

ПРИБОРОСТРОЕНИЕ, МЕТРОЛОГИЯ И ИНФОРМАЦИОННО- ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ ПРИБОРЫ И СИСТЕМЫ

УДК 621.396:681.2

В. Ю. КОБЕНКО

Омский государственный
технический университет

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ДИАПАЗОНА ИДЕНТИФИКАЦИОННОЙ ШКАЛЫ ФОРМ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

Определен диапазон идентификационной шкалы, измеряющей формы распределения вероятности. Проведено уточнение уже имеющихся и добавлены новые отметки идентификационной шкалы.

Ключевые слова: диапазон, идентификация, измерение формы, классификация, распределение, сигнал, тестер, шкала.

Введение. В задачах цифровой обработки сигналов при разработке интеллектуальных средств управления, контроля и диагностики возникают трудности, связанные с автоматическим распознаванием и классификацией объекта исследований, представленного некоторым набором выборочных значений, например, дискретным временным рядом наблюдений. В том случае, когда исходные данные носят случайный характер, процедура распознавания заключается в идентификации закона распределения вероятности появления этих данных, что позволяет в дальнейшем выбрать оптимальные алгоритмы их обработки [1]. В работе [2] представлен подробный обзор современных методов идентификации законов распределения вероятности по принципу «похож – не похож», использующих для формирования критериев распознавания методы теорий вероятности и информации. Упорядочить форму законов распре-

делений вероятности в виде регулярной шкалы впервые удалось в работе [3]. Дальнейшие исследования в этой области привели к формированию нового научного направления, основанного на теории измерений и разделов прикладной статистики, связанных с решением задач классификации и распознавания образов. Данное научное направление получило название «Технология идентификационных измерений» [4, 5], практическая значимость которого, в частности, была показана в работах [6–9] на примерах классификации и диагностики исследуемых объектов в области техники и медицины. Под идентификационными измерениями понимаются такие измерения, которые позволяют количественно оценивать форму той или иной характеристики сигналов, например, закона распределения. Основным инструментом идентификационных измерений являются идентификационные шкалы.

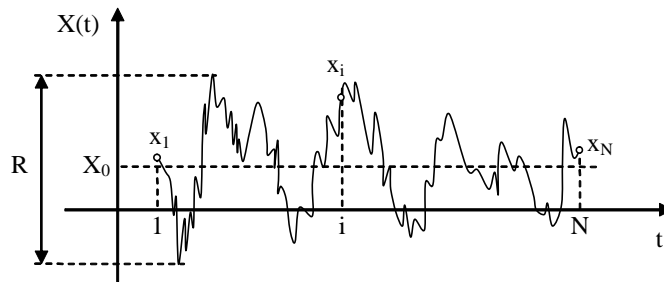


Рис. 1. Реализация сигнала $X(t)$ объема N с размахом R и средним значением X_0

Из теории измерений известно, что достоверные измерения той или иной величины можно проводить только в заданном ее диапазоне измерения, в противном случае показания измерительного прибора будут неверными. Поэтому знание диапазона измерительной шкалы является необходимым фактором при проведении измерений.

Постановка задачи и методика исследований.

Пусть дана реализация сигнала $X(t)$ в виде распределения мгновенных значений (рис. 1) объема N . Размах сигнала R вычисляется как разность между наибольшим и наименьшим значениями сигнала. В работе [3] представлена идентификационная шкала, упорядочивающая эмпирические законы распределения случайных сигналов, представленных в цифровом виде. Положение закона распределения мгновенных значений сигнала $X(t)$ на идентификационной шкале определяется путем вычисления идентификационного параметра NF :

$$NF = \left(\frac{R}{S} \right)^2, \quad (1)$$

где R — размах сигнала, S — оценка среднеквадратического отклонения, определяется по формуле:

$$S = \sqrt{\frac{1}{N-1} \left(\sum_{i=1}^N (x_i - X_0)^2 \right)}, \quad (2)$$

где X_0 — среднее арифметическое значение сигнала.

Задача состоит в том, чтобы определить, какие значения может принимать параметр NF , т.е. определить диапазон идентификационной шкалы форм распределений вероятности.

Чтобы решить поставленную задачу, необходимо:

- 1) смоделировать сигналы, задавая объем данных, их пространственно-временную форму, закон распределения;
- 2) определить параметр NF смоделированного сигнала;
- 3) выявить зависимость между измерением NF и задаваемыми параметрами сигнала;
- 4) экстраполировать динамику задаваемых параметров моделируемого сигнала и определить минимальное и максимальное значение NF .

Результаты исследований. Результаты исследований представлены в табл. 1 в виде упорядоченных по параметру NF сигналов и их законов распределений, характерных для каждой области идентификационной шкалы.

$NF=0$ Т.к. числитель и знаменатель дроби в выражении (1) не могут быть отрицательными, то наименьшее значение, которое может принимать параметр NF , нулевое. Чтобы $NF=0$, необходимо, чтобы размах сигнала $R=0$. К таким сигналам относятся

постоянные во времени сигналы, частным случаем которых являются сигналы, состоящие из одного мгновенного значения x_1 с объемом данных $N=1$ и средним значением $X_0=x_1$. Определим значение NF для такого сигнала:

$$NF = \frac{R^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{1-1}} (x_1 - X_0)^2 \right)^2} = \frac{0^2}{\left(\sqrt{\frac{0^2}{0}} \right)^2} = \frac{0}{0}$$

— получается неопределенность. Перейдя к пределам, вычислим предельное значение NF :

$$\begin{aligned} \lim NF &= \lim \frac{R^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{1-1}} (x_1 - X_0)^2 \right)^2} = \\ &= \lim \frac{0^2}{\left(\sqrt{\frac{0^2}{0}} \right)^2} = \lim \frac{0^2}{0^2} = \lim \frac{0^2}{0} = 0. \end{aligned} \quad (3)$$

Таким образом, минимальное теоретическое значение $NF=0$.

$NF=1$ Вычислим значение NF для постоянного сигнала, состоящего из двух и более мгновенных значений равных A с объемом данных $N \geq 2$ и средним значением $X_0=A$.

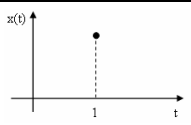
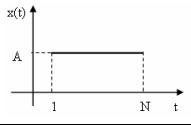
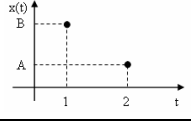
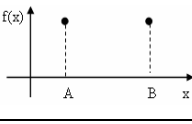
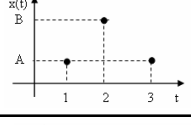
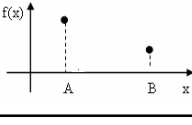
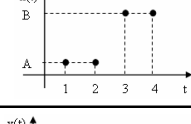
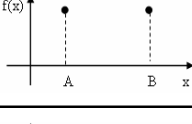
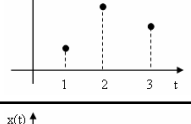
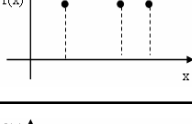
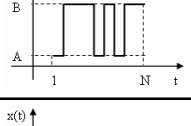
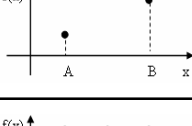

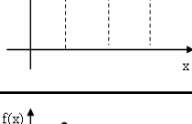
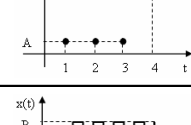
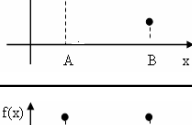
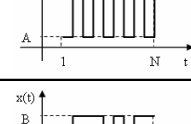
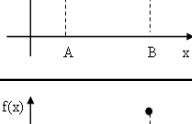
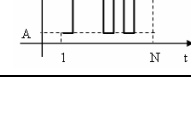
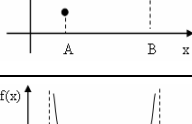
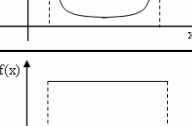
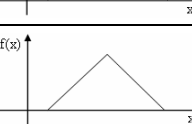

$$NF = \frac{R^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - X_0)^2} \right)^2} = \frac{0^2}{\left(\sqrt{\frac{0^2}{N-1}} \right)^2} = \frac{0}{0}$$

— получается неопределенность. Перейдя к пределам, вычислим предельное значение NF :

$$\begin{aligned} \lim NF &= \lim \frac{R^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - X_0)^2} \right)^2} = \\ &= \lim \frac{0^2}{\left(\sqrt{\frac{0^2}{N-1}} \right)^2} = \lim \frac{0^2}{0^2} = 1. \end{aligned} \quad (4)$$

$NF=2$ Вычислим значение NF для сигнала, состоящего из двух мгновенных значений $x_1=A$ и $x_2=B$ ($A \neq B$) с объемом данных $N=2$, размахом $R=A-B$ и средним значением $X_0=(A+B)/2$.

Идентификационная шкала NF-метода

NF	Сигнал X(t)	Закон распределения f(x)	Объем данных N	Описание
1	2	3	4	5
0			N=1	Одно значение в сигнале
1			N ≥ 2	Постоянный во времени сигнал
2			N=2	Два значения в сигнале, причем A ≠ B
3			N=3	Три значения в сигнале, причем два из них равны: x ₁ = x ₃ = A
			N=4	Четыре значения в сигнале, попарно равные между собой: x ₁ = x ₂ = A, x ₃ = x ₄ = B
3...4			N=3	Три значения в сигнале, все отличаются друг от друга x ₁ ≠ x ₂ ≠ x ₃
			N ≥ 5	Двумодальный закон распределения (симметричный и асимметричный), N соизмеримо с единицей
4			N=3	Три значения, причем одно есть полусумма двух других: x ₃ = (x ₁ + x ₂)/2
			N=4	Четыре значения в сигнале, три из которых равны между собой: x ₁ = x ₂ = x ₃ = A и x ₄ = B ≠ A
			N >> 1	Двумодальный закон (симметричный). Число значений A равно числу значений B
4...6			N >> 1	Двумодальный закон (асимметричный). Число значений A не равно числу значений B
8			N → ∞	Арксинусный закон распределения
12			N → ∞	Равномерный закон распределения
24			N → ∞	Треугольный закон распределения

1	2	3	4	5
40...100			$N \rightarrow \infty$	Нормальный закон распределения
$100 \dots \frac{N}{4}$	$\frac{N}{4}$		$N \rightarrow \infty$	Закон распределения Лапласа
$\frac{N}{4} \dots N$			$N \rightarrow \infty$	Закон распределения Коши (односторонний)
N			$N > 1$	Все значения равны A, кроме одного значения, равного B
$N \dots 2N$			$N \rightarrow \infty$	Закон распределения Коши (симметричный и асимметричный)
$2(N-1)$			$N > 1$	Все значения равны B, кроме двух, равных A и C. Причем $ B-A = B-C $

$$NF = \frac{(A-B)^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{N-1} \left((A-X_0)^2 + (B-X_0)^2 \right)} \right)^2} =$$

$$= \frac{(A-B)^2}{\frac{1}{2-1} \left(\left(A - \frac{A+B}{2} \right)^2 + \left(B - \frac{A+B}{2} \right)^2 \right)} =$$

$$= \frac{(A-B)^2}{\frac{(A-B)^2}{4} + \frac{(B-A)^2}{4}} = \frac{(A-B)^2}{2(A-B)^2} = 2.$$

Рассмотрим сигнал, состоящий из трех мгновенных значений $x_1 = A$, $x_2 = B$ и $x_3 = C$ с объемом данных $N=3$ и средним значением $X_0 = (A+B+C)/3$. Пусть X_{max} и X_{min} — максимальное и минимальное значения сигнала. Для общего случая, когда $A \neq B \neq C$ параметр NF равен:

$$NF = \frac{(X_{max} - X_{min})^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{N-1} \left((A-X_0)^2 + (B-X_0)^2 + (C-X_0)^2 \right)} \right)^2} =$$

$$= \frac{(X_{max} - X_{min})^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{3-1} \left(\left(A - \frac{A+B+C}{3} \right)^2 + \left(B - \frac{A+B+C}{3} \right)^2 + \left(C - \frac{A+B+C}{3} \right)^2 \right)} \right)^2}.$$

После упрощения этого выражения получим:

$$NF = \frac{(X_{max} - X_{min})^2}{\frac{1}{3} (A^2 + B^2 + C^2 - AB - AC - BC)} \quad (5)$$

Определим, при каких условиях выражение (5) будет принимать наибольшее и наименьшее значения.

Т.к. величины A , B , C равноправны и выбраны произвольно, то в общем случае одна из них будет находиться между двумя другими. Пусть это будет величина B , которая может принимать значения в диапазоне от A до C , т.е. $B \in [A, C]$. При выходе B из этого диапазона ее место займет другая величина (A или C), X_{max} и X_{min} сигнала изменятся. С учетом сказанного преобразуем уравнение (5) к виду $NF=f(B)$:

$$NF(B) = \frac{(A-C)^2}{\frac{1}{3} (B^2 - B(A+C) + A^2 + C^2 - AC)} \quad (6)$$

$$B \in [A, C].$$

$NF(B)$ будет максимальным при минимальном значении знаменателя дроби в выражении (6) и наоборот. Определим, при каких значениях B знаменатель будет иметь максимальное и минимальное значения. Для этого возьмем производную относительно B и найдем экстремум знаменателя. Получим, что при условии

$$B = \frac{A+C}{2} \quad (7)$$

знаменатель будет иметь наименьшее значение, а на краях отрезка $[A, C]$ — наибольшее. Подставив выражение (7) в (6) найдем максимальное значение $NF(B)=4$. Подставив крайние условия для $B=A$ и $B=C$ в выражение (6) найдем минимальное значение $NF(B)=3$. Для любых других значений B параметр $NF(B)$ будет принимать значения от 3 до 4.

Рассмотрим сигнал, состоящий из четырех мгновенных значений x_1, x_2, x_3 и x_4 с объемом данных $N=4$. Проведенные исследования показали, что наиболее интересными являются два частных случая: 1) мгновенные значения сигнала попарно равны, например, $x_1=x_2=A$ и $x_3=x_4=B$; 2) три мгновенных значения сигнала равны, например, $x_1=x_2=x_3=A$ и $x_4=B \neq A$. Найдем параметр NF для каждого случая.

1. Среднее значение сигнала $X_0=(A+A+B+B)/4=(A+B)/2$.

$$NF = \frac{(A-B)^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{4-1} \left[\left(A - \frac{A+B}{2} \right)^2 + \left(A - \frac{A+B}{2} \right)^2 + \left(B - \frac{A+B}{2} \right)^2 + \left(B - \frac{A+B}{2} \right)^2 \right]} \right)^2} = \frac{(A-B)^2}{\frac{1}{3} \left[2 \left(\frac{A-B}{2} \right)^2 + 2 \left(\frac{B-A}{2} \right)^2 \right]} = \frac{(A-B)^2}{\frac{2 \cdot 2(A-B)^2}{3 \cdot 4}} = 3.$$

2. Среднее значение сигнала $X_0=(A+A+A+B)/4=(3A+B)/4$.

$$NF = \frac{(A-B)^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{4-1} \left[\left(A - \frac{3A+B}{4} \right)^2 + \left(A - \frac{3A+B}{4} \right)^2 + \left(A - \frac{3A+B}{4} \right)^2 + \left(B - \frac{3A+B}{4} \right)^2 \right]} \right)^2} = \frac{(A-B)^2}{\frac{1}{3} \left[3 \left(\frac{A-B}{4} \right)^2 + \left(\frac{3B-3A}{4} \right)^2 \right]} = \frac{(A-B)^2}{\frac{3(A-B)^2 + 9(B-A)^2}{3 \cdot 16}} = 4$$

Во всех остальных случаях при $N=4$ параметр $NF > 4$.

$NF=3$ Сигналы, состоящие: 1) из трех мгновенных значений x_1, x_2 и x_3 , два из которых равны (например, $x_1=x_3=A$); 2) из четырех мгновенных значений x_1, x_2, x_3 и x_4 попарно равных между собой (например, $x_1=x_2=A$ и $x_3=x_4=B$), имеют $NF=3$.

$3 < NF < 4$ 1) сигнал, состоящий из трех мгновенных значений x_1, x_2 и x_3 , причем $x_1 \neq x_2 \neq x_3$, имеет $3 < NF < 4$; 2) проведенные экспериментальные исследования показали, что для сигналов с объемом данных $N \geq 5$ и минимальным значением NF характерен двумодальный закон распределения. Если объем данных N соизмерим с единицей (нельзя пренебречь единицей в выражении (2) при усреднении), то $3 < NF < 4$.

$NF=4$ Сигналы с $NF=4$: 1) состоят из трех мгновенных значений x_1, x_2 и x_3 , причем одно из них есть полусумма двух других (например, $x_3=(x_1+x_2)/2$); 2) состоят из четырех мгновенных значений x_1, x_2, x_3 и x_4 , три из которых равны между собой (например, $x_1=x_2=x_3=A$ и $x_4=B \neq A$); 3) имеют симметричный дву-

модальный закон распределения с $N \gg 1$. Последний вид сигналов имеет $NF=4$, исходя из следующих соображений. Пусть задан сигнал в виде дискретного ряда мгновенных значений $x_1, x_2, x_3 \dots x_N$ объема $N \gg 1$, имеющий симметричный двумодальный закон распределения. Пусть A и B — величины, которые могут принимать мгновенные значения сигнала. Т.к. закон распределения вероятности появления мгновенных значений симметричный двумодальный, то число появлений величины A в сигнале равно числу появлений величины B . Тогда среднее значение сигнала равно:

$$X_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^{N/2} A + \sum_{i=1}^{N/2} B \right) = \frac{1}{N} \left(A \frac{N}{2} + B \frac{N}{2} \right) = \frac{A+B}{2}.$$

Параметр NF определяется следующим образом:

$$NF = \frac{(A-B)^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (A-X_0)^2} \right)^2} = \frac{(A-B)^2}{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left(A - \frac{A+B}{2} \right)^2} = \frac{(A-B)^2}{\frac{N(A-B)^2}{4(N-1)}} = \frac{4(N-1)}{N} \quad (8)$$

Т.к. по условию $N \gg 1$, то единицей в выражении (8) можно пренебречь, следовательно, $NF=4$.

$4 < NF < 6$ Сигналы с объемом данных $N \gg 1$, имеющие асимметричный двумодальный закон распределения, попадают в область $4 < NF \leq 6$.

$NF=8$ Сигналы с арксинусным законом распределения и объемом данных $N \rightarrow \infty$ имеют $NF=8$.

$NF=12$ Сигналы с равномерным законом распределения и объемом данных $N \rightarrow \infty$ имеют $NF=12$.

$NF=24$ Сигналы с треугольным (Симпсона) законом распределения и объемом данных $N \rightarrow \infty$ имеют $NF=24$.

$40 < NF < 100$ Сигналы с нормальным законом распределения и объемом данных $N \rightarrow \infty$ имеют $40 < NF < 100$.

$100 < NF < N/4$ Сигналы с законом распределения Лапласа и объемом данных $N \rightarrow \infty$ имеют $100 < NF < N/4$.

$N/4 < NF < N$ Сигналы с законом распределения односторонний Коши и объемом данных $N \rightarrow \infty$ имеют $N/4 < NF < N$.

$NF=N$ Рассмотрим сигнал в виде одиночного выброса, у которого все значения равны между собой кроме одного (эмпирический аналог дельта-функции). Пусть задан сигнал в виде дискретного ряда мгновенных значений $x_1, x_2, x_3 \dots x_N$ объема $N > 1$, причем все значения ряда равны A , кроме одного, равного B . Для простоты пояснения зададим $A=0$. Тогда, среднее значение сигнала равно:

$$X_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^{N-1} 0 + B \right) = \frac{B}{N}.$$

Найдем параметр NF для такого сигнала:

$$NF = \frac{B^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{N-1} \left(\sum_{i=1}^{N-1} (0-X_0)^2 + (B-X_0)^2 \right)} \right)^2} =$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{B^2}{N-1 \left(\sum_{i=1}^{N-1} \left(0 - \frac{B}{N} \right)^2 + \left(B - \frac{B}{N} \right)^2 \right)} = \\
 &= \frac{B^2}{N-1 \left((N-1) \left(\frac{B}{N} \right)^2 + (N-1)^2 \left(\frac{B}{N} \right)^2 \right)} = \\
 &= \frac{B^2}{\frac{B^2}{N^2} + (N-1) \frac{B^2}{N^2}} = \frac{1}{\frac{1}{N^2} (1 + N - 1)} = N.
 \end{aligned}$$

$N < NF < 2N$ Сигналы с законом распределения Коши (симметричный и асимметричный) и объемом данных $N \rightarrow \infty$ имеют $N < NF < 2N$.

$NF = 2(N-1)$ Рассмотрим сигнал в виде двух одинокных выбросов противоположных друг другу относительно среднего. Все значения сигнала равны между собой, кроме двух (эмпирический аналог двух дельта-функций, противоположно направленных). Пусть задан сигнал в виде дискретного ряда мгновенных значений $x_1, x_2, x_3 \dots x_N$ объема $N > 1$, причем все значения ряда равны A , кроме двух, равных B и $-B$. Для простоты пояснения зададим $A=0$. Тогда среднее значение сигнала равно:

$$X_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^{N-2} 0 + B - B \right) = 0.$$

Найдем параметр NF для такого сигнала:

$$\begin{aligned}
 NF &= \frac{(B+B)^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{N-1} \left(\sum_{i=1}^{N-2} (0 - X_0)^2 + (B - X_0)^2 + (-B - X_0)^2 \right)} \right)^2} = \\
 &= \frac{4B^2}{\frac{1}{N-1} (B^2 + (-B)^2)} = \frac{4B^2}{\frac{2B^2}{N-1}} = 2(N-1).
 \end{aligned}$$

Выводы.

На основании проведенных исследований можно сделать следующие выводы.

1. Установлен диапазон измерения идентификационной шкалы от 0 до $2(N-1)$, где N — объем данных.
2. Проведено уточнение имеющихся отметок идентификационной шкалы и добавлены новые (сравнительно с данными из [3]).

Книжная полка

Иванов, А. А. Основы робототехники : учеб. пособие для вузов по направлениям подгот. дипломиру. специалистов «Конструкторско-технологическое обеспечение машиностроительных производств», «Автоматизированные технологии и производства» / А. А. Иванов. — М. : Форум, 2012. — 222 с.

В пособии изложен материал по курсу «Основы робототехники». Даны основные понятия и определения роботов и робототехнических устройств (РТУ), их классификация, области применения. Рассмотрены структура, кинематика, точность позиционирования и производительность промышленных роботов (ПР). Представлены механизмы захвата объектов с расчетом необходимого усилия захвата. Приведены обоснование и выбор приводов, информационно-сенсорных систем, а также систем управления ПР. Приведены примеры использования промышленных роботов на основных технологических операциях и в качестве сервисного оборудования: загрузка-разгрузка технологических машин и линий, транспортирование, накопление и пространственная ориентация объектов.

3. Представлена модифицированная идентификационная шкала NF -метода, проиллюстрированная характерными для каждой ее отметки формами сигналов и законами распределения.

Библиографический список

1. Новицкий, П. В. Оценка погрешностей результатов измерений / П. В. Новицкий, И. А. Зограф. — Л. : Энергоатомиздат, 1991. — 304 с.
2. Губарев, В. В. Вероятностные модели: справочник. В 2 ч. / В. В. Губарев ; Новосиб. электротехн. ин-т. — Новосибирск, 1992. Ч. 1. — 198 с. Ч. 2. — 188 с.
3. Кликушин, Ю. Н. Фрактальная шкала для измерения формы распределений вероятности [Электронный ресурс] / Ю. Н. Кликушин // Журнал радиоэлектроники. / М. : Изд-во ИРЭ РАН. — 2000. — № 3. — Режим доступа : <http://jre.cplire.ru> (дата обращения: 01.06.2013).
4. Кликушин, Ю. Н. Основы идентификационных измерений [Электронный ресурс] / Ю. Н. Кликушин, В. Ю. Кобенко // Журнал радиоэлектроники / М. : Изд-во ИРЭ РАН. — 2006. — № 5. — Режим доступа : <http://jre.cplire.ru> (дата обращения: 01.06.2013).
5. Кликушин, Ю.Н. Основы идентификационных измерений / Ю. Н. Кликушин, В. Ю. Кобенко // Деп. в ВИНТИ, № 1540-В2006, Омский гос. техн. ун-т. — Омск, 2006. — 18 с.
6. Кликушин, Ю. Н. Способ компьютерной диагностики болезни Паркинсона [Электронный ресурс] / Ю. Н. Кликушин, В. Ю. Кобенко // Журнал радиоэлектроники. — М. : Изд-во ИРЭ РАН. — 2012. — № 10. — Режим доступа: <http://jre.cplire.ru> (дата обращения: 01.06.2013).
7. Кобенко, В. Ю. Определение качества поверхности бумаги методом фрактального анализа / В. Ю. Кобенко, С. З. Ихлазов, А. В. Голунов // Омский научный вестник. — 2011. — № 3 (103). — С. 330–334.
8. Технология классификации объектов диагностики с помощью МТШ-90 / В. А. Захаренко [и др.] // Контроль. Диагностика. — 2012. — № 7 — С. 43–49.
9. Кобенко, В. Ю. Влияние масштабного параметра множества на фрактальную клеточную размерность / В. Ю. Кобенко, С. З. Ихлазов // Деп. в ВИНТИ, № 132-В2011, Омский гос. техн. ун-т. — Омск, 2011. — 8 с.

КОБЕНКО Вадим Юрьевич, кандидат технических наук, доцент (Россия), доцент кафедры «Технология электронной аппаратуры».

Адрес для переписки: kobra_vad@rambler.ru

Статья поступила в редакцию

© В. Ю. Кобенко

РЕАЛИЗАЦИЯ МОБИЛЬНЫХ ГРАДУИРОВОЧНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ПРИБОРОВ СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛИЗА МАТЕРИАЛОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ВИРТУАЛЬНЫХ ЭТАЛОНОВ

В статье содержатся данные о способах стабилизации градуировочных графиков к воздействию внешних и внутренних факторов при проведении спектрального анализа материалов. Приведены аналитические выражения, позволяющие снизить систематическую погрешность от изменения положения графиков, существенно увеличив время между проведением корректировки положения градуировочных зависимостей по рекалибровочным стандартным образцам. Разработана математическая модель виртуальных эталонов для реализации градуировочной зависимости.

Ключевые слова: градуировочный график, влияющие факторы, спектральный анализ материалов, виртуальные эталоны.

В основе автоматизированных устройств для проведения спектрального анализа продолжают использоваться модели градуировочных характеристик (ГХ), построенных на основе регрессионной обработки данных стандартных образцов с известным химическим составом. Стабилизация таких характеристик остается актуальной задачей. Возможными причинами смещения ГХ могут являться внешние факторы — изменяющиеся условия проведения эксперимента и внутренние — перенос ГХ с одного прибора на другой при их серийном производстве.

Одним из способов стабилизации условий проведения эксперимента является приведение их к эквивалентным для системы эталон-исследуемая проба [1]. Для определения содержания массовых долей элементов в материалах и сплавах производится возбуждение излучения образца в низкотемпературной плазме, регистрация эмиссионного спектра образца, измерение интенсивности аналитической линии элемента и линии сравнения, расчет содержания искомого элемента в пробе по физической модели, содержащей выражения для параметров, характеризующих устойчивое состояние низкотемпературной плазмы в стандартном образце по отношению к пробе и способность к излучению низкотемпературной плазмы относительно стандартного образца по каждому элементу. Недостатком данного способа является большое количество вычислений, положенных в основу физической модели низкотемпературной плазмы и ограниченный диапазон определения концентраций.

Также известен способ, состоящий в том, что для стабилизации положения аналитических графиков во времени используется коэффициент поглощения K линии железа, длина волны которой λ , а также

дополнительная линия железа с коэффициентом поглощения не более 0,05. Для нахождения концентрации железа используют коэффициенты поглощения аналитических линий химических элементов в формуле Бугера $I = I_0 e^{-kd}$, где I — излучение, прошедшее через загрязненную линзу; I_0 — излучение, прошедшее через чистую линзу; e — основание натурального логарифма; k — коэффициент поглощения, характерный для данной длины волны; d — толщина слоя загрязнения. Предлагаемый способ анализа осуществим на обоих типах квантометров с использованием в качестве приемников аналитического излучения как фотодиодных линеек, так и фотоумножителей. Этот метод признается как более надежный и достоверный, чем анализ по абсолютной интенсивности линии анализируемого элемента, пропорциональной концентрации элемента в сплаве. Недостатком способа является исследование только одного фактора — загрязнение входной оптики спектрального прибора. При воздействии других влияющих факторов данных о подтверждении точности способа не указывается [2].

Известен способ построения градуировочных графиков для анализа ферросплавов, описанный в работе [3], где для стабилизации положения градуировочных графиков предлагается использовать внутренний стандарт $I_{\text{внст}}$, состоящий из интенсивностей линий основных анализируемых элементов I_i материала

$$I_{\text{внст}} = \sum_{i=1}^{n_{\text{эст}}} a_{ij} I_i, \quad (1)$$

где a_{ij} — оптимизируемые коэффициенты; общее количество используемых линий; i, j — порядковый

Таблица 1

Параметры спектральных линий, используемых для градуирования

Элемент	Длина волны, нм	Номер приемника	Потенциал возбуждения, эВ	Яркость
Линии анализируемых элементов				
Cu	218,172	2	5,68	130
Cu	327,396	4	3,78	2500
Cu	296,117	3	5,78	50
Sb	217,581	2	5,69	850
Sb	231,147	2	7,68	15
Sb	287,792	3	5,36	140
Sn	249,570	2	6,03	110
Sn	365,587	5	5,52	40
Sn	211,393	1	6,07	530
Линии сравнения				
Pb	367,150	5	6,03	34
Pb	282,319	3	5,7	410
Pb	322,054	4	6,5	3
Pb	247,638	2	5,98	130
Pb	205,327	1	6,04	690
Pb	216,999	2	5,71	480

номер элемента и обозначение принадлежности к определяемому элементу. Выполняется оптимизация весовых коэффициентов до улучшения положения градуировочного графика.

Данный способ устраняет только влияние третьих элементов [4] при одинаковых условиях проведения эксперимента. При изменении условий проведения эксперимента градуировочные зависимости могут не воспроизводиться [5].

Для повышения стабильности и уменьшения дрейфа градуировочных графиков предлагается способ, который заключается в измерении и математической обработке нескольких линий анализируемого элемента и нескольких линий сравнения, имеющих различные энергетические характеристики, для уменьшения влияния внешних и внутренних факторов при проведении эксперимента. Задачей данного способа является исследование точности спектрального анализа металлов и сплавов, за счет устранения дрейфа градуировочных зависимостей, в условиях воздействия мешающих факторов в течение длительного интервала времени или их перенос с одного прибора на другой.

В статье предлагается использовать понятие виртуальных эталонов, используемых при измерениях различных физических величин [6]. В случае спектрального анализа материалов виртуальными эталонами следует считать математическую обработку данных, полученных от реальных эталонов с целью снижения составляющих погрешностей от ГХ, выполненных в различных условиях, либо при переносе ГХ с одного спектрометра на другой.

Для учета различных энергетических показателей спектральных линий при построении градуировочных графиков используется функция вида:

$$F_j = \frac{\sum_{i=1}^N a_i I_{анij}}{\sum_{i=1}^M b_i I_{срj}} = \frac{a_0 I_{ан0j} + a_1 I_{ан1j} + \dots + a_N I_{анNj}}{b_0 I_{ср0j} + b_1 I_{ср1j} + \dots + b_M I_{срMj}}, \quad (2)$$

где $I_{ан}$ — интенсивности спектральных линий анализируемого элемента; $I_{ср}$ — интенсивности линий сравнения, имеющие различные энергетические показатели;

a_i, b_i — коэффициенты устойчивого градуирования; N — количество линий анализируемого элемента; M — количество линий сравнения.

Эксперимент. Для построения устойчивой градуировочной зависимости были использованы данные, полученные при помощи атомно-эмиссионных спектрометров типа «АРГОН-5СФ». Эксперимент проводился с использованием стандартных образцов свинцовых баббитов (86XPSS1 – 86XPSS4 фирмы MBH). Для сбора данных использовалось пять различных приборов «АРГОН-5СФ». С каждого спектрального анализатора были получены данные спектров одного комплекта стандартных образцов свинцовых баббитов (далее «режимы проведения эксперимента»).

Для снижения действия факторов, влияющих на положение ГХ, помимо аналитических линий было выбрано восемь дополнительных линий с различной яркостью и потенциалами возбуждения, на которые оказывают значительное влияние физические факторы, учитываемые при построении градуировочной зависимости. Параметры спектральных линий, используемых для градуировки, приведены в табл. 1.

На рис. 1 показаны интенсивности спектральных линий, используемых в модели, полученных при различных режимах проведения эксперимента (образец 86XPSS1).

При построении градуировочных зависимостей классическим способом, по данным, полученным в различных режимах проведения эксперимента, отмечалось существенное расхождение между ними (рис. 2). Это определяется совокупностью внешних факторов, вызывающих временной дрейф, конструктивными и электрическими параметрами каждого спектрального анализатора и систематической погрешностью при определении количественного содержания.

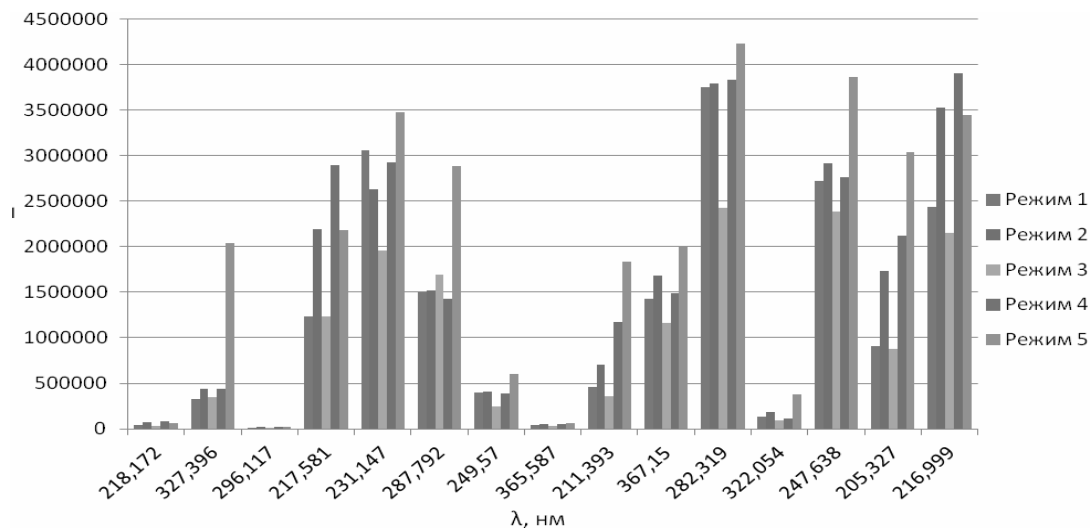


Рис. 1. Графики интенсивностей спектральных линий, полученных в различных режимах проведения эксперимента

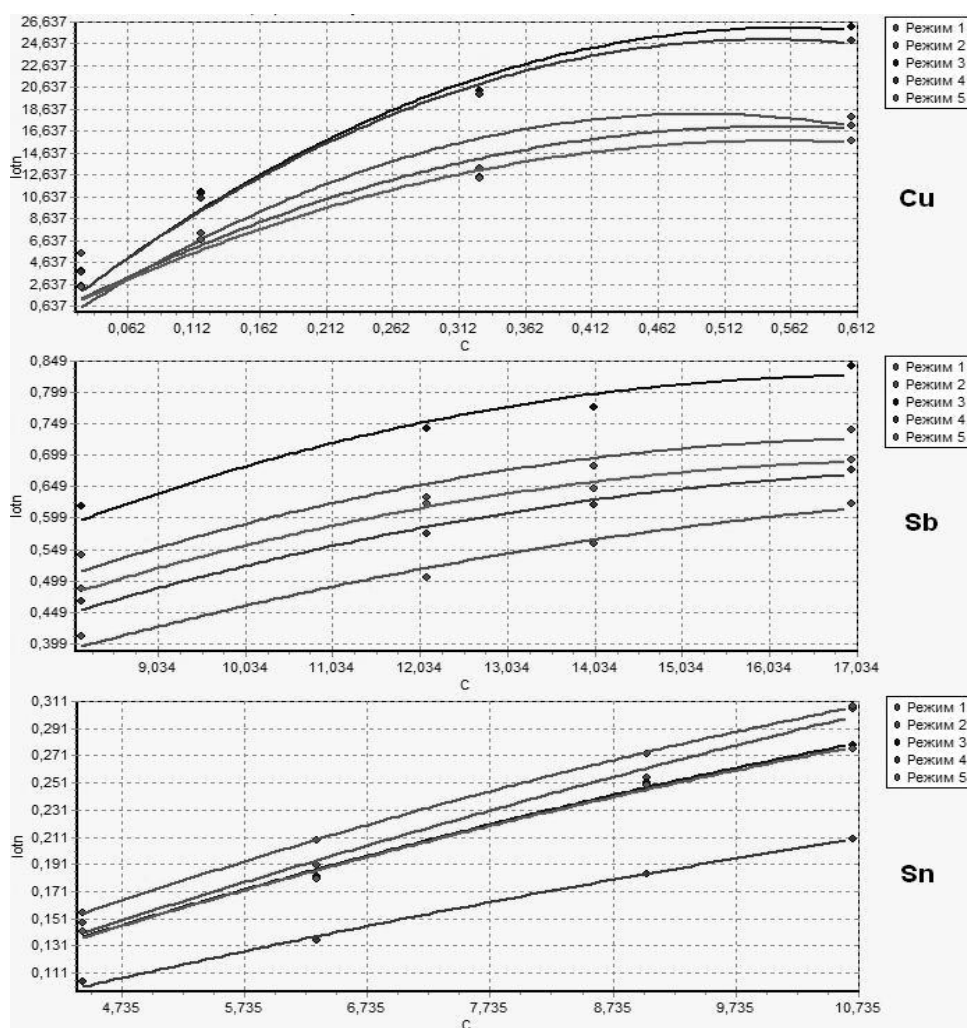


Рис. 2. Градуировочные зависимости, полученные в различных режимах проведения эксперимента классическим способом

Для формирования градуировочной зависимости предложенным способом требуется расчет коэффициентов, при которых корреляция между данными, полученными в разных режимах, будет максимальной. Чтобы рассчитать весовые коэффициенты $a_0, a_1, a_2, a_3, \dots, a_M$, нужно решить систему уравнений (3).

Из-за большого количества неизвестных, система уравнений (3) не может быть решена аналитическими методами, поэтому весовые коэффициенты, при которых корреляция градуировочных данных, полученных в различных режимах, будет максимальной, определяются численными методами. Для решения системы уравнений был использован симплекс-метод.

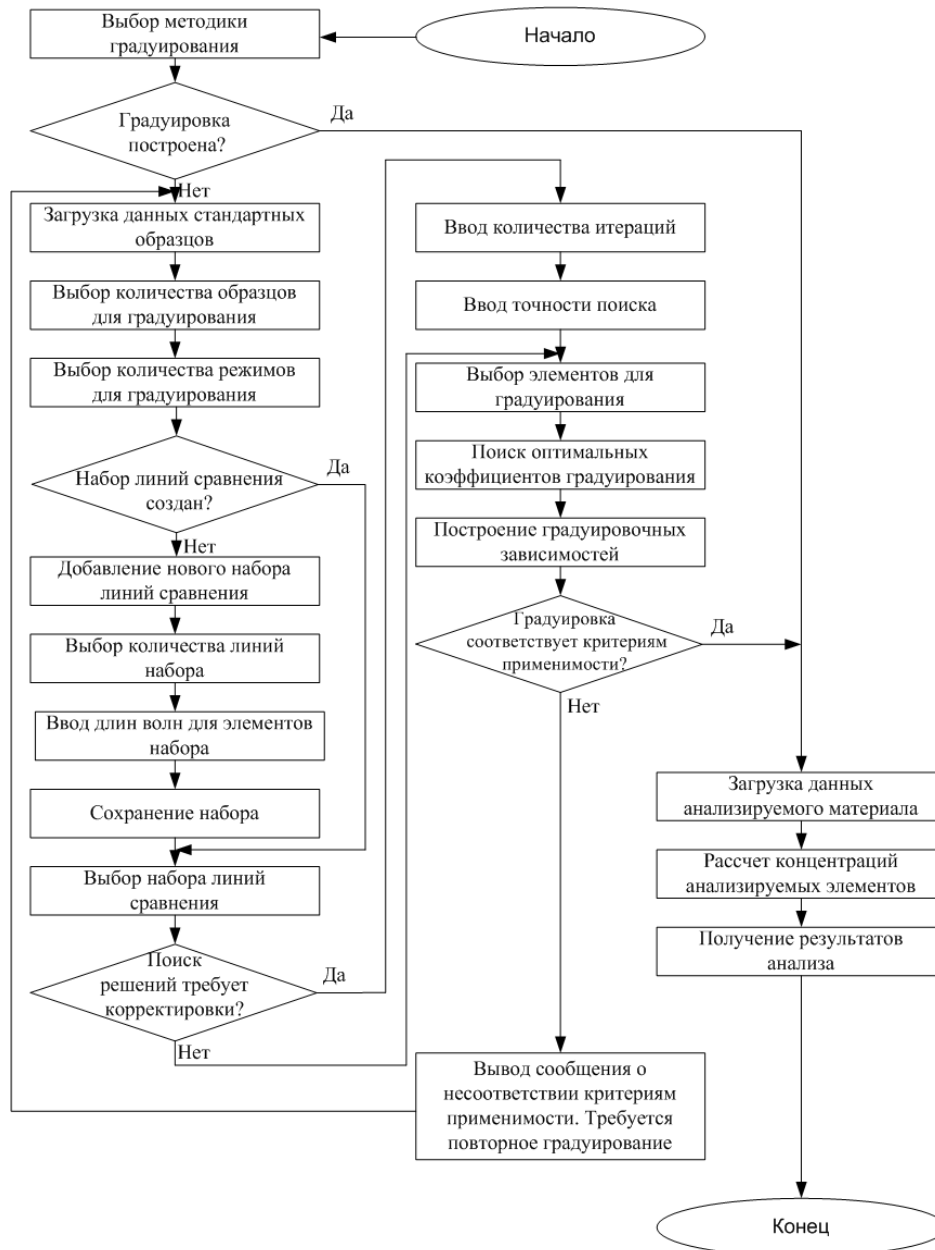


Рис. 3. Алгоритм, реализующий способ устойчивого градуирования, построенный на основе системы уравнений (3)

Коэффициенты устойчивого градуирования на примере олова

Таблица 2

a_1	a_2	a_3	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6
0,0403	0,5902	0,0386	0,0023	0,0063	-0,0071	-0,0305	0,0025	0,0202

Исходные данные и рассчитанные значения функции устойчивого градуирования на примере олова

Таблица 3

Линия	Режим 1	Режим 2	Режим 3	Режим 4	Режим 5	C
$I_{ан1}$ (249,570)	403027	411489	248444	389449	600657	4,42
$I_{ан2}$ (365,587)	44983	56880	33528	51505	60090	
$I_{ан3}$ (211,393)	456292	702533	35677	1178250	1839759	
$I_{сп1}$ (367,150)	1425808	1678602	1159237	1486289	2013125	
$I_{сп2}$ (282,319)	3751716	3790149	2425787	3838026	4226416	
$I_{сп3}$ (216,999)	2435932	3524852	2151390	3903797	3447183	
$I_{сп4}$ (322,054)	130002	185632	92453	114037	373484	-
$I_{сп5}$ (247,638)	2721748	2911862	2383248	2761123	3865055	
$I_{сп6}$ (205,327)	909574	1732547	880616	2121264	3038354	
F	1,959	1,964	1,846	1,984	1,967	-

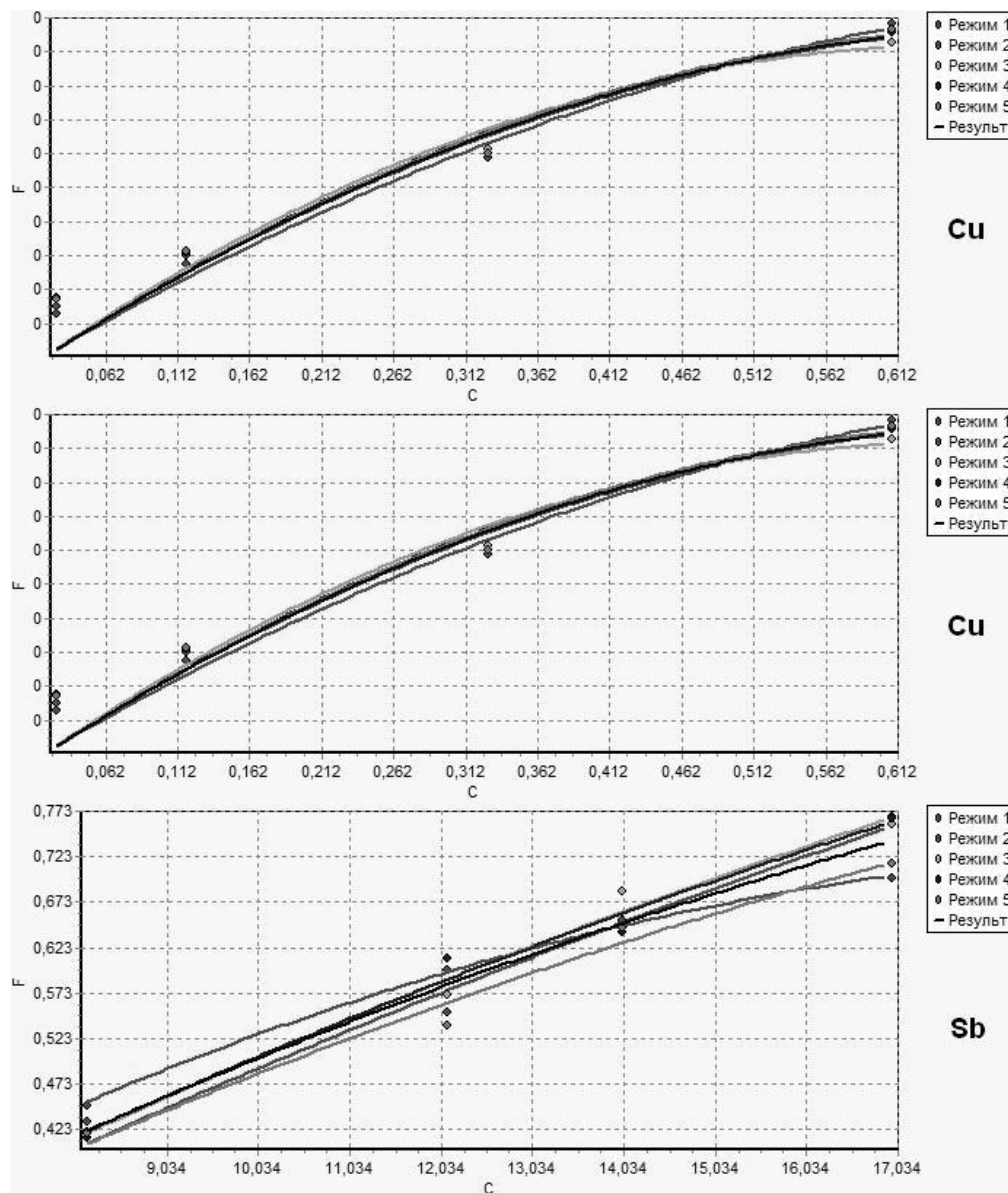


Рис. 4. Градуировочные зависимости, полученные с использованием функции устойчивого градуирования

$$\left\{ \begin{array}{l} F_j = \frac{\sum_{i=1}^N a_i I_{anj}}{\sum_{i=1}^M b_i I_{cpj}}; \\ \frac{\sum_{j=1}^K (C_j - \bar{C})(F_j - \bar{F})}{\sqrt{\sum_{j=1}^K (C_j - \bar{C})^2} \sqrt{\sum_{j=1}^K (F_j - \bar{F})^2}} \rightarrow 1; \quad (3) \\ |a| \leq 1; \\ |b| \leq 1; \end{array} \right.$$

где N — количество линий анализируемого элемента; M — количество линий сравнения; K — произведение количества режимов и количества стандартных образцов для градуирования; I_{anj} — интенсивности спектральных линий анализируемого элемента в те-

кущем образце текущего режима; I_{cpj} — интенсивности линий сравнения в текущем образце текущего режима, имеющие различные энергетические показатели; F_j — значение функции устойчивого градуирования в текущем образце текущего режима; C_j — концентрации элемента; a_i , b_i — коэффициенты устойчивого градуирования.

Алгоритм, реализующий способ устойчивого градуирования, построенный на основе системы уравнений (3) представлен на рис. 3.

Полученные коэффициенты и значения функции устойчивого градуирования на примере олова по стандартным образцам (86XPSS1–86XPSS4) показаны в табл. 2 и 3.

После расчета коэффициентов и значений функции устойчивого градуирования перестраиваем градуировочные графики из системы координат «Относительная интенсивность ($I_{оин}$) — концентрация (C)» в систему «Функция устойчивого градуирования (F) — концентрация (C)» (рис. 4).

Результаты корреляции градуировочных графиков, полученных при изменении внешних факторов

Таблица 4
Результаты корреляции градуировочных графиков, полученных при изменении внешних факторов классическим и предлагаемым способами

Метод градуирования	Значение R ²		
	Cu	Sb	Sn
Классический	0,824	0,719	0,887
Предлагаемый	0,998	0,980	0,998

классическим и предлагаемым способами, показаны в табл. 4.

Эксперимент, проведенный на группе стандартных образцов свинцовые баббиты, показал, что корреляция графиков, полученных в различных режимах, увеличилась для всех трех характерных элементов примесей, на которых проводились опыты: медь, олово и сурьма. Это позволило построить градуировочную зависимость, устойчивую к влиянию внешних факторов, учтенных в режимах, использованных для градуирования, снизив тем самым систематическую погрешность от изменения положения графиков.

Применение виртуальных эталонов позволило существенно увеличить время между проведением корректировки положения градуировочных зависимостей по рекалибровочным стандартным образцам, а также получить математическую модель, обеспечивающую минимальные погрешности при переносе ГХ с одного спектрометра на другой.

Библиографический список

1. Кузнецов, А. А. Комплексные методы диагностирования промышленных изделий и узлов подвижного состава средствами атомно-эмиссионной спектроскопии / А. А. Кузнецов. — М. : Спутник +, 2005. — 198 с.

2. Пат. 2189030 Российская Федерация, МПК⁷ G 01 N 21/67. Способ анализа химического состава чугуна и стали различной степени легирования / Лазарев А. В.; заявитель и патентообладатель Лазарев А. В. — № 2001103006/28; заявл. 01.02.01; опубл. 10.09.02, Бюл. № 23 (П ч.). — 5 с.

3. Пупышев, А. А. Атомно-эмиссионный спектральный анализ ферросплавов: моногр. / А. А. Пупышев, А. Г. Змитрович. — Екатеринбург : УГТУ-УПИ, 2009. — С. 134–143.

4. Горский, Е. В. Учет влияния «третьих» элементов при анализе алюминиевых сплавов на эмиссионном спектрометре ПАПУАС-4 / Е. В. Горский, А. М. Лившиц, А. В. Пелезнев // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. — 2006. — № 3. Т. 72. — С. 11–15.

5. Кузнецов, А. А. Способ достижения инвариантности градуировочных графиков при определении количественного состава металлов и сплавов автоматизированными системами АЭСА материалов / А. А. Кузнецов, О. Б. Мешкова, Д. Е. Зачатейский // Омский научный вестник. — 2010. — № 2 (90). — С. 169–172.

6. Ермишин, С. М. Виртуальные эталоны — новый класс виртуальных приборов / С. М. Ермишин, П. Г. Шабанов // Автоматизация в промышленности. — 2004. — № 10. — С. 26–30.

КУЗНЕЦОВ Андрей Альбертович, доктор технических наук, доцент (Россия), заведующий кафедрой «Теоретическая электротехника» Омского государственного университета путей сообщения (ОмГУПС).
СЛЕПТЕРЕВ Виталий Александрович, инженер кафедры «Теоретическая электротехника» ОмГУПС.
ПЕЛЕЗНЕВ Александр Викторович, инженер Института спектроскопии РАН, г. Троицк.
 Адрес для переписки: wedal@mail.ru

Статья поступила в редакцию 30.09.2013 г.

© А. А. Кузнецов, В. А. Слептерев, А. В. Пелезнев

Книжная полка

Лукинов, А. П. Проектирование мехатронных и робототехнических устройств : учеб. пособие / А. П. Лукинов. — СПб. [и др.] : Лань, 2012. — 605 с.

Учебное пособие ориентировано на подготовку специалистов в области проектирования мехатронных и робототехнических систем. Книга охватывает широкий круг вопросов, связанных с деятельностью разработчика изделий мехатроники и робототехники и с организацией проектных работ; содержит краткие характеристики часто используемых комплектующих узлов и блоков, методику оптимального выбора комплектующих, методы расчета и оптимизации, модели основных элементов мехатронных машин, рекомендации по проектированию. Учебное пособие сопровождается CD-диском, на котором размещены примеры из компьютерной расчетно-обучающей системы «Мехатроника и робототехника», КРОС МиР. База расчетных примеров содержит интерактивные процедуры расчета мехатронных узлов и элементов, модели формирования процессов, методики отыскания проектных решений и другие практически полезные инструменты проектирования.

Метрология, стандартизация, сертификация : учеб. пособие для вузов по специальностям подгот. «Транспортные машины и транспортно-технологические комплексы» и «Эксплуатация наземного транспорта и транспортного оборудования» / А. И. Аристов [и др.]. — М. : ИНФРА-М, 2012. — 255 с.

Рассмотрены основы нормирования точности геометрических параметров типовых деталей машин и сборочных единиц, определяющих качество автомобилей и дорожных машин; основные понятия метрологии и метрологического обеспечения производства, методы и средства контроля геометрических параметров, эталоны основных единиц системы СИ и передача размера единиц образцовым и рабочим средствам измерений. Предназначено для студентов вузов.