Оценка соответствия. Аккредитация лабораторий

УДК 519.24

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МНОГОМЕРНОГО АНАЛИЗА ДЛЯ ИТОГОВОЙ ОЦЕНКИ РЕЗУЛЬТАТОВ ЭКСПЕРТНЫХ ОЦЕНОК

© **А. А. Халафян[1], З. А. Темердашев[1], Ю. Ф. Якуба[2], Т. И. Гугучкина[2]**

Статья поступила 22 марта 2016 г.

В работе предложен альтернативный суммированию баллов метод оценки результатов экспертных оценок, который основан на представлении объектов экспертизы в виде точек многомерного пространства в системе координат с осями, соответствующими оценкам экспертов, поэтому размерность пространства равна количеству экспертов. Критерием итоговой оценки объектов с последующей возможностью их ранжирования по степени предпочтения использованы расстояния до объекта с наилучшими возможными оценками в соответствии с правилом — чем меньше расстояние, тем предпочтительнее объект. На примере экспертных оценок дегустации вин показано, что данный метод является более представительным и математически обоснованным по сравнению с традиционным суммированием баллов.

Ключевые слова: многомерный статистический анализ; экспертная оценка; интегральный показатель; качество продукции.

Во многих областях знаний и практической деятельности точное измерение параметров, характеризующих объекты, практически невозможно и носит весьма субъективный характер. В первую очередь это относится к сложным процессам, не поддающимся математической формализации, в таких областях, как экономика, управление, медицина, психология, социология, оценка вкусовых качеств пищевых продуктов и т.д. Одним из способов сравнения объектов различной природы являются экспертные оценки специалистами в порядковой (балльной) шкале. Так как экспертные оценки основаны на суждениях специалистов, то им свойственна определенная субъективность.

В настоящее время актуальной является задача разработки обоснованных подходов к проведению экспертиз и обработке их результатов для повышения уровня объективности и надежности экспертных оценок. Существуют различные способы формирования экспертных оценок: ранжирование, парное сравнение, балльная оценка с последующим ранжированием [1, 2]. Наиболее информативным из перечисленных методов является оценка группами экспертов исследуемых объектов в балльной шкале [3]. При этом присутствует неопределенность в интерпретации итоговых результатов измерений, и проблема сравнения объектов остается актуальной.

В настоящей работе мы ограничились рассмотрением двух идентичных по своей сути задач:

ранжирование n объектов, каждый их которых характеризуется m показателями, измеренными в балльной шкале;

ранжирование n объектов, каждый их которых оценивается m экспертами в балльной шкале.

Другими словами, в качестве признаков, описывающих объекты экспертизы, рассматриваем как показатели, характеризующие их свойства, так и оценки экспертов.

Итогом оценки объектов экспертом или группой экспертов традиционно является интегральный показатель, представляющий собой итоговую сумму m баллов или, как правило, среднее, равное частному от деления суммы на m. Интегральный показатель вычисляют для последующего ранжирования объектов в соответствии с результатами измерений. Но насколько оправданным является суммирование баллов? Здесь необходимо проанализировать несколько аспектов данной проблемы.

Первый аспект состоит в том, что в соответствии с аксиомами теории измерений операция суммирования, как, впрочем, и другие арифметические операции, в балльной шкале не определена. Это объясняется тем, что значения измерений в балльной шкале по своей природе не являются числами, а представляют

[1] Кубанский государственный университет, г. Краснодар, Россия; e-mail: statlab@kubsu.ru, temza@kubsu.ru

[2] Северо-Кавказский зональный научно-исследовательский институт садоводства и виноградарства, г. Краснодар, Россия; e-mail: globa2001@mail.ru

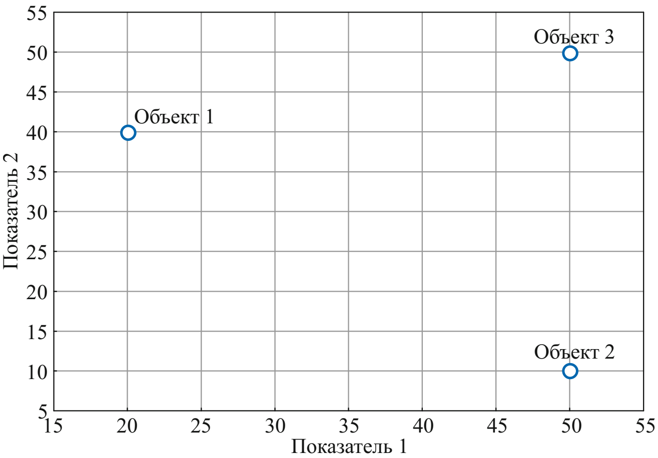

Рис. 1. Представление объектов как точек двумерного пространства

собой лишь выраженную в числовой форме степень предпочтения экспертом одного объекта другому. В настоящее время интенсивно разрабатывают методы сравнения объектов нечисловой природы, основанные на теории измерений [1, 4, 5]. В рамках данной статьи нами рассмотрены проблемы сравнения объектов, свойства которых в принципе невозможно оценить в одной из количественных шкал (интервалов, отношений, абсолютной), что приводит к оценке объектов в балльной шкале. Несмотря на отсутствие арифметических операций в балльной шкале методы экспертных оценок основаны на предположении, что баллы представляют собой результаты измерений в интервальной шкале. Чем более дифференцирована балльная шкала, тем более оправдано такое допущение. Наиболее дифференцированной является шкала от 0 до 100 баллов, менее дифференцированной — шкала от 0 до 10, наименее дифференцированными являются шкалы оценок учащихся (2, 3, 4, 5) и бинарная шкала (0, 1). В своих рассуждениях мы далее будем рассматривать шкалу от 0 до 100 с допущением о числовой природе баллов.

Второй аспект состоит в том, что при суммировании баллов, оценивающих признаки объектов, нивелируются сами признаки, теряется их специфичность, значимость в их описании. Все признаки объекта становятся тождественными относительно их роли в его представлении. Во многих случаях чтобы избавиться от эффекта тождественности, прибегают к назначению весовых коэффициентов, значения которых зависят от степени значимости признака. Но проблема состоит в том, что назначение весовых коэффициентов является не формализованной процедурой, их выбор далеко не однозначен и осуществляется, как правило, «потолочным» методом. При этом незначительное изменение весовых коэффициентов влечет значительное изменение интегрального показателя.

Таблица 1. Значения показателей в балльной шкале

Объект	Показатель 1	Показатель 2	Сумма
1	20	40	60
2	50	10	60
3	50	50	100

Третий аспект состоит в том, что одна и та же сумма, т.е. значение интегрального показателя, может соответствовать различным значениям слагаемых этой суммы. Например, значения признаков, выраженные в балльной шкале от 0 до 50 (табл. 1), для двух объектов существенно различаются, но оба объекта имеют одинаковый суммарный интегральный показатель, равный 60, т.е. после суммирования каждый из признаков потерял свою специфичность, или индивидуальность, в описании объектов, а сами объекты стали тождественными. При этом большое количество других объектов может иметь такой же интегральный показатель, например, со значениями признаков, равными 30. Таким образом, вычисление интегрального показателя сделало тождественными различные объекты, подлежащие сравнению.

Рассмотрим подход, который позволяет устранить перечисленные выше недостатки при сравнении объектов и не требует вычисления интегрального показателя в виде итоговой суммы.

Любой объект, описанный совокупностью m признаков в числовой шкале, в том числе и балльной, по нашему допущению, можно представить как точку пространства размерности m. Для примера из табл. 1 размерность пространства равна 2, что соответствует плоскости с координатами OX, OY (на рис. 1 объекты изображены в виде точек на плоскости). Из рисунка видно, что объекты далеко не «тождественны» и расположены в различных частях плоскости. Сходство между ними можно определить через расстояние между точками на плоскости. При этом чем больше расстояние, тем меньше сходство, и наоборот.

Для вычисления расстояния можно воспользоваться евклидовой метрикой, в соответствии с которой расстояние ρ между точками $M_1(x_1, y_1)$ и $M_2(x_2, y_2)$ на плоскости можно вычислить по формуле:

$$\rho = \sqrt{(x_2 - x_1)^2 + (y_2 - y_1)^2}. \qquad (1)$$

Формулу легко обобщить для пространства произвольной размерности m, увеличив количество слагаемых под знаком корня.

Такое представление объектов не только сохраняет индивидуальный вклад каждого признака в описание объекта, но и позволяет сравнить объекты, не используя интегральный показатель — сумму баллов. Простое сравнение объектов из табл. 1 ничего не дает, так как по первому признаку предпочтительнее объект 2, а по второму — объект 1, они образуют множество несравнимых объектов — множество Парето, при этом сумма баллов одинакова. Рассмотрим гипотетический (виртуальный) объект, признаки которого равны максимальному значению обоих показателей объектов (либо максимально возможному по каждому показателю) — объект 3 (см. табл. 1). Тогда степень предпочтения между объектами 1 и 2 определим посредством расстояний до объекта 3. Тот объект предпочтительнее, у которого сходство с объектом 3 больше, т.е. объект с меньшим расстоянием. Расстояния между объектами, вычисленные по формуле (1), отображены в табл. 2, из которой видно, что объект 1 предпочтительнее, чем объект 2 — расстояние минимально и равно 31,6. Графической иллюстрацией сделанного вывода служит рис. 1.

В модуле «Кластерный анализ» программы STATISTICA для определения расстояний предложены различные метрики, использование которых зависит от свойств шкал измерения [6].

Euclidean distances (евклидово расстояние) — наиболее популярная метрика, которую вычисляют по формуле

$$d_e(X_i, X_j) = \sqrt{\sum_{\text{к}} (x_{i\text{к}} - x_{j\text{к}})^2}. \quad (2)$$

Геометрическое расстояние в многомерном пространстве обычно вычисляют по исходным, а не стандартизованным данным. Поэтому на расстояния могут сильно влиять различия между осями в системе координат. Так, если изменить единицу измерения одной из осей (например, сантиметры перевести в миллиметры), то изменится и исчисляемое расстояние, а значит, изменится и результат кластерного анализа.

Square Euclidean distances (квадрат евклидова расстояния) используют, если необходимо придать большие веса более отдаленным друг от друга объектам.

City-block Manhattan distances (манхэттенское расстояние городских кварталов) вычисляют по формуле

$$d_{\text{м}}(X_i, X_j) = \sum_{\text{к}} |x_{i\text{к}} - x_{j\text{к}}|. \quad (3)$$

Для этой меры влияние отдельных больших разностей (выбросов) уменьшается, так как они не возводятся в квадрат.

Chebychev distances metric (расстояние Чебышева) рассчитывают по формуле

$$d_{\text{ч}}(X_i, X_j) = \max_k |x_{ik} - x_{jk}| \quad (4)$$

и применяют, когда желают определить два объекта как различные, если они различаются по какой-либо одной координате.

Pover metric (степенное расстояние Минковского) вычисляют по формуле

$$d_{\text{c}}(X_i, X_j) = \left(\sum_k |x_{ik} - x_{jk}|^p \right)^{1/r}. \quad (5)$$

Параметр p ответственен за постепенное взвешивание разностей по отдельным координатам, параметр r — за прогрессивное взвешивание больших расстояний между объектами. Если оба параметра равны 2, то это расстояние совпадает с расстоянием Евклида. Данную методику используют, когда необходимо увеличить или уменьшить вес, относящийся к размерности, для которой соответствующие объекты сильно отличаются.

Percent disagreement (процент несогласия) используют, если данные категориальные, и вычисляют по формуле

$$d_1(X_i, X_j) = (\text{количество } x_{ik} \neq x_{jk})/k. \quad (6)$$

При вычислении расстояний между объектами мала вероятность получения тождественных объектов относительно их сходства (близости) с гипотетическим объектом, которому соответствуют наилучшие значения показателей.

Как пример рассмотрим ранжирование образцов натуральных вин по результатам их дегустации, проведенной в Северо-Кавказском зональном научно-исследовательском институте садоводства и виноградарства» (г. Краснодар). Результаты оценки 13 экспертами 28 образцов вин по 100-балльной шкале представлены в табл. 3. Строки обозначают образцы вин, столбцы — экспертов (дегустаторов). В ячейках таблицы записаны баллы, выставленные экспертами при дегустации вин. Таким образом, объектами, которые следует ранжировать, будут образцы вин, а признаками, характеризующими их свойства (качество) — баллы дегустаторов.

Для возможности применения многомерного статистического анализа к ранжированию вин по убыванию степени их качества введем в рассмотрение виртуальный образец, который назовем идеальным образцом вина (ИО). ИО будем считать вино с максимально возможными баллами дегустации. В таблице они соответствуют максимально возможным значениям столбцов и записаны в последней строке. Таким образом, 28 образцов вин и ИО можем представить как точки в пространстве размерности 13 — по количеству дегустаторов. Тогда сходство между образцами вин легко оценить через расстояния между ними по правилу: чем меньше расстояние, тем больше сходство между винами, и наоборот, чем больше расстояние, тем более различны вина.

В квадратной симметричной табл. 4 размерности (29 × 29) указаны расстояния между образцами, вы-

Таблица 2. Расстояния между объектами

Наблюдение	Евклидово расстояние		
	Объект 1	Объект 2	Объект 3
Объект 1	0,0	42,4	31,6
Объект 2	42,4	0,0	40,0
Объект 3	31,6	40,0	0,0

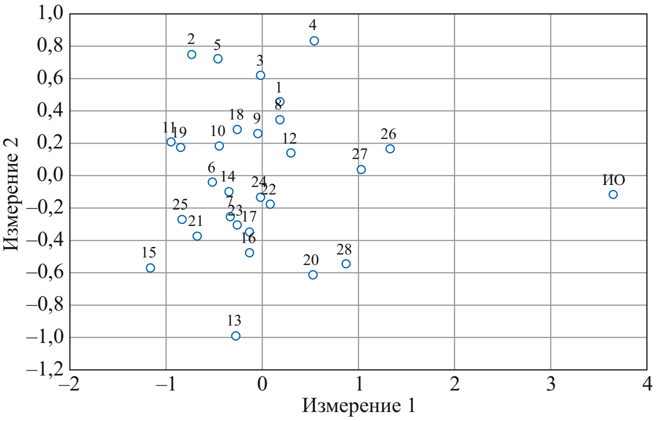

Рис. 2. Результаты многомерного шкалирования образцов вин

численные программой STATISTICA в евклидовой метрике. В последних строке и столбце приведены расстояния между каждым из 28 образцов вин и ИО. По этим расстояниям легко определить ранги (места) образцов вин, соответствующие их качествам.

Естественно, такая таблица не информативна, по ней затруднительно судить о сходстве между образцами вин и их близости к ИО. Многомерное шкалирование позволяет объекты многомерного пространства перенести в пространство меньшей размерности, в частности — пространство размерности 2, т.е. на плоскость, сохранив порядок расстояний между объектами. Объекты, которые близки в многомерном пространстве, сохраняют близость и в пространстве меньшей размерности. Если воспользоваться матричным файлом таблицы расстояний, создание и сохранение которого предусмотрено в модуле «Кластерный анализ», то при помощи многомерного шкалирования можно образцы вин, являющиеся объектами в пространстве размерности 13, представить в виде точек на плоскости, максимально сохранив порядок сходства между ними относительно баллов дегустации. Чем меньше расстояние между образцами вин, тем выше будет сходство между ними. Чем ближе точка, соответствующая образцу вина, расположена к точке, соответствующей идеальному образцу, тем выше качество этого вина. На рис. 2 образцы вин представлены в виде точек на плоскости в системе координат измерение 1, измерение 2.

Из рис. 2 видно, что наиболее близок к ИО образец 26, следовательно, ему соответствует наивысшее качество, далее идут образцы 27, 28 и т.д. Наиболее удаленным от ИО является образец 15 — следователь-

Таблица 3. Результаты дегустации испытуемых образцов вин

Номер образца вина	Номер эксперта												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	85	82	82	87	84	85	84	83	86	83	85	89	85
2	80	80	84	83	80	81	81	80	71	81	80	80	80
3	83	80	79	79	80	82	82	81	98	83	83	82	83
4	85	84	80	84	81	80	81	81	98	84	85	100	85
5	81	83	82	81	80	80	79	79	75	83	81	87	81
6	81	88	87	84	81	83	80	78	88	77	69	82	81
7	84	88	88	85	83	80	83	81	89	83	66	83	83
8	84	88	87	84	83	85	86	83	84	84	85	85	85
9	87	80	78	82	84	82	87	85	88	86	76	88	84
10	87	83	81	82	86	84	82	83	82	80	73	80	82
11	80	84	83	80	82	85	84	78	80	79	71	70	80
12	85	86	84	84	86	85	82	81	97	85	81	85	88
13	83	88	87	90	81	77	78	78	98	80	60	91	86
14	82	83	81	83	80	82	81	85	89	84	68	81	89
15	85	82	82	81	82	80	81	80	98	81	64	63	86
16	88	88	88	91	85	75	83	82	90	84	69	82	90
17	84	87	88	83	82	86	84	80	86	89	65	84	92
18	84	84	84	80	80	77	81	85	86	86	81	77	90
19	83	83	78	79	80	78	80	78	78	82	72	73	90
20	88	89	89	91	90	95	86	85	98	85	71	84	90
21	84	80	80	84	82	81	82	80	88	85	61	75	88
22	87	84	80	81	80	84	82	79	86	98	74	80	92
23	87	89	89	83	82	80	83	79	86	91	68	78	88
24	86	87	86	82	81	83	84	83	86	87	71	87	94
25	84	82	79	80	78	80	82	80	86	86	64	71	90
26	86	88	89	90	90	90	85	84	96	99	93	87	94
27	90	90	92	91	90	92	86	86	86	94	86	85	94
28	90	90	89	91	80	93	86	87	98	97	72	90	94
ИО	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Таблица 4. Расстояния, вычисленные в евклидовой метрике

Номер образца	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	ИО
1	0,0	21,4	17,7	18,2	17,1	22,4	22,8	9,8	12,9	17,3	27,2	14,4	31,5	21,1	36,7	23,4	24,5	18,6	26,6	25,7	29,0	23,7	25,4	19,4	30,5	25,7	22,8	29,1	55,9
2	21,4	0,0	28,4	35,3	9,7	22,7	25,6	20,0	24,0	17,3	18,0	30,0	38,1	24,6	36,8	29,5	28,2	21,0	18,6	39,0	28,2	28,1	26,5	26,5	27,3	41,8	35,5	43,0	72,6
3	17,7	28,4	0,0	19,6	24,6	22,5	23,8	20,1	16,7	21,3	26,6	13,3	30,5	19,8	27,7	26,5	27,6	17,8	26,3	29,2	26,4	24,1	26,5	24,0	26,4	31,3	33,3	32,7	64,6
4	18,2	35,3	19,6	0,0	27,7	29,1	28,7	23,3	20,6	29,7	39,5	18,0	29,2	27,9	42,9	29,2	31,6	27,9	37,1	31,4	36,5	30,7	33,1	25,9	38,6	29,7	32,9	30,7	57,7
5	17,1	9,7	24,6	27,7	0,0	21,1	23,6	16,9	19,9	16,9	22,1	25,6	34,2	22,7	38,1	27,6	26,0	19,4	19,9	37,0	28,5	25,1	25,1	22,7	28,1	38,1	33,3	39,3	69,4
6	22,4	22,7	22,5	29,1	21,1	0,0	9,6	20,6	21,6	14,9	16,9	20,4	19,4	15,2	25,1	18,4	18,2	21,7	21,4	25,8	19,0	26,7	18,1	19,3	21,5	39,7	34,4	33,1	69,2
7	22,8	25,6	23,8	28,7	23,6	9,6	0,0	20,9	18,8	15,5	20,4	19,5	16,5	12,6	24,4	12,0	13,1	20,6	22,4	22,6	15,9	22,9	12,1	14,9	19,6	36,9	31,2	28,0	65,2
8	9,8	20,0	20,1	23,3	16,9	20,6	20,9	0,0	16,9	17,3	24,1	15,4	32,7	21,4	35,5	22,5	22,3	16,0	25,1	25,3	29,3	22,8	21,6	17,8	29,3	25,3	20,2	28,7	54,9
9	12,9	24,0	16,7	20,6	19,9	21,6	18,8	16,9	0,0	14,3	25,4	16,3	28,2	15,5	31,5	21,2	20,7	18,1	23,6	25,8	22,0	19,5	21,7	16,4	24,1	31,3	28,3	28,2	60,6
10	17,3	17,3	21,3	29,7	16,9	14,9	15,5	17,3	14,3	0,0	14,7	20,1	28,6	14,5	26,3	20,1	19,6	17,4	16,4	26,5	18,0	22,3	18,8	18,3	19,6	37,0	30,2	33,8	66,2
11	27,2	18,0	26,6	39,5	22,1	16,9	20,4	24,1	25,4	14,7	0,0	28,1	34,1	20,1	23,0	26,9	24,0	21,8	15,1	33,5	19,2	26,8	21,5	25,9	17,9	44,0	37,8	41,1	74,9
12	14,4	30,0	13,3	18,0	25,6	20,4	19,5	15,4	16,3	20,1	28,1	0,0	26,0	18,5	29,4	19,7	21,2	18,1	27,8	18,6	25,8	21,3	21,4	17,7	27,5	22,5	22,9	23,5	54,8
13	31,5	38,1	30,5	29,2	34,2	19,4	16,5	32,7	28,2	28,6	34,1	26,0	0,0	21,6	31,1	18,6	22,6	31,9	33,5	27,6	23,9	32,4	24,7	23,8	29,2	43,4	40,4	31,0	69,6
14	21,1	24,6	19,8	27,9	22,7	15,2	12,6	21,4	15,5	14,5	20,1	18,5	21,6	0,0	22,1	16,3	13,6	15,7	17,3	24,4	11,6	18,0	15,5	12,7	13,5	36,0	31,6	27,6	66,8
15	36,7	36,8	27,7	42,9	38,1	25,1	24,4	35,5	31,5	26,3	23,0	29,4	31,1	22,1	0,0	26,4	28,2	26,8	24,9	32,7	17,1	29,9	24,5	30,7	16,6	46,6	43,6	40,0	77,1
16	23,4	29,5	26,5	29,2	27,6	18,4	12,0	22,5	21,2	20,1	26,9	19,7	18,6	16,3	26,4	0,0	16,8	20,0	24,3	22,8	19,1	23,3	14,0	15,6	22,3	33,8	28,2	26,7	61,0
17	24,5	28,2	27,6	31,6	26,0	18,2	13,1	22,3	20,7	19,6	24,0	21,2	22,6	13,6	28,2	16,8	0,0	21,7	22,5	21,4	16,6	16,6	10,8	9,0	18,8	33,9	27,1	22,6	62,4
18	18,6	21,0	17,8	27,9	19,4	21,7	20,6	16,0	18,1	17,4	21,8	18,1	31,9	15,7	26,8	20,0	21,7	0,0	16,3	30,5	22,5	17,8	17,9	17,0	19,8	31,0	27,9	32,2	63,8
19	26,6	18,6	26,3	37,1	19,9	21,4	22,4	25,1	23,6	16,4	15,1	27,8	33,5	17,3	24,9	24,3	22,5	16,3	0,0	36,5	17,3	21,0	19,9	21,6	13,0	43,0	37,4	40,4	75,4
20	25,7	39,0	29,2	31,4	37,0	25,8	22,6	25,3	25,8	26,5	33,5	18,6	27,6	24,4	32,7	22,8	21,4	30,5	36,5	0,0	28,5	28,7	25,1	22,4	32,5	27,2	22,2	17,6	49,4
21	29,0	28,2	26,4	36,5	28,5	19,0	15,9	29,3	22,0	18,0	19,2	25,8	23,9	11,6	17,1	19,1	16,6	22,5	17,3	28,5	0,0	20,8	16,5	20,0	8,5	42,6	37,6	33,2	73,3
22	23,7	28,1	24,1	30,7	25,1	26,7	22,9	22,8	19,5	22,3	26,8	21,3	32,4	18,0	29,9	23,3	16,6	17,8	21,0	28,7	20,8	0,0	15,4	15,9	19,1	29,4	26,6	25,3	62,8
23	25,4	26,5	26,5	33,1	25,1	18,1	12,1	21,6	21,7	18,8	21,5	21,4	24,7	15,5	24,5	14,0	10,8	17,9	19,9	25,1	16,5	15,4	0,0	13,6	16,7	33,9	27,7	26,4	63,9
24	19,4	26,5	24,0	25,9	22,7	19,3	14,9	17,8	16,4	18,3	25,9	17,7	23,8	12,7	30,7	15,6	9,0	17,0	21,6	22,4	20,0	15,9	13,6	0,0	20,9	30,6	24,4	22,1	59,1
25	30,5	27,3	26,4	38,6	28,1	21,5	19,6	29,3	24,1	19,6	17,9	27,5	29,2	13,5	16,6	22,3	18,8	19,8	13,0	32,5	8,5	19,1	16,7	20,9	0,0	43,5	38,6	35,6	75,2
26	25,7	41,8	31,3	29,7	38,1	39,7	36,9	25,3	31,3	37,0	44,0	22,5	43,4	36,0	46,6	33,8	33,9	31,0	43,0	27,2	42,6	29,4	33,9	30,6	43,5	0,0	14,7	24,5	38,9
27	22,8	35,5	33,3	32,9	33,3	34,4	31,2	20,2	28,3	30,2	37,8	22,9	40,4	31,6	43,6	28,2	27,1	27,9	37,4	22,2	37,6	26,6	27,7	24,4	38,6	14,7	0,0	22,0	39,9
28	29,1	43,0	32,7	30,7	39,3	33,1	28,0	28,7	28,2	33,8	41,1	23,5	31,0	27,6	40,0	26,7	22,6	32,2	40,4	17,6	33,2	25,3	26,4	22,1	35,6	24,5	22,0	0,0	46,4
ИО	55,9	72,6	64,6	57,7	69,4	69,2	65,2	54,9	60,6	66,2	74,9	54,8	69,6	66,8	77,1	61,0	62,4	63,8	75,4	49,4	73,3	62,8	63,9	59,1	75,2	38,9	39,9	46,4	0,0

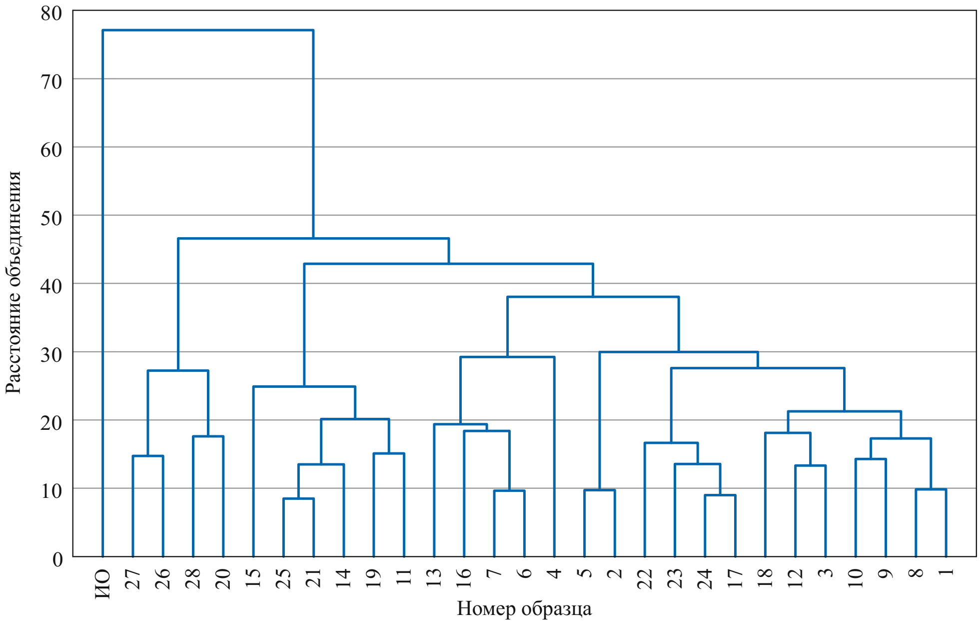

Рис. 3. Дендрограмма дерева классификации

но, это вино наихудшего качества из 28 рассмотренных образцов.

Из дендрограммы дерева классификации, построенного при помощи метода полных связей иерархической классификации (рис. 3), видно, что по результатам дегустации образцы вин образуют группы (кластеры) сходства. Наиболее удаленным от остальных кластеров является группа более качественных вин,

Таблица 5. Итоговые результаты ранжирования образцов вин

Номер образца	Среднее	Ранг 1	Расстояние	Ранг 2	Разность	Соответствие
1	85	8,0	55,9	7,0	–1	Недооценено
2	80	26,0	72,6	23,0	–3	Недооценено
3	83	18,0	64,6	16,0	–2	Недооценено
4	85	6,0	57,7	8,0	2	Переоценено
5	81	22,0	69,4	21,0	–1	Недооценено
6	81	21,0	69,2	20,0	–1	Недооценено
7	83	16,0	65,2	17,0	1	Переоценено
8	85	7,0	54,9	6,0	–1	Недооценено
9	84	12,5	60,6	10,0	–2,5	Недооценено
10	82	20,0	66,2	18,0	–2	Недооценено
11	80	27,0	74,9	25,0	–2	Недооценено
12	85	5,0	54,8	5,0	0	Совпадение
13	83	15,0	69,6	22,0	7	Переоценено
14	82	19,0	66,8	19,0	0	Совпадение
15	80	24,0	77,1	28,0	4	Переоценено
16	84	10,0	61,0	11,0	1	Переоценено
17	84	11,0	62,4	12,0	1	Переоценено
18	83	17,0	63,8	14,0	–3	Недооценено
19	80	28,0	75,4	27,0	–1	Недооценено
20	88	4,0	49,4	4,0	0	Совпадение
21	81	23,0	73,3	24,0	1	Переоценено
22	84	12,5	62,8	13,0	0,5	Переоценено
23	83	14,0	63,9	15,0	1	Переоценено
24	84	9,0	59,1	9,0	0	Совпадение
25	80	25,0	75,2	26,0	1	Переоценено
26	90	1,0	38,9	1,0	0	Совпадение
27	89	2,0	39,9	2,0	0	Совпадение
28	89	3,0	46,4	3,0	0	Совпадение

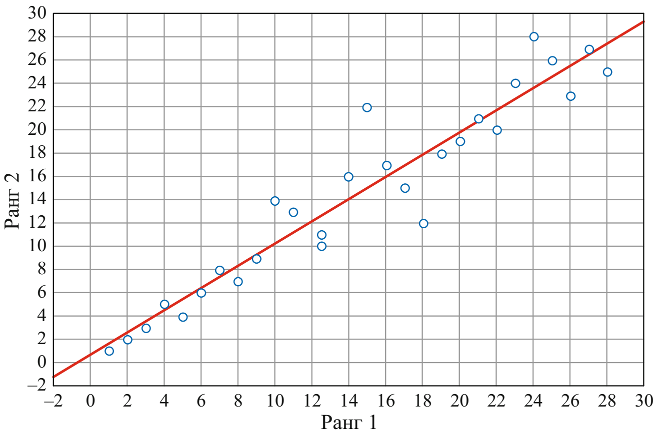

Рис. 4. Диаграмма рассеяния (Ранг 2 = 0,6668 + 0,954 · Ранг 1)

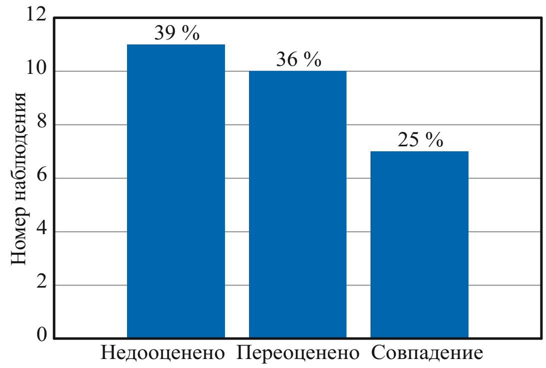

Рис. 5. Гистограмма частот переменной «*Соответствие*»

состоящая из образцов 20, 26 – 28. Остальные вина образуют самостоятельный кластер, в который как составные части входят еще 5 кластеров. Это кластеры {15, 25, 21, 14, 19, 11}, {13, 16, 7, 6, 4}; {5, 2}; {22, 23, 24, 17}; {18, 12, 3, 10, 9, 8, 1}.

Наиболее точное ранжирование вин можно осуществить по последнему столбцу (ИО) табл. 4. Минимальный ранг 1 (первое место) присвоим образцу, обладающему наибольшим сходством с ИО, т.е. находящемуся от него на минимальном расстоянии. Легко видеть, что это образец № 26, расстояние равно 38,9. Ранг 2 (второе место) присвоим образцу № 27, расстояние равно 39,9, и т.д. Наибольший ранг, соответствующий последнему месту, — 28 присвоим вину № 15 с максимальным расстоянием, равным 77,1. Процедура ранжирования осуществляется программой STATISTICA автоматически при помощи одноименной опции. Для сравнения различных способов ранжирования в табл. 5 представлены результаты ранжирования по итогам интегрального показателя — в столбце «*Среднее*» и по итогам кластерного анализа — в столбце «*Расстояние*». Соответствующие им ранги отображены в столбцах «*Ранг 1*» и «*Ранг 2*». Обратите внимание, что в столбце «*Ранг 1*» есть два одинаковых значения — у образцов 9 и 22 (12,5), а в столбце «*Ранг 2*» одинаковых значений нет.

Если сравнить значения в столбцах «*Ранг 1*» и «*Ранг 2*», то легко заметить, что они взаимосвязаны. Большим (малым) значениям рангов в столбце «*Ранг 1*» соответствуют большие (малые) значения в столбце «*Ранг 2*». Из диаграммы рассеяния, представленной на рис. 4, видно, что точки, представляющие образцы вин с координатами *Ранг 1*, *Ранг 2*, достаточно близко расположены к линии регрессии, а коэффициент корреляции равен 0,95. Данные результаты свидетельствует о непротиворечивости обоих способов ранжирования. При этом для некоторых образцов вин ранги совпадают.

Для анализа степени сходства (различия) обоих способов ранжирования вычислим разности (*Разность = Ранг 2 – Ранг 1*) и введем в рассмотрение переменную «*Соответствие*». Если значение разности равно 0, то переменной «*Соответствие*» присвоим значение «*совпадение*», если разность отрицательная, то — «*недооценено*», если положительная — «*переоценено*».

В табл. 6 отображены частоты — только в 7 случаях из 28 наблюдается совпадение рангов, в 11 — недооценено, и в 10 — переоценено. Соответствующая гистограмма результатов частотного анализа представлена на рис. 5.

Представленные результаты свидетельствуют о том, что несмотря на сильную корреляционную взаимосвязь двух способов ранжирования, между ними существуют определенные несоответствия, которые могут повлиять на итоговые результаты экспертной оценки, в данном случае при распределении мест (рангов) образцов вин в соответствии с их качеством, оцененным дегустаторами в балльной шкале.

Таким образом, предлагаемый альтернативный способ обработки результатов экспертных оценок в балльной шкале, основанной на использовании метрик многомерных пространств, предполагает вычисление расстояний между объектами экспертизы как точками многомерного пространства. Размерность пространства равна количеству признаков (экспертов), использованных для оценки объектов. Метод по сравнению с традиционным суммированием баллов является, на наш взгляд, более представительным и математически обоснованным, так как простое суммирование баллов представляет сумму координат точек, что не соответствует ни одной из известных метрик многомерных пространств. Пакетный режим обработки данных позволяет методами многомерного анализа

Таблица 6. Результаты частотного анализа

Группа	Частота	Кумулятивная частота	Процент	Кумулятивный процент
Недооценено	11	11	39,28	39,28
Переоценено	10	21	35,71	75,00
Совпадение	7	28	25,00	100,00
Пропущено	0	28	0,00	100,00

провести необходимые расчеты в течение нескольких секунд.

ЛИТЕРАТУРА

1. **Орлов А. И., Савинов Ю. Г., Богданов А. Ю.** Экспертные технологии и их применение при оценивании вероятностей редких событий / Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2014. Т. 80. № 3. С. 63 – 68.
2. **Цейтлин Н. А.** Среднемедианный показатель положения выборки экспертных оценок / Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2010. Т. 76. № 7. С. 69 – 72.
3. **Стрижов В. В.** Уточнение экспертных оценок, выставленных в ранговых шкалах, с помощью измеряемых данных / Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2011. Т. 77. № 7. С. 72 – 78.
4. **Орлов А. И.** Математические методы исследования в теории измерений / Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2006. Т. 72. № 1. С. 67 – 70.
5. **Барский Б. В., Соколов М. В.** Средние величины, инвариантные относительно допустимых преобразований шкал измерения / Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2006. Т. 72. № 1. С. 59 – 66.
6. **Халафян А. А.** STATISTICA 6. Статистический анализ данных. Изд. 2-е. — М.: Бином, 2010. — 528 с.

REFERENCES

1. **Orlov A. I., Savinov Yu. G., Bogdanov A. Yu.** Ékspertnye tekhnologii i ikh primenenie pri otsenivanii veroyatnostei redkikh sobytii [Expert system technology in estimating the probability of rare events] / Zavod. Lab. Diagn. Mater. 2014. Vol. 80. N 3. P. 63 – 68 [in Russian].
2. **Tseitlin N. A.** Srednemediannyi pokazatel' polozheniya vyborki ékspertnykh otsenok [Average median indicator of setting sampling of expert assessments] / Zavod. Lab. Diagn. Mater. 2010. Vol. 76. N 7. P. 69 – 72 [in Russian].
3. **Strizhov V. V.** Utochnenie ékspertnykh otsenok, vystavlennykh v rangovykh shkalakh, s pomoshch'yu izmeryaemykh dannykh [Refinement of expert estimates in the rank scale using measured data] / Zavod. Lab. Diagn. Mater. 2011. Vol. 77. N 7. P. 72 – 78 [in Russian].
4. **Orlov A. I.** Matematicheskie metody issledovaniya v teorii izmerenii [Mathematical methods for research of theory of measurement] / Zavod. Lab. Diagn. Mater. 2006. Vol. 72. N 1. P. 67 – 70 [in Russian].
5. **Barskii B. V., Sokolov M. V.** Srednie velichiny, invariantnye otnositel'no dopustimykh preobrazovanii shkal izmereniya [The mean values that are relatively invariant under admissible transformation of levels of measurement] / Zavod. Lab. Diagn. Mater. 2006. Vol. 72. N 1. P. 59 – 66 [in Russian].
6. **Khalafyan A. A.** STATISTICA 6. Statisticheskii analiz dannykh [STATISTICA 6. Mathematical statistics with elements of theory of probability]. 2nd Edition. — Moscow: Binom, 2010. — 528 p. [in Russian].