центр масс класса S, т. е. координаты центра определяются как средние значения признаков у объектов класса. Множества I и J являются классами с центром, а E, F и G—нет.

Обратим внимание на то, что накладывающиеся множества K и L не разделяются при помощи перечисленных определений классов. Тем не менее, в примере 4 из  $\S$  5 предлагается способ проведения разделяющей границы между подобными множествами на основе статистической модели случайного выбора из одной из k многомерных нормальных совокупностей.

Вообще, классификация (кластер-анализ) отличается от других разделов статистики большой зависимостью результатов расчетов от содержательных установок исследователя.

### § 2. ЭВРИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ

Подавляющая часть классификаций на практике проводится именно эвристическими методами. Это объясняется относительной простотой и содержательной ясностью таких алгоритмов, возможностью вмешательства в их работу путем изменения одного или нескольких параметров, смысл которых обычно понятен, и невысокой трудоемкостью алгоритмов.

**А1)** Связные компоненты. Все объекты разбиваются на классы *типа ленты, или слабого сгущения* (тип С3 в § 1), где задаваемый параметр  $\tau \in (\min d_{ij}, \max d_{ij})$ . В этой постановке задача классификации эквивалентна нахождению связных компонент

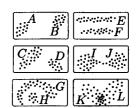
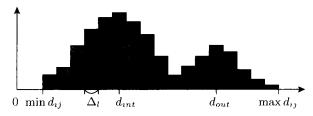


Рис. в

Научное исследование — это искусство, а правила в искусстве, если они слишком жестки, приносят больше вреда, чем пользы.

Дж. Томсон, «Дух науки»

графа (вершины графа i и j соединены ребром, если  $d_{ij} \leqslant \tau$ ). (Алгоритм выделения связных компонент методом поиска в глубину излагается в  $\S$  9.) Для выбора величины  $\tau$  полезно построить гистограмму межсобъектных расстояний (высота прямоугольника над промежутком  $\Delta_l$  на рис. 7 пропорциональна количеству  $d_{ij}$  в  $\Delta_l$ ). При хорошей структурированности данных гистограмма, как правило, имеет два выделяющихся максимума: при  $d_{ij} \approx d_{int}$  (типичное внутриклассовое расстояние) и при  $d_{ij} \approx d_{out}$  (типичное межклассовое расстояние). Часто удачным выбором  $\tau$  оказывается значение ( $d_{int} + d_{out}$ )/2.



 $\int_0^{td_2}$ 

Рис. 7

Рис. 8

**А2)** Кратчайший незамкнутый путь (КНП). Его также называют минимальным покрывающим деревом или каркасом. Соединяются ребром две ближайшие точки, затем среди оставшихся отыскивается точка, ближайшая к любой из уже соединенных точек, и присоединяется к ним и т. д. до исчерпания всех точек. Р. Прим в 1957 г. доказал, что построенный таким способом граф имеет минимальную общую длину ребер среди всевозможных соединений, связывающих все вершины (см. [28, с. 60]).

В найденном КНП затем отбрасывают k-1 самых длинных дуг и получают k классов (рис. 8).\*) Метод позволяет выделять классы произвольной формы.

Заметим, что если разрешается добавлять в граф новые вершины (точки Штейнера), то можно добиться меньшей, чем у КНП, длины пути. Уже для трех точек  $A,\ B$  и C на плоскости таких, что наибольший из углов  $\triangle$  ABC меньше  $120^\circ$ , существует точка O внутри треугольника, для которой минимальна сумма |OA|+|OB|+|OC|.

Доказательство [64, с. 77]. Пусть O- некоторая точка внутри  $\triangle$  ABC. При повороте на  $60^\circ$  вокруг вершины A точки O, B и C перейдут в точки O', B' и C', соответственно (рис. 9). Так как  $\triangle$  AOO' равносторонний, то |AO| = |OO'|. Отрезок OC переходит в отрезок O'C'. Поэтому |OC| = |O'C'|. Таким образом, сумма |OA| + |OB| + |OC| = |OO'| + |OB| + |O'C'|, т. е. равна длине ломаной BOO'C'. Она минимальна, когда ломаная является отрезком. Поскольку  $\angle$   $AOO' = 60^\circ$ , для этого необходимо, чтобы  $\angle$   $BOA = 120^\circ$ . Другими словами, сторона AB должна быть видна из оптимальной



 $<sup>^*</sup>$ ) Число k задает исследователь. На практике обычно  $2\leqslant k\leqslant 5.$ 

точки под углом  $120^\circ$ . Из симметрии то же самое должно быть верно и для двух других сторон  $\triangle$  ABC.

Для произвольного расположения вершин графа на плоскости и любого числа точек Штейнера эффективные алгоритмы построения кратчайшего соединения неизвестны (согласно [28, с. 63]).

- **А3)** МЕТОД k-СРЕДНИХ<sup>\*)</sup> предназначен для выделения классов типа С4 («класс с центром»). Приведем два варианта:
- (а) Алгоритм Г. Болла и Д. Холла (1965 г., см. [52, с. 110]). Случайно выбираются k объектов (эталонов); каждый объект присоединяется к ближайшему эталону (тем самым образуются k классов); в качестве новых эталонов принимаются центры масс классов.\*\*) После пересчета объекты снова распределяются по ближайшим эталонам и т. д. Критерием окончания алгоритма служит стабилизация центров масс всех классов.

Вместо случайно выбираемых эталонов лучше использовать k наиболее удаленных объектов: сначала отыскиваются два самых удаленных друг от друга объекта, затем l-й эталон ( $l=3,\ldots,k$ ) определяется как наиболее удаленный в среднем от уже имеющихся.

(b) Алгоритм Дж. Мак-Кина (1967 г., см. [52, с. 98]). Он отличается от метода Болла и Холла тем, что при просмотре списка объектов пересчет центра масс класса происходит после присоединения к нему каждого очередного объекта.

Отметим, что алгоритм Мак-Кина связан с функционалом качества разбиения F2 из § 5.

**А4)** Алгоритм «Форель». Случайный объект объявляется центром класса; все объекты, находящиеся от него на расстоянии не большем R, входят в первый класс. В нем определяется центр масс, который объявляется новым центром класса и т. д. до стабилизации центра. Затем все объекты, попавшие в первый класс изымаются, и процедура повторяется с новым случайным центром.

Можно скомбинировать алгоритмы A4 и A2 ([52, с. 67)]: при небольшом R по алгоритму A4 находят k'>k классов; их центры соединяют КНП, из которого удаляют k-1 самых длинных ребер и получают k классов. При этом образуются классы более сложной формы, чем m-мерные шары (рис. 10). Здесь важна идея двух-этапности классификации: сначала выделить заведомо компактные маленькие группы, затем произвести их объединение. Так можно успешно классифицировать довольно большие массивы информации (сотни объектов).

**А5)** МЕТОД ПОТЕНЦИАЛЬНЫХ ЯМ. Предположим, что каждый объект  $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{im})$  создает вокруг себя поле притяжения

Вопрос 2.

Как построить оптимальную точку О при помощи циркуля и линейки? (Постройте на стороне ВС, как на основании, равносторонний треугольник и опишите вокруг него

Вопрос 3.

окружность.)

Где на плоскости находится точка, сумма расстояний от которой до вершин выпуклого четырехугольника минимальна?

«Форель»: Первоначальное название ФОРЭЛ — ФОРмальный ЭЛемент. Предложен В. Н. Елкиной и Н. Г. Загоруйко в 1966 г., см. [1, с. 222].

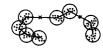


Рис. 10

<sup>\*)</sup> Это название, ставшее популярным, введено Дж. Мак-Кином.

<sup>\*\*)</sup> Считается, что каждому объекту приписана масса 1.

с некоторой весовой функцией, например, гладким квартическим ядром

$$W_i(\mathbf{x}) = [1 - (r_i/R)^2]^2 I_{\{r_i \leqslant R\}},$$

где  $r_i = |{m x} - {m x}_i|$ , а параметр R>0 задает эффективный размер области притяжения. Все вместе объекты создают потенциальное поле  $U({m x}) = -\sum W_i({m x})$ . Классам соответствуют потенциальные ямы: объект  ${m x}_i$  относится к яме, в которую он «скатывается» при свободном движении. Практически приходится, стартовав с  ${m x}_i$ , запускать некоторый алгоритм (локальной) минимизации.

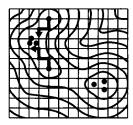


Рис. 11

Одним из простейших методов минимизации функции m переменных  $U(\boldsymbol{x})$  является циклический перебор 2m точек, соседних с текущей по осям с шагом  $\pm h$  (h— точность поиска точки минимума). Если значение  $U(\boldsymbol{x})$  в какой-то из них меньше, чем в текущей, происходит перемещение в нее (противоположную по этой оси точку можно не проверять) (рис. 11). Для ускорения полезно запоминать для каждой оси знак успешного перемещения по ней во время предыдущего цикла и сначала пробовать сдвигаться в том же направлении. Критерием окончания служит отсутствие перемещений за время цикла.

Обозначим через  $\boldsymbol{y}_i$  конечную точку пути из  $\boldsymbol{x}_i$ . Объекты  $\boldsymbol{x}_i$  и  $\boldsymbol{x}_j$  отнесем к одному классу, если  $\sum\limits_{l=1}^m |y_{il}-y_{jl}| \leqslant 2kh$  (т. е.  $\boldsymbol{y}_i$  и  $\boldsymbol{y}_j$  близки в метрике города D1 из § 1). При этом число перемещений при поиске локального минимума (длина пути) характеризует удаленность  $\boldsymbol{x}_i$  от «центра» класса (дна ямы).

Из-за необходимости проведения численной минимизации для каждого  $x_i$  метод рекомендуется применять для классификации небольшого числа (нескольких десятков) объектов.

## § 3. ИЕРАРХИЧЕСКИЕ ПРОЦЕДУРЫ

Общая схема этих процедур такова: сначала каждый объект считается отдельным классом; на первом шаге объединяются два ближайших объекта, которые образуют новый класс (если сразу несколько объектов (классов) одинаково близки, то выбирается одна случайная пара); вычисляются меры отдаленности  $\rho$  (см. ниже)\*) от этого класса до всех остальных классов, и размерность матрицы межклассовых мер отдаленности сокращается на единицу; шаги процедуры повторяются до тех пор, пока все объекты не объединятся в один класс.

Молчалин в «Горе от ума» А. С. Грибоедова

Мне завещал отец:
Во-первых, угождать всем людям без изъятья;
Хозяину, где доведется жить,
Начальнику, с кем буду я служить,
Слуге его, который чистит платья,
Швейцару, дворнику, для избежанья зла,
Собаке дворника, чтоб ласкова была.

<sup>\*)</sup> Мы не называем их расстояниями из-за того, что не для всех мер отдаленности выполняется неравенство треугольника.

Наиболее известны следующие две процедуры (рис. 12):

**Р1)** МЕТОД «ВЛИЖНЕГО СОСЕДА»:  $ho_{min} = \min_{oldsymbol{x}_i \in S_k, \, oldsymbol{x}_i \in S_l} d_{ij},$ 

$$\mathbf{P2}$$
) МЕТОД «ДАЛЬНЕГО СОСЕДА»:  $ho_{max} = \max_{oldsymbol{x}_i \in S_k, \, oldsymbol{x}_j \in S_l} d_{ij}.$ 

Решение о том, какое из разбиений на классы, получаемых при проведении иерархической процедуры, наиболее содержательно, принимается на основе анализа так называемой дендрограммы: по горизонтали откладываются номера объектов, а по вертикали — значения мер отдаленности  $\rho(S_k,S_l)$ , при которых происходили объединения классов  $S_k$  и  $S_l$ .

На основе данных, представленных на рис. 13, а, построены дендрограммы для процедур Р1 (рис. 13, б) и Р2 (рис. 13, в). Хорошо видна следующая особенность метода «ближнего соседа» — цепочечный эффект: независимо от формы кластера к нему присоединяются ближайшие к границе объекты. Метод «дальнего соседа» не приводит к подобному эффекту. Подробнее о сравнении разных методов классификации см. в § 7.

Рассмотрим некоторые другие иерархической процедуры.

**Р3)** МЕТОД СРЕДНЕЙ СВЯЗИ:  $\rho_{ave} = \frac{1}{n_k n_l} \sum_{x_i \in S_k} \sum_{x_j \in S_l} d_{ij}$  (здесь  $n_k$  и  $n_l$  — количества объектов в классах  $S_k$  и  $S_l$ ).

А. Н. Колмогоровым было предложено изящное обобщение метода Р3, основанное на понятии степенного среднего чисел  $c_1>0,\dots,c_n>0$ 

$$\bar{c}_{\tau} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} c_i^{\tau}\right)^{1/\tau}.\tag{1}$$

Очевидно,  $\bar{c}_1 = \frac{1}{n} \sum c_i$  — среднее арифметическое. Устремляя  $\tau$  к  $+\infty$ ,  $-\infty$  и 0, получаем, соответственно,  $\bar{c}_{+\infty} = \max c_i$ ,  $\bar{c}_{-\infty} = \min c_i$ ,  $\bar{c}_0 = (\prod c_i)^{1/n}$  — среднее геометрическое (проверьте!). Таким образом, мера отдаленности Колмогорова

$$\rho_K(\tau) = \left[ \frac{1}{n_k n_l} \sum_{\boldsymbol{x}_i \in S_k} \sum_{\boldsymbol{x}_j \in S_l} d_{ij}^{\tau} \right]^{1/\tau}$$
 (2)

включает в себя в качестве частных случаев  $ho_{min}, 
ho_{max}$  и  $ho_{ave}.$ 

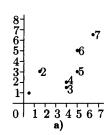
**Р4)** МЕТОД ЦЕНТРОВ МАСС:  $\rho_{center}=|\overline{x}_k-\overline{x}_l|^2$ , где  $\overline{x}_k$  и  $\overline{x}_l$  обозначают центры масс k-го и l-го классов.

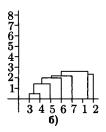
Недостатком этого метода является возможность появления *инверсий* — нарушений монотонности увеличения уровня при построении дендрограммы (т. е. объединение классов на некотором шаге процедуры осуществляется при более низком значении меры отдаленности, чем на более раннем шаге).



Рис. 12

Dendron (*греч.*) — дерево.





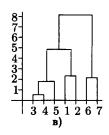


Рис. 13

Average (англ.) — средний.

Вопрос 4. Может ли возникнуть инверсия при классификации методом P4 трех объектов?

**Р5)** МЕТОД УОРДА\*):  $\rho_W = \frac{n_k n_l}{n_k + n_l} |\overline{x}_k - \overline{x}_l|^2$ . Как вытекает из приведенной ниже теоремы 1, множитель  $\frac{n_k n_l}{n_k + n_l}$  позволяет предотвратить появление инверсий.

Замечание 1. Покажем, что верно равенство

$$\rho_W = \sum_{\boldsymbol{x}_i \in S_k \cup S_l} |\boldsymbol{x}_i - \overline{\boldsymbol{x}}_{k,l}|^2 - \sum_{\boldsymbol{x}_i \in S_k} |\boldsymbol{x}_i - \overline{\boldsymbol{x}}_k|^2 - \sum_{\boldsymbol{x}_i \in S_l} |\boldsymbol{x}_i - \overline{\boldsymbol{x}}_l|^2, \quad (3)$$

где  $\overline{x}_{k,l}$  — центр масс  $S_k \cup S_l$ . Таким образом,  $\rho_W$  представляет собой прирост общей внутриклассовой инерции  $V_{int}$  (см. формулу (6) в § 5) при замене классов  $S_k$  и  $S_l$  на их объединение.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. В силу теоремы Гюйгенса (см. решение задачи 3 гл. 16) правая часть (3) равна  $n_k |\overline{x}_k - \overline{x}_{k,l}|^2 + n_l |\overline{x}_l - \overline{x}_{k,l}|^2$ . Сгруппируем массы  $S_k$  и  $S_l$ , поместив их в точки  $\overline{x}_k$  и  $\overline{x}_l$  соответственно. Общий центр масс  $\overline{x}_{k,l}$  при группировке масс не меняется (убедитесь!). Для завершения доказательства остается воспользоваться теоремой о межточечных расстояниях из решения задачи 5 гл. 16.

Для вычисления (на очередном шаге иерархической процедуры) мер отдаленности между вновь образованным классом и всеми другими оставшимися классами удобно воспользоваться общей для методов P1—P5 формулой Г. Ланса и У. Уильямса:

$$\rho(S_0, S_1 \cup S_2) = C_1 \rho_{01} + C_2 \rho_{02} + C_3 \rho_{12} + C_4 |\rho_{01} - \rho_{02}|, \tag{4}$$

где  $\rho_{01}=\rho(S_0,S_1)$  и т. п. Коэффициенты  $C_1-C_4$  для процедур Р1—Р5 приведены в следующей таблице:

Номер	Название	$C_1$	$C_2$	$C_3$	$C_4$
P1	Ближни <b>й</b> сосед	1/2	1/2	0	-1/2
P2	Дальний сосед	1/2	1/2	0	1/2
P3	Средняя связь	$\frac{n_1}{n_1+n_2}$	$\frac{n_2}{n_1+n_2}$	0	0
P4	Центры масс	$\frac{n_1}{n_1+n_2}$	$\frac{n_2}{n_1+n_2}$	$-rac{n_1n_2}{(n_1+n_2)^2}$	0
P5	Метод Уорда	$\frac{n_0 + n_1}{n_0 + n_1 + n_2}$	$\frac{n_0+n_2}{n_0+n_1+n_2}$	$-\frac{n_0}{n_0+n_1+n_2}$	0

Для методов Р1 и Р2 формула (4) вытекает из тождеств

$$\min\{\alpha,\beta\} = \frac{1}{2}\left(\alpha+\beta\right) - \frac{1}{2}\left|\alpha-\beta\right|, \quad \max\{\alpha,\beta\} = \frac{1}{2}\left(\alpha+\beta\right) + \frac{1}{2}\left|\alpha-\beta\right|.$$

Для процедур Р3-Р5 формула (4) выводится в задаче 1.

<sup>\*)</sup> Предложен Дж. Уордом (J. Ward) в 1963 г.

внутриклассовых связей и (взвешенной) мерой концентрации  $\overline{z}_1$  (см. формулу (21)).

Разбиение, минимизирующее H(S), обладает тем свойством, что получаемые классы  $S_l$  оказываются кластерами (сгущениями в среднем) в смысле определения C2 из § 1: средняя связь  $a(S_l) = \sum_{\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{x}_j \in S_l} a_{ij}/n_l^2$  не меньше, чем средняя связь вовне  $a(S_l, \overline{S}_l)$ 

и средняя связь между любыми классами  $a(S_l,S_m)$ . Точнее, для любых  $l\neq m$  имеем  $a(S_l,\overline{S}_l),\ a(S_l,S_m)\leqslant \rho\leqslant a(S_l)$  (см. [1, с. 174]).

Это оптимальное разбиение может быть найдено с помощью иерархической процедуры, на очередном шаге которой объединяются те классы  $S_l$  и  $S_m$ , для которых сумма связей  $\sum_{x_i \in S_l, x_j \in S_m} (a_{ij} - \rho)$  максимальна и положительна. Процесс объеди-

нения заканчивается, когда такие суммы для всех  $l \neq m$  становятся неположительными.

Смысл параметров  $\mu$  и  $\sigma$  проясняет минимизация по ним  $\Delta(S,\mu,\sigma)$  при фиксированном разбиении S. Вычислив частные производные по  $\mu$  и  $\sigma$  функции

$$f(\mu, \sigma) = \sum_{(i,j): \, b_{ij} = 1} (a_{ij} - \mu - \sigma)^2 + \sum_{(i,j): \, b_{ij} = 0} (a_{ij} - \mu)^2,$$

получим систему уравнений относительно оптимальных  $\tilde{\mu}$  и  $\tilde{\sigma}$ :

$$\sum_{(i,j):\,b_{ij}=1}(a_{ij}-\tilde{\mu}-\tilde{\sigma})+\sum_{(i,j):\,b_{ij}=0}(a_{ij}-\tilde{\mu})=0,\quad \sum_{(i,j):\,b_{ij}=1}(a_{ij}-\tilde{\mu}-\tilde{\sigma})=0.$$

Подставляя второе уравнение в первое, находим, что  $\tilde{\mu}$  равно средней межкластерной связи. Из второго уравнения вытекает, что  $\tilde{\mu}+\tilde{\sigma}$ — это средняя внутрикластерная связь. При этом порог  $\tilde{\rho}$ — их полусумма,  $\tilde{\sigma}$ — характеристика контрастности связей (ср. с рис. 7).

Недостатком рассмотренного метода является наличие единого порога  $\rho$  для всех классов, что не соответствует ситуации, когда присутствуют классы существенно различных размеров (о путях его преодоления рассказывается в [1, с. 175]).

## § 7. СРАВНЕНИЕ МЕТОДОВ

Определяющее значение при выборе метода классификации имеет общее число объектов n. Если оно велико (сотни или тысячи), то необходимо применять эвристический алгоритм A4 («Форель»), скомбинированный с A2 (кратчайший незамкнутый путь) (§ 2), или быстрые иерархические процедуры для редуктивных мер отдаленности (§ 4).

Для  $n \leqslant 200$  в [52, с. 108–117] приводятся результаты экспериментального сравнения нескольких методов классификации

(в частности, А3 из § 2 и P1—P5 из § 3) путем их применения к моделированным совокупностям объектов.

Объекты генерировались как точки в m-мерном единичном гиперкубе ( $3\leqslant m\leqslant 7$ ). Задавалось число классов k ( $3\leqslant k\leqslant 7$ ) и наудачу в гиперкубе выбирались центры классов  $\boldsymbol{y}_l$  ( $l=1,\ldots,k$ ). Для каждого класса с помощью датчика случайных чисел моделировались m длин сторон гиперпараллелепипеда с центром в  $\boldsymbol{y}_l$ , в который затем случайно бросались  $n_l$  точек ( $30\leqslant n_l\leqslant 50$ ). При фиксированных m и k каждое разбиение генерировалось 50 раз и показатели усреднялись (всего было обработано около 2000 выборок).

Кроме того, генерировались «шумящие» объекты, равномерно распределенные в гиперкубе. Их количество составляло заданный процент p от n ( $10\% \leqslant p \leqslant 30\%$ ). Эти объекты предназначались только для того, чтобы «сбивать с толку» алгоритмы классификации, но, естественно, не участвовали в расчете показателей качества классификации (одним из таких показателей было расстояние Хемминга (см. метрику D1 из § 1) между моделированным разбиением и разбиением, которое построил алгоритм).

Изложим кратко основные выводы. Наилучшей (почти идеальной) по восстанавливаемости разбиения проявила себя иерархическая процедура Р5 («метод Уорда»). Следом за ней идут процедура Р2 («дальнего соседа») и алгоритм А3 (метод k-средних Болла и Д. Холла) (случайный выбор эталонов в алгоритме А3 показал себя как крайне неудачный). Самой плохой оказалась процедура Р1 («ближнего соседа»).

По уровню устойчивости к шуму лидерами стали алгоритмы A3 и P5. Замыкает список снова P1.

Не следует воспринимать эти результаты как приговор методу «ближнего соседа», а также близким к нему «по духу» (имеющим цепочечный эффект) алгоритмам А1 («связные компоненты») и А2 («кратчайший незамкнутый путь») из § 2. Речь может идти лишь о том, что на первичном этапе классификации, не обладая информацией о структуре классов, лучше применять менее чувствительные методы.

В случае, когда классы имеют сложную форму, скажем, относятся к типу С3 из § 1 («класс типа ленты или слабое сгущение»), именно алгоритмы Р1, А1 и А2 позволят правильно произвести разбиение.

Г. Миллиган и М. Купер в 1985 г. опубликовали результаты экспериментального сравнения в похожих условиях тридцати методов классификации (см. [52, с. 157]), в число которых вошли алгоритмы минимизации функционалов (см.  $\S$  5)  $F4 = \left[\frac{1}{n-k} \operatorname{tr} \boldsymbol{W}_{int}\right] / \left[\frac{1}{k-1} \operatorname{tr} \boldsymbol{W}_{out}\right] \text{ (Калинский и Харабаш,}$ 

Всякий необходимо причиняет пользу, употребленный на своем месте. Напротив того: упражнения лучшего танцмейстера в химии неуместны; советы опытного астронома в танцах глупы.

Козьма Прутков

1974) и инвариантного функционала  $F7 = \det \boldsymbol{W}_{int}/\det \boldsymbol{W}_{tot}$  (Фридман и Рубин, 1967). Первый оказался самым лучшим, а второй — в группе самых плохих. Дело, скорее всего, в удачной нормировке матриц рассеяния у F4 (сравните с формулой (9) гл. 16).

Вред или польза действия обусловливаются совокупностью обстоятельств.

Козьма Прутков

#### § 8. ПРЕДСТАВЛЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

После проведения классификации важно в удобной форме представить ее результаты. Приведем список важнейших (согласно [52, с. 159]) характеристик классификации.

- 1. Распределение номеров объектов по номерам классов.
- 2. Гистограмма межобъектных расстояний (подобная изображенной на рис. 7).
- 3. Средние внутриклассовые расстояния.
- 4. Матрица средних межклассовых расстояний.
- 5. Визуальное представление данных на плоскости двух (в пространстве трех) «наиболее информативных» признаков.
- 6. Дендрограмма для иерархических процедур.
- Средние значения и размахи во всех классах для каждого признака.

Последний пункт наиболее принципиален, так как в подавляющем большинстве случаев интерпретация классов происходит по средним значениям признаков в них. Сопоставление же средних значений для заданного признака наиболее просто осуществляется, если классы не имеют наложения проекций. Степень разделенности классов по каждой оси можно охарактеризовать с помощью коэффициента

$$\gamma = 1 - \sum L_j / \sum R_l$$

где  $R_l$  — размах по заданному признаку l-го класса, а  $L_1, L_2, \ldots$  длины наложений проекций классов на ось признака (рис. 20). Если  $\gamma=1$ , то классы полностью разделимы. Чем ближе  $\gamma$  к 0, тем больше наложение проекций классов друг на друга.

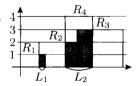


Рис. 20

### § 9. ПОИСК В ГЛУБИНУ

Основой для выделения связных компонент графа в методе A1 из § 2 служит алгоритм обхода всех вершин неориентированного связного графа G, именуемый поиском в глубину (сокращенно  $\Pi\Gamma$ ). Изложим его, следуя [28, с. 323].\*)

В процессе поиска в глубину вершинам графа G присваиваются номера ( $\Pi\Gamma$ -номера), а ребра помечаются. В начале ребра не помечены, вершины не имеют  $\Pi\Gamma$ -номеров. Начинаем с произвольной

<sup>\*)</sup> В [28] приведены также подробные описания (с примерами) многих других полезных алгоритмов поиска на графах, скажем, поиска в ширину (с. 37) или метода Дейкстры нахождения кратчайшего пути между двумя заданными вершинами графа (с. 342).

#### Задачи

- 1. Докажите, что метрика Чебышёва получается из метрики Минковского при  $p \to \infty$ .
- 2. Для выборки  $X_1, ..., X_n$  из стандартного нормального распределения N(0,1) запишите точно и вычислите приближённо константы, к которым сходятся по вероятности при  $n \to \infty$  следующие последовательности:
- a)  $\alpha_n = MED\{X_1, \dots, X_n\};$
- 6)  $\beta_n = MED\{|X_1|, ..., |X_n|\};$
- B)  $\gamma_n = MED\{|X_1 \alpha_n|, ..., |X_n \alpha_n|\};$
- г)  $\delta_n = X_{(3n/4)} X_{(n/4)}$ , где  $X_{(1)} \leq \ldots \leq X_{(n)}$ .

(В этой задаче нужны правильные ответы, а не строгие доказательства!)

- 3. Докажите, что минимум сумм расстояний от некоторой точки на плоскости до 4-х вершин квадрата достигается для точки пересечения диагоналей квадрата.
- 4. Добавьте к четырём вершинам квадрата 2 точки Штейнера так, чтобы построенный по 6 точкам КНП оказался короче, чем сумма длин двух диагоналей. (Используйте оптимальное свойство точки Торричелли, из которой все стороны треугольника видны под углом 120°.)
- 5. Докажите, что для меры отдалённости метода «дальнего соседа» выполняется неравенство треугольника.
- 6. Приведите пример, показывающий, что для меры отдалённости метода «ближнего соседа» неравенство треугольника может не выполняться.