

УДК 621.317.08 : 621.317.6; 629.7.036.3 : 62-752 : 62-047.58 : 004

## КЛАССИФИКАЦИОННЫЕ ИЗМЕРЕНИЯ: МЕТОДЫ И РЕАЛИЗАЦИЯ

В. В. Губарев<sup>1</sup>, А. А. Горшенков<sup>2</sup>, Ю. Н. Кликушин<sup>2</sup>, В. Ю. Кобенко<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Новосибирский государственный технический университет,  
630092, г. Новосибирск, просп. К. Маркса, 20

<sup>2</sup>Омский государственный технический университет,  
644050, г. Омск, просп. Мира, 11  
E-mail: gubarev@vt.cs.nstu.ru  
iit@omgtu.ru

Рассмотрены понятийный аппарат, базовые идеи, структура и некоторые особенности становления и развития нового направления, возникшего на стыке теории измерений и прикладной статистики. Описаны примеры и методы решения задач классификационных измерений формы распределения значений случайных сигналов и состояния аккумуляторных батарей, основанные на использовании категорийных измерительных шкал.

*Ключевые слова:* алгоритм, диагностика, категорийная измерительная шкала, классификация, модель, достоверность результата.

**Введение.** Термин «классификационные измерения» и основы построения их понятийного аппарата впервые предложены В. В. Губаревым при обсуждении доклада [1], в котором использовались понятия «измерения формы» и «вариабельность сигналов», вызвавшие дискуссию.

Важность затронутых в докладе вопросов, необходимость уточнения терминологии и возможность появления и развития нового направления на стыке теории измерений и раздела прикладной статистики, связанного с решением задач распознавания образов, классификации, кластеризации, дискриминации, послужили материалом для данного исследования. Его цель — рассмотрение стартовых понятий и основ направления исследований и приложений, совмещающих, с одной стороны, понятия и методы измерений как совокупности физических и логических действий (преобразований), с другой — классификации как совокупности математических и логических операций.

**Исходные определения и понятия.** Прежде всего уточним (для однозначности понимания) необходимые известные и введём новые понятия.

Существует несколько определений термина\* «измерение» (см., например, [2, с. 13]). Эти определения можно разделить на две группы: количественные измерения (численные, метрологические) и категорийные (качественные, алгоритмические, символьные).

Суть количественных измерений сводится к совокупности физических действий, связанных с нахождением путём сравнения с мерой, принятой за единицу измерения, числового эквивалента значения измеряемой физической величины в этих единицах измерения, т. е. к преобразованию множества значений измеряемых физических величин в числовые множества единиц измерения — множества обозначений количественных измерительных шкал (абсолютной, отношений, интервалов [2, 3]), используемых для регистрации значений физических величин.

---

\*Заметим, что термин — это лишь модель определяемого понятия. Поэтому наличие нескольких определений одного и того же термина можно считать естественным, если учесть, что модель какого-то объекта есть целевой образ этого объекта-оригинала.

Категорийное измерение определяется как совокупность физических действий, направленных на установление соответствия определённому состоянию наблюдаемого объекта (предмета, явления, процесса) элементов-обозначений из выбранной для регистрации этого состояния категориейной (качественной: номинальной, порядковой [2, 3]) измерительной шкалы. Количественные и категорийные измерения иногда объединяются в обобщённое понятие измерения, суть которого сводится к физическому преобразованию множества состояний объекта в множество модельных элементов-обозначений измерительной шкалы. Примеры состояний объекта: значения параметров как физические величины при количественном измерении и форма распределения значений случайного сигнала при категорийном измерении.

В обоих случаях под измерительной шкалой понимается множество обозначений (чисел, номеров, символов, слов, образов), используемых для выделения разных состояний наблюдаемого объекта. Обратим внимание на характерные особенности измерений. Во-первых, это наличие именно физических действий с переводом физических величин и состояний в модельные числовые или обобщённо-символьные представления. Во-вторых, необходимость сопровождения каждого результата измерения подтверждением его метрологической достоверности (погрешностью, точностью или неопределённостью). В-третьих, необходимость обеспечения единства измерений в стране и мире, метрологическая аттестация, регулярная поверка средств измерений.

Под классификацией в прикладной статистике (см., например, [4, с. 454]) понимается «разделение рассматриваемой совокупности объектов на однородные, в определённом смысле, группы либо отнесение каждого из заданного множества объектов к одному из заранее известных классов». При этом множество может состоять только из одного единственного объекта. В классификации есть свои показатели качества результатов, а достоверность результатов имеет не метрологический, а статистический характер.

Возможны разные варианты классификаций. Первый — априорный, когда число классов и их смысл (определяющие каждый класс показатели и их значения) заранее известны, т. е. заданы априори. Результат априорной классификации — установленное соответствие каждого объекта классу (его названию, адресу) или наоборот.

Второй — апостериорный, когда классы, их число, смысл не заданы, а выявляются в процессе классификации по эмпирическим данным об объекте. Результат апостериорной классификации — разделение множества классифицируемых объектов на определённое (например, оптимальное по какому-то критерию) число групп (таксонов), каждая из которых рассматривается как класс, состоящий из близких (в принятом смысле) объектов.

Возможен также третий вариант, когда принадлежность к заданным классам известна лишь для части объектов. В [5] показано, что все три варианта являются частными случаями универсальной классификации.

Как следует из изложенного, при классификации оперируют не физическими величинами, а символами, числами, при этом результаты всегда являются не количественными, а качественными (категорийными).

**Определение.** Классификационные измерения — это разновидность измерений, в процессе которых устанавливаются априори нечётко определённые состав и суть обозначений (классов) категориейной измерительной шкалы, а результатом является отнесение единичного объекта к одному из выбранных классов. Достоверность результатов классификационных измерений проверяется метрологическими приёмами: сравнением в образцовых ситуациях, применением «образцового сигнала», «образцового прибора» или «образцового алгоритма».

К классификационным, в частности, можно отнести измерения, в которых вначале достигаются результаты в количественной измерительной шкале, переводимые затем в

категорийную шкалу, в обозначениях которой и получается классификационный результат. Его достоверность подтверждается при необходимости комбинацией статистических (при выявлении достоверности обозначений) и метрологических методов поверки окончательного результата как результата измерения.

Заметим, во-первых, что именно метрологическое сопровождение получаемых результатов отличает измерение от оценивания и статистической классификации [6]. Во-вторых, полученные при классификационных измерениях категорийные шкалы могут быть построены с использованием инструментов экспертного оценивания и/или теории нечётких множеств (нечётких и лингвистических переменных), по априорным сведениям или по итогам предшествующих измерений. Требуется при этом помнить, что выбор шкалы для конкретных измерений определяется как измеряемым свойством (состоянием) объекта, так и особенностью прикладной области решаемой задачи. В-третьих, необходимо всегда согласовывать информационную силу измерительной шкалы с информационным потенциалом измеряемого объекта (см., например, [3, 7]).

Сложность практической реализации классификации и классификационных измерений состоит в нахождении решения в условиях противоречивых требований, применении оптимизационных процедур, «правильность» которых во многом зависит от принятых пользователем критериев оптимизации. Следствием этого является большое разнообразие алгоритмов классификации [3–5, 8–11], используемых исследователями для решения стоящих перед ними задач.

Чтобы продемонстрировать возможности классификационных измерений, приведём примеры измерения двух типов объектов. Первый пример связан с измерениями формы распределения значений некоторого параметра одного объекта, второй — с апостериорным построением шкалы для классификации нескольких объектов по одиночным значениям физического параметра этих объектов.

**Примеры классификационных измерений.** *Измерение формы распределений.* В качестве первого примера рассмотрим задачу измерения формы закона распределения вероятностей стационарного случайного сигнала.

Традиционно форма закона распределения вероятностей случайных сигналов выявлялась как следствие подбора модели распределения по экспериментальным данным. При этом используются разные варианты. В первом измеряется закон распределения соответствующими анализаторами-измерителями с последующей идентификацией полученного эмпирического распределения подходящей моделью. Во втором измеряются значения отсчётов случайного сигнала, по которым затем оценивается и идентифицируется закон распределения. В третьем варианте идентификация распределения проводится непосредственно по измеренным значениям сигнала с использованием перебора распределений или набора априори упорядоченных с помощью плоскостей соответствующих идентификаторов распределений. Удобным в последнем случае является метод моделетеки [6]. Важно отметить, что здесь имеется в виду не измерение формы распределений, а последовательное применение измерения и классификации с проверкой итогового результата — выбранной модели распределения, имеющей свою форму, с помощью статистических критериев согласия.

Описанные измерительно-классификационные процедуры косвенного выявления формы распределения через подбор подходящей модели распределения можно заменить классификационными измерениями именно формы распределения.

Рассмотрим два способа измерений формы распределения. Первый основан на использовании шкал наименований априори известных форм, второй — на формировании нечётко определённых категорийных шкал. Суть первого сводится к реализации следующих шагов. На первом шаге формируется множество известных форм (набор) распределений, удовлетворяющих пользовательскому требованию полноты, например в виде их моделетеки [6].

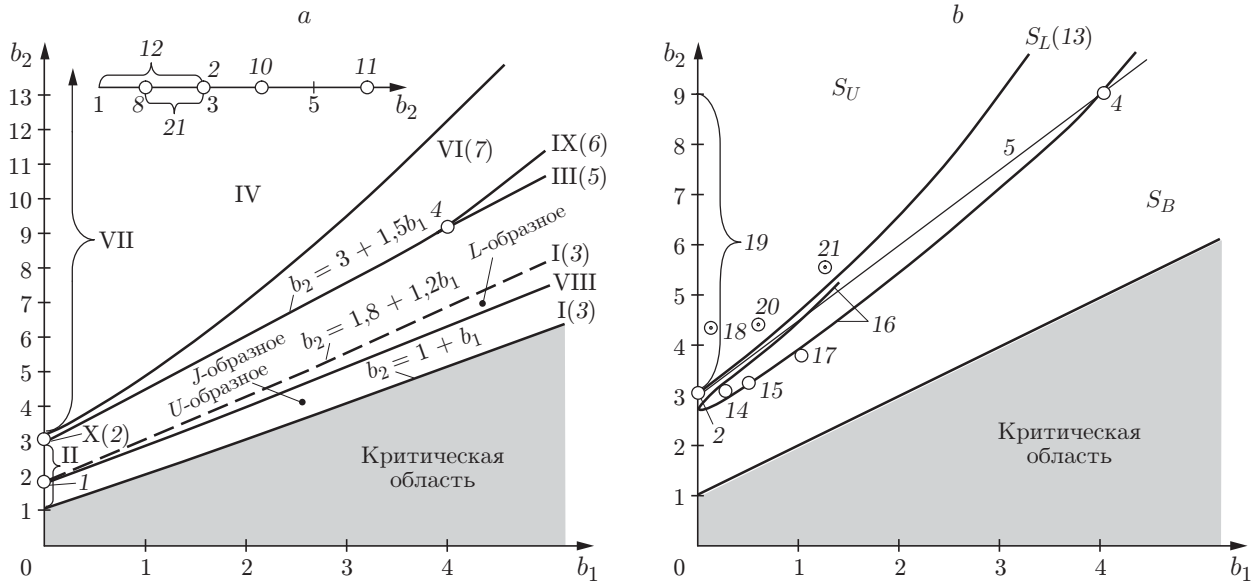


Рис. 1. Пример графического упорядочения распределений на плоскости моментов: *a* — I–X — зоны Пирсона (1 — равномерное, 2 — нормальное, 3 —  $\beta$ -I, 4 — экспоненциальное, 5 —  $\gamma$ , 6 — Парето, 7 —  $\beta$ -II (Фишера), 8 — арксинуса, 9 — Симпсона, 10 — логистическое, 11 — Лапласа, 12 — Кэптейна-1, 13 — логнормальное, 14 — Максвелла, 15 — Рэлея, 16 — Вейбулла, 17 — полуноормальное, 18 — Колмогорова, 19 — Стьюдента, 20 — Реньи, 21 — двойное показательное (экстремальных значений), 22 —  $\tau$ -Крамера); *b* — зоны Джонсона ( $S_L, S_B, S_U$ )

Два таких набора (моделетки), упорядоченные на плоскости моментов  $(b_1, b_2)$ , где  $b_1$  — квадрат коэффициента асимметрии распределения, а  $b_2$  — неприведённый коэффициент эксцесса, представлены на рис. 1.

Форма распределения в этом случае чётко определена математическим описанием закона распределения, и поэтому мы можем поставить ей в однозначное соответствие наименование (имя) формы по названию (наименованию, фамилии автора) закона. Это позволяет на втором шаге создать нечёткую категорийную шкалу наименований форм, в которой известные формы будут выступать как реперные (опорные) точки, а сама шкала при необходимости может быть представлена в виде упорядоченных графически (как на рис. 1), таблично, алгоритмически или иным способом видов форм распределений. Третий шаг — реализация физических действий, связанных непосредственно с процедурой измерения. На шкале рис. 1 — это выполнение измерения пары моментов  $(b_1$  и  $b_2)$  и прямого (методом отсчёта) или косвенного (методом расчётов) выбора имени того распределения (или двух смежных распределений), в зону притяжения которого (которых) попадает результат  $(\hat{b}_1, \hat{b}_2)$  измерения  $(b_1, b_2)$ . Например, если  $\hat{b}_1 \approx 0$  и  $\hat{b}_2 \approx 1,5$ , то мы заключаем, что форма распределения близка (с введённой при необходимости мерой степени принадлежности, близости) к форме закона арксинуса, при  $\hat{b}_1 \approx 0, \hat{b}_2 \approx 1,8$  — равномерного, при  $\hat{b}_1 \approx 0, \hat{b}_2 \approx 3$  — нормального (Гаусса), при  $\hat{b}_1 \approx 4, \hat{b}_2 \approx 9$  —  $\gamma$  с параметром формы  $\alpha = 1$  (экспоненциального) [12, 13]. Если  $(\hat{b}_1, \hat{b}_2)$  будет на прямой 5 или чуть ниже (рис. 1, *a, b*), то результатом классификационного измерения будет вывод о том, что форма распределения  $\gamma$ -образная с параметром формы  $\alpha > 1$  или Пирсона I-образная с соответствующими значениями параметров формы (см. рис. 1, *a*), или Вейбулла, или  $S_B$ -Джонсона (см. рис. 1, *b*) [12].

Сделаем в связи с этим следующие замечания.

1. Из приведённых примеров видна чувствительность (при принятой шкале) выбора формы распределения к погрешностям измерения  $(b_1, b_2)$ : чем точнее измерены моменты  $b_1, b_2$ , тем ближе будет форма к той, которую предписывает ей шкала наименований. Это особенно заметно в тех случаях, когда распределения не имеют параметров формы, имеют один параметр формы или имеют два и более параметров формы, значения которых приводят к значениям  $(b_1, b_2)$ , находящимся на стыке кривых распределений на плоскости. Отметим, что случайная составляющая погрешности зависит от объёма выборки, используемой для измерения.

2. Учитывая иерархическое упорядочение распределений [6, 12, 13], можно детализировать или, наоборот, огрубить рассматриваемую классификационную измерительную шкалу.

3. Результатом подобных классификационных измерений является вывод о том, что форма распределения значений сигнала (данных) не обязательно заданная, а близка к ней. Во-первых, это характерно для любых измерений. В них мы также получаем результат с определённой погрешностью, т. е. делаем вывод о близости значения измеряемой величины к результату с уверенностью, определяемой классом точности измерительных средств с учётом стабильности измеряемой величины, условий измерения и других факторов, влияющих на метрологические характеристики средств и результатов измерения. Во-вторых, аналогичную ситуацию мы имеем и при статистической проверке непараметрических гипотез о виде распределения, поскольку для той же выборки по тем же критериям согласия без дополнительных ограничений может быть выбрано не одно, а континуум распределений. Например, одно из распределений представлено на рис. 1, *a*, второе — на рис. 1, *b*.

4. Неопределённость в выборе шкал здесь связана с тем, что множество форм распределений, как и самих распределений, континуально. Поэтому, во-первых, количество моделетек как полного набора распределений не ограничено и их выбор должен осуществляться с учётом не только кривой формы распределения, но и решаемой прикладной задачи, механизма порождения случайного сигнала, вопросов интерпретируемости формы и т. д. Во-вторых, по итогам измерения мы делаем нечёткий вывод. В-третьих, какой бы конечный набор признаков классификации мы ни взяли за основу классификационных измерений, мы никогда не сможем множество значений признаков поставить во взаимно однозначное соответствие множеству возможных форм распределений. При тех же значениях признаков всегда можно найти примеры, противоречащие выводам, характеризующим существующие закономерности, но не законы.

Второй способ измерения форм распределения связан с апостериорным формированием нечётко определённой, содержащей конечное множество реперных точек категориейной шкалы. Он ориентирован на грубую классификацию видов форм, например: симметричные, асимметричные (с правой или левой асимметрией); заданные на конечном или бесконечном интервале;  $L$ -,  $J$ -,  $\cup$ -,  $\cap$ -образные; уни-, поли- (в частности, дву-, би-) или антимодальные; колоколо-, куполо-, чашеобразные и т. п.; короткохвостые (близкие к финитным) или длиннохвостые (близкие к Коши,  $\chi$ -квадрат,  $L$ -,  $J$ -образным, имеющим и не имеющим моменты) и т. д. Реперные точки в таких апостериорных измерительных шкалах означают наименования тех распределений известной формы, которым соответствуют чётко определённые значения количественной шкалы, участвующей в построении итоговой категориейной шкалы, когда на вход классификационного измерителя подаётся сигнал с заданной формой распределения из множества возможных сигналов, с которыми будет иметь дело пользователь измерителя в своей сфере.

Одна из возможных реализаций этого способа описывается далее. Она основана на идее упорядочения распределений на плоскости распределений (рис. 2), где  $F(x)$  — функция распределения вероятностей  $\tilde{x} = (x - x_{0,01}) / (x_{0,99} - x_{0,01})$ ;  $x_p$  — квантиль порядка  $p$ ;

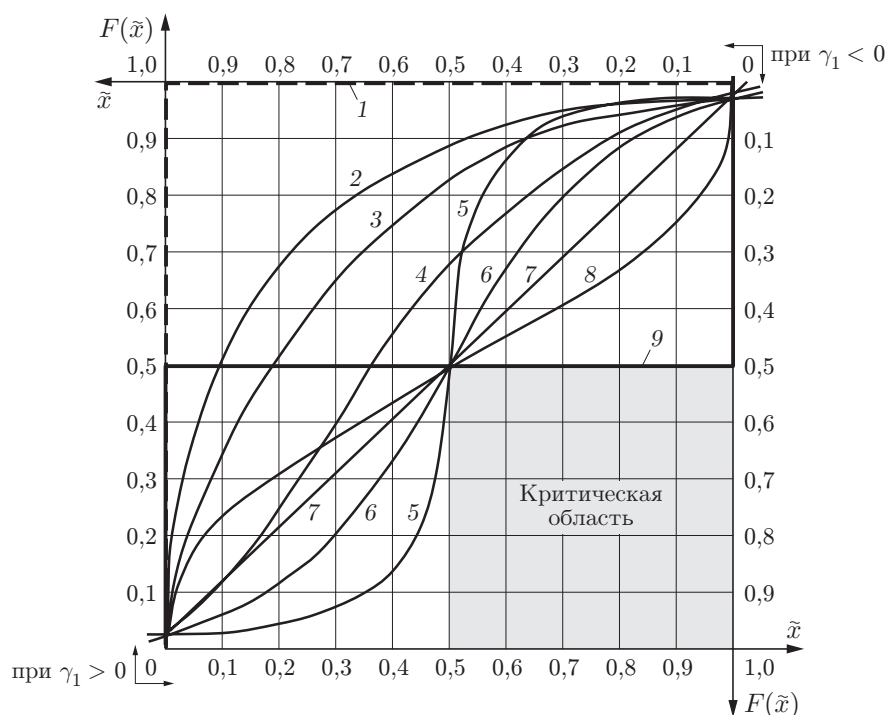


Рис. 2. Пример графического упорядочения распределений по методу плоскости распределений (кривая 1 — константы, 2 —  $\chi$ -квадрат ( $\gamma, \alpha = 1/2$ ), 3 — экспоненциальное, 4 — Рэлея, 5 — Коши, 6 — нормальное и логистическое, 7 — равномерное, 8 — арксинуса, 9 — бинарное)

$\gamma_1$  — коэффициент асимметрии; бинарное распределение — это распределение случайной величины, принимающей всего два равновероятных значения.

Такое упорядочение и, как следствие, построение классификационной измерительной шкалы позволяет избежать появления проблемы моментов — выяснения наличия или отсутствия моментов у распределения, компактно упорядочить распределения с перечисленными выше формами, увидеть их место на шкале по отношению к «реперным» распределениям и т. д. На рис. 2 учтён тот факт, что если случайная величина получается из величины  $X$  заменой знака, т. е.  $Y = -X$ , то  $F_Y(y) = 1 - F_X(y)$ . Для симметричных распределений это не приводит к замене формы, а для асимметричных тип распределения сохраняется, но  $L$ -образная форма переходит в  $J$ -образную и наоборот. Этот факт надо учитывать, используя коэффициент асимметрии  $\gamma_1$  (лучше квантильный — существующий для всех абсолютно непрерывных распределений). Для числовой характеристики форм распределений в этом случае целесообразно применять квантильные коэффициенты асимметрии  $b_3$  и эксцесса  $b_4$ :  $b_3 = (x_{0,95} + x_{0,05} - 2x_{0,5}) / (x_{0,95} - x_{0,05})$  [11],  $b_4 = (x_{0,75} - x_{0,25}) / (x_{0,95} - x_{0,05})$ , крутизны средней части распределения типа  $b_4$  или боковых (хвостовых) частей распределения типа  $b_5 = (x_{0,95} - x_{0,75}) / (x_{0,95} - x_{0,05})$  и  $b_6 = (x_{0,25} - x_{0,05}) / (x_{0,95} - x_{0,05})$ , где  $x_p$  — квантиль порядка  $p$ .

Для построения классификационной измерительной шкалы предлагается использовать набор из нечётного количества ранжированных по возрастанию или убыванию теоретических ( $x_p$ , априорное построение шкалы) или эмпирических ( $\hat{x}_p$ , апостериорное построение шкалы) квантилей, средняя из которых совпадёт с медианой  $x_{0,5}$  или  $\hat{x}_{0,5}$ .

Более простой вариант — взять для построения линейной шкалы одну характеристику крутизны. В табл. 1 приведён пример предклассификационной измерительной шкалы формы распределений по характеристике  $b_7 = 100b_4$  с указанными в ней теоретически-

Таблица 1

**Пример упорядочения реперных точек шкалы  
по средней крутизне  $b_7$  заданных распределений**

Наименование распределения	Значение $b_7 = 100b_4$	Наименование распределения	Значение $b_7 = 100b_4$
константы	0	Рэля	42,9
Коши	16	равномерное	55,6
Лапласа	30	нормальное, логистическое	58,7
$\chi$ -квадрат ( $\gamma$ с $\alpha = 0,5$ )	32,6	арксинуса	72,1
экспоненциальное	37,3	бинарное	100
Симпсона	42,8	—	—

ми реперными точками, относящимися к известным распределениям. Ясно, что подобная шкала с граничными точками «0» для распределения константы и «100» для бинарного распределения может быть построена апостериори, когда реперные точки наносятся по значениям  $\hat{b}_7$ , измеренным для сигналов с заданной формой распределения вероятностей, наиболее часто встречающихся в области интересов пользователя. Грубость и неоднозначность подобных шкал без привязки к конкретным приложениям очевидна. Заметим, что при апостериорном построении шкалы стартовые реперные точки рекомендуется формировать путём вычисления средней крутизны ранжированных функций случайных сигналов с заданными распределениями. Итоговая шкала создаётся с помощью упорядочения реперных точек по вычисленным значениям средней крутизны и может быть оформлена подобно шкале стрелочного измерительного прибора.

*Классификационное измерение состояний объектов диагностики.* В качестве второго примера рассмотрим классификационное измерение состояний таких объектов диагностики, как аккумуляторные батареи (АБ), используемые в источниках бесперебойного питания (ИБП). Решается практическая задача — оперативно скомплектовать только что изготовленные образцы ИБП аккумуляторными батареями, которые в течение определённого времени до этого хранились на холодном складе предприятия. Поскольку затраты времени и энергии на полную тренировку всех АБ оказались неприемлемыми, на техническом совете предприятия как экспертном органе было принято решение провести экспресс-диагностику АБ, разбив партию из 20 штук на четыре класса: «отличные», «хорошие», «удовлетворительные» и «плохие». При этом предлагалось: отличные и хорошие АБ сразу устанавливать в ИБП, поскольку необходимая их доводка по характеристикам автоматически осуществлялась за счёт естественного чередования режимов заряда и разряда внутри ИБП; удовлетворительные АБ подвергать кратковременной тренировке одним или двумя циклами заряда/разряда на специальном стенде; плохие АБ полностью восстанавливать многократной тренировкой. Такая стратегия обеспечивала своевременность и ритмичность поставки ИБП заказчику при высоких эксплуатационных характеристиках АБ. В качестве диагностического показателя состояния АБ использовалось измеренное значение активного внутреннего сопротивления АБ на стандартной частоте (1 кГц).

Реализация классификационной части выполнялась по двум параллельным во времени вариантам. По первому варианту эксперты предприятия проводили диагностику данной партии АБ традиционным методом, который заключался в том, что составленный по измеренным и отсортированным значениям сопротивлений список АБ субъективно разбивался на заданное число (в нашем примере — четыре) классов (диапазонов). При этом эксперты использовали линейное разбиение всего диапазона сопротивлений 25–29 мОм с шагом

Таблица 2

Результаты активного сопротивления  $R$  аккумуляторных батарей

$R$ , мОм	Ранг результата измерения	Номер АБ	Значения $J$ , А	Результаты классификации экспертами предприятия	Результаты автоматических классификационных измерений
25,09	1	16	93	отличные	отличные
25,11	2	13	92		
25,66	3	20	90		
25,75	4	10	89		
25,99	5	5	88		
26	6	3	87	хорошие	хорошие
26,23	7	1	87		
26,44	8	8	86		
26,51	9	17	85		
26,71	10	19	86		
26,81	11	15	85		
26,94	12	4	82	удовлетворительные	удовлетворительные
27,2	13	6	87		
27,2	14	7	89		
27,2	15	9	89		
27,23	16	11	85		
27,59	17	14	82	плохие	плохие
28,10	18	18	78		
28,27	19	2	78		
28,33	20	12	78		

$\Delta R = 1$  мОм, выбрав в качестве границ классов значения 26, 27 и 28 мОм. Для справки в табл. 2 представлены также значения тока  $J$  стартерного разряда, который характеризует эксплуатационное качество АБ, а именно чем больше ток стартерного разряда, тем выше качество АБ. Результаты экспертной классификации указаны в пятом столбце табл. 2.

Во втором варианте проводились автоматические трёхэтапные классификационные измерения АБ в соответствии с алгоритмом [14]. Суть его заключается в следующем: 1) вычисляется средняя крутизна ранжированного ряда комплексных сопротивлений каждой АБ на разных частотах; 2) формируется позиционный код в виде списка реперных точек, упорядоченных по модулю разности между вычисленными значениями средней крутизны ранжированного ряда сопротивлений и конкретной экспертной реперной точкой шкалы (см. табл. 2) для каждой АБ; 3) полученные позиционные коды формируют кластеры.

В результате автоматически апостериорно получен вариант категорийной измерительной шкалы, представленный в шестом столбце табл. 2. Если в качестве образцового для метрологической аттестации результата взять итоги экспертной классификации, то коэффициент согласия результата классификационных измерений с ней составит 0,85. Это вполне приемлемо с учётом преимуществ, которые дают классификационные измерения: во-первых, не требуется наличия высококлассных экспертов, имеющих соответствующий опыт; во-вторых, результат получается автоматически, причём апостериори, только по итогам первичных измерений.



Как видно из сопоставления пятого и шестого столбцов табл. 2, различие между итогами экспертной классификации и классификационных измерений состоит в том, что последние являются более осторожными в разделении АБ на хорошие и удовлетворительные. Это в определённой степени может быть оправдано, когда затраты на установку АБ и простой ИБП существенно превышают затраты на кратковременную тренировку АБ, особенно если риск ущерба от преждевременной остановки ИБП вследствие неработоспособности АБ велик.

**Заключение.** В данной работе введено понятие «классификационные измерения». Рассмотрены его сходство и отличие от классических измерений и классификаций. Введённое понятие и варианты реализации классификационных измерений продемонстрированы на примере измерения формы одномерного распределения случайных сигналов и построения классификационной измерительной шкалы для внутреннего сопротивления АБ.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Кликушин Ю. Н.** Методология идентификационных измерений // Идентификация, измерение характеристик и имитация случайных сигналов: Сб. матер. МНТК ИИИ-2009. Новосибирск: Изд-во КВАНТ, 2009. С. 44–47.
2. **Губарев В. В.** Информатика: прошлое, настоящее, будущее. М.: Техносфера, 2011. 432 с.
3. **Загоруйко Н. Г.** Прикладные методы анализа данных и знаний. Новосибирск: Изд-во Института математики СО РАН, 1999. 270 с.
4. **Айвазян С. А., Мхитарян В. С.** Прикладная статистика и основы эконометрики. М.: ЮНИТИ, 1998. 1022 с.
5. **Borisova I. A., Zagoruiko N. G.** Feature selection by using the FRIS-function in the task of generalized classification // Pattern Recogn. and Image Analys. 2011. **21**, N 2. P. 117–120.
6. **Губарев В. В.** Алгоритмы спектрального анализа случайных сигналов. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2005. 660 с.
7. **Тарасенко Ф. П.** Прикладной системный анализ. Томск: Изд-во ТГУ, 2004. 186 с.
8. **Лапко А. В., Лапко В. А.** Сравнение эмпирической и предлагаемой функций распределения случайной величины на основе непараметрического классификатора // Автометрия. 2012. **48**, № 1. С. 45–49.
9. **Сидорова В. С.** Алгоритм кластеризации текстурных данных дистанционного зондирования // Автометрия. 2010. **46**, № 5. С. 43–52.
10. **Асмус В. В., Бучнев А. А., Пяткин В. П.** Кластерный анализ данных дистанционного зондирования Земли // Автометрия. 2010. **46**, № 2. С. 58–66.
11. **Соколова Д. О., Спектр А. А.** Классификация движущихся объектов по спектральным признакам сейсмических сигналов // Автометрия. 2012. **48**, № 5. С. 112–119.
12. **Губарев В. В.** Вероятностные модели. Справочник. Новосибирск: НЭТИ, 1992. Ч. 1. 196 с.; Ч. 2. С. 197–421.
13. **Губарев В. В.** Случайные функции с нелинейной регрессией и их применение // Автометрия. 2011. **47**, № 6. С. 39–50.
14. **Захаренко В. А., Кликушин Ю. Н., Кобенко В. Ю., Орлов С. А.** Технология классификации объектов диагностики с помощью МТШ-90 // Контроль. Диагностика. 2012. № 7. С. 43–49.

*Поступила в редакцию 13 ноября 2012 г.*