

Исследование асимптотических свойств предложенной оценки плотности вероятности позволяет сформировать критерий для выбора оптимальных параметров ее структуры. Определена аналитическая зависимость количества интервалов декомпозиции области изменения значений случайной величины от объема статистических данных и характеристик восстанавливаемой плотности вероятности. Полученная аналитическая зависимость по виду близка к формуле Гаеде и совпадает с ней при оценивании плотности вероятности случайных величин с равномерным законом распределения.

Результаты исследований имеют важное значение в задачах оценивания плотности вероятности и проверки гипотез о распределениях случайных величин с использованием критерия Пирсона.

#### Литература

1. Лапко А. В., Лапко В. А. Непараметрические методики анализа множеств случайных величин // Автометрия. 2003. Т. 39. № 1. С. 54—61.

2. Lapko A. V., Lapko V. A. Nonparametric Methods For Random Variable Set Analysis // Proc. Optoelectron., Instrum. 2003. V. 39. № 1. P. 44—50.

3. Лапко А. В., Лапко В. А. Регрессионная оценка плотности вероятности и ее свойства // Системы управления и информационные технологии, 2012. Т. 49. № 3. С. 152—156.

4. Parzen E. On estimation of a probability density function and mode // Ann. math. statistic. 1962. V. 33. № 3. P. 1065—1076.

5. Епанечников В. А. Непараметрическая оценка многомерной плотности вероятности // Теория вероятностей и ее применения. 1969. Т. 14. Вып. 1. С. 156—161.

6. Лапко А. В., Лапко В. А. Сравнение непараметрических критериев проверки гипотез о распределениях случайных величин // Вестник СибГАУ. 2011. Т. 37. № 4. С. 48—52.

7. Лапко А. В., Лапко В. А. Анализ асимптотических свойств многомерной непараметрической регрессии // Вестник СибГАУ. 2012. Т. 42. № 2. С. 41—44.

Дата принятия 04.04.2013 г.

621.391

## Модели надежности на основе модифицированных распределений Вейбулла

С. Я. ГРОДЗЕНСКИЙ

Московский государственный технический университет радиотехники, электроники и автоматики, Москва, Россия, e-mail: grodzensky44@mail.ru

Анализируется возможность применения модифицированных распределений Вейбулла для оценки и статистико-физического анализа надежности изделий. Предложено использовать смесь распределений — экспоненциального и Вейбулла.

**Ключевые слова:** надежность, ресурс, распределения Вейбулла и экспоненциальное, смесь распределений.

The possibility of application of modified Weibull distributions for evaluation and statistical-physical analysis of the reliability of the products is examined. The use of mixture of exponential and Weibull distributions is suggested.

**Key words:** reliability, resource, Weibull and exponential distributions, mixture of distributions.

**Двухпараметрическая функция распределения вероятностей.** В 1939 г. В. Вейбулл предложил функцию распределения, удобную для описания долговечности материалов [1]. При рассмотрении распределения отказов в форме  $F(X) = 1 - \exp[-\varphi(X)]$  в [2] было отмечено, что единственным практическим путем достижения успеха является выбор простой функции, эмпирическая проверка и затем окончательный выбор, если нет ничего лучшего. В качестве простой служила двухпараметрическая функция распределения вероятностей

$$F(t) = 1 - \exp[-(t/T)^s], \quad (1)$$

где  $T, s$  — параметры масштаба и формы.

С середины 50-х годов прошлого века возрастает интерес к распределению Вейбулла, поскольку оно оказывается хорошей моделью для описания надежности сложных уст-

ройств [3]. Частными случаями (1) являются распределения экспоненциальное при параметре формы  $s = 1$  и Рэлея при  $s = 2$ .

Основным показателем надежности многих видов промышленной продукции (в частности, изделий радиоэлектроники) является интенсивность отказов, или условная плотность вероятности возникновения отказа объекта, определяемая при условии, что до рассматриваемого момента времени отказ не возник. Интенсивность отказов — отношение их частоты к вероятности безотказной работы — выражается формулой

$$\lambda(t) = f(t)/P(t) = f(t) [1 - F(t)], \quad (2)$$

где  $\lambda(t)$  — интенсивность отказов;  $f(t)$  — частота отказов (плотность распределения случайной величины — времени  $t$ , физически определяет «скорость» падения надежности);  $P(t)$  — вероятность безотказной работы в течение времени  $t$ .

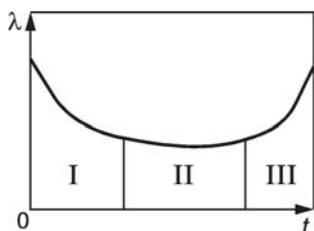


Рис. 1. Характерная временная зависимость интенсивности отказов: I, II, III — периоды соответственно начальной; нормальной эксплуатации; старения изделий

На рис. 1 приведена характерная зависимость интенсивности отказов от времени. Очевидно, что вейбулловское распределение достаточно универсально, чтобы описывать интенсивность отказов отдельно на любом из характерных периодов. Для изделий, имеющих скрытые дефекты, но длительное время не стареющих, интенсивность отказов имеет наибольшее значение в начальный период I («детские бо-

лезни»), а потом быстро падает. Функция надежности для такого изделия описывается законом Вейбулла с параметром  $s < 1$ . В период II нормальной эксплуатации ( $s = 1$ ) получается экспоненциальное распределение, при котором интенсивность отказов постоянна. В период III старения функция надежности описывается законом Вейбулла ( $s > 1$ ), что соответствует возрастанию интенсивности отказов.

Это приводит к мысли о возможности связать значение параметра формы, оцененное по статистическим данным, с видом отказа: при  $s < 1$  отказ характеризует период приработки; при  $s = 1$  — нормальную эксплуатацию, а при  $s > 1$  — износ. Например, у одного из электронных СВЧ-приборов (усилитель магнетронного типа) в эксплуатации фиксировались отказы трех видов:

перегорание подогревателя из-за изменения структуры материала — рекристаллизации. Характер износа при этом отказе подтверждается высоким значением параметра формы  $s = 2,0$ ;

ухудшение эмиссионных свойств катода — снижение коэффициента вторичной электронной эмиссии вследствие израсходования активного вещества на поверхности катода. Отказ имеет ярко выраженный износный характер,  $s = 2,3$ ;

разрушение керамического диска вывода энергии. Этот отказ происходит обычно из-за нарушения условий эксплуатации (превышение номинального режима, неисправности волноводного тракта). Моменты наступления отказа этого вида распределены по закону Вейбулла с параметром формы  $s \approx 1$ .

Были проведены мероприятия по конструкторско-технологической доработке изделия и приняты меры по улучшению условий эксплуатации. Позднее были собраны новые данные об отказах в эксплуатации этого же усилителя. Хотя приборы выпускались разными заводами, значения параметра формы оказались одинаковыми:  $s = 2,6$ . Это позволило сделать вывод, что отказы изделия связаны с выработкой ресурса.

Вместе с тем, распределением Вейбулла нельзя описать модель надежности, при которой интенсивность отказов изделий в начале эксплуатации убывает, а затем возрастает. В последнее время в зарубежных публикациях появились различные модификации распределения Вейбулла. Оценим возможность их использования в качестве модели надежности изделий, у которых достаточно четко выражены периоды приработки и старения. Расчеты приведены по программе MapleSoft MAPLE 15.

В [4] для описания ресурса хрупких материалов использован класс функций, обобщающих традиционный закон Вейбулла:

$$F(t) = 1 - \exp[-\alpha G(t)], \quad (3)$$

где  $\alpha$  — параметр, определяющий вид функции;  $G(t)$  — неотрицательная, монотонно возрастающая функция, зависящая от времени  $t$ .

Если  $G(t)$  является степенной функцией, выражение (3) сведется к традиционному вейбулловскому распределению. Рассмотрим случай  $G(t) = t^s \exp(t/T)$ . Тогда имеем

$$F(t) = 1 - \exp[-\alpha t^s \exp(t/T)], \quad (4)$$

где  $\alpha > 0$ ;  $s \geq 0$ ;  $T > 0$ .

В [5] при  $\alpha = 1$  предлагается использовать (4) в качестве модели для описания функции интенсивности отказов (2). В данном случае (4) приобретает вид

$$\lambda(t) = s t^{s-1} e^{t/T} + t^s e^{t/T} / T. \quad (5)$$

При значениях  $s$  в интервале  $(0; 1)$  функция (5) похожа на функцию, приведенную на рис. 1. При  $T = 0,2$ ,  $s = 0,027$  функция интенсивности (5) представляет вогнутую кривую, стремящуюся к бесконечности при  $t \rightarrow 0$  и при  $t \rightarrow \infty$ . При увеличении  $s$  правая часть растет быстрее.

В [6] предложена функция распределения

$$F(t) = 1 - \exp[-\alpha / \{T [\exp(t/\alpha)^s - 1]\}],$$

являющаяся частным случаем модели (3), когда  $G(t) = \exp(t/\alpha)^s - 1$ . В этом случае функция интенсивности отказов имеет вид

$$\lambda(t) = [\exp(t/\alpha)^s] s / T. \quad (6)$$

### Другие модификации традиционного распределения Вейбулла.

Распределения Вейбулла в форме Уайта [7]:

$$F(t) = 1 - \exp\{-\exp[(t - \alpha) / \beta]\}, \quad (7)$$

где  $\alpha, \beta$  — параметры распределения.

При  $-\infty < t < \infty$  имеем  $-\infty < \alpha < \infty$ ,  $\beta > 0$ . Тогда  $G(t) = \exp((t - \alpha)/\beta)$  в выражении (3), а интенсивность отказов

$$\lambda(t) = \exp[(t - \alpha)/\beta] / \beta. \quad (8)$$

Выражения (6), (8) представляют монотонно возрастающую функцию. Отметим, что распределение в форме (7), определяемое при  $-\infty < t < \infty$ , нельзя применять при решении задач исследования надежности.

Четырехпараметрическое распределение Вейбулла в форме Фани [8]:

$$F(t) = 1 - \exp\{-[(t - a)/(b - t)]^s / T\},$$

где  $a, b$  — параметры сдвига по времени.

При  $0 \leq a < t < b < \infty$ ,  $T > 0$ ,  $s > 0$  получаем  $G(t) = [(t - a)/(b - t)]^s / T$ , а интенсивность отказов после простых

преобразований принимает вид монотонно возрастающей зависимости

$$\lambda(t) = (s/T) [(t-a)(b-t)]^{s-1} [(b-a)/(b-t)^2].$$

Пятипараметрическое распределение Вейбулла в форме Куса [9]:

$$F(t) = 1 - \exp \left\{ \left[ -(t-a)^{\beta_1} \right] / \left[ T(b-a)^{\beta_2} \right] \right\},$$

где  $\beta_1, \beta_2$  — параметры распределения.

При  $0 \leq a < t < b < \infty, T > 0, \beta_1 > 0$  и  $\beta_2 > 0$  получаем  $G(t) = (t-a)^{\beta_1} / T(b-t)^{\beta_2}$ . Интенсивность отказов имеет вид

$$\lambda(t) = \frac{(t-a)^{\beta_1-1} \beta_1}{T(b-t)^{\beta_2}} + \frac{(t-a)^{\beta_1} \beta_2}{T(b-t)^{\beta_2+1}}.$$

Даже варьируя пятью параметрами, не удастся подобрать кривую, аналогичную представленной на рис. 1.

Составное распределение Вейбулла [5]:

$$F(t) = 1 - \exp \{-(at)^b - (ct)^d\}, \quad (9)$$

где  $c, d$  — параметры распределения.

При  $t > 0, a > 0, c > 0, b > 1, d < 1$  получаем  $G(t) = (at)^b + (ct)^d$ . Из (9) получаем формулу для интенсивности отказов

$$\lambda(t) = [(at)^b + (ct)^d] / t.$$

Изменив значения параметров, можно подобрать вид функции, показанный на рис. 1.

Из (3) можно получить много других модификаций традиционного распределения Вейбулла. Например, следуя рекомендациям [10], полагаем  $G(t) = at^b (\exp(ct^d) - 1)$ , тогда

$$F(t) = 1 - \exp [-at^b (\exp(ct^d) - 1)], \quad (10)$$

где  $t > 0, a > 0, b \geq 0, c \geq 0, d > 0$ .

Модели, описанные в [5, 6], являются частными случаями (10). В [11—14] предложено «экспоненцированное распределение Вейбулла» с функцией распределения  $F(t)$  и плотностью  $f(t)$ :

$$F(t) = [1 - \exp \{-(t/T)^s\}]^a;$$

$$f(t) = asT^{-s} t^{s-1} \exp \{-(t/T)^s\} [1 - \exp \{-(t/T)^s\}]^{a-1};$$

$$t > 0; a > 0; s > 0; T > 0.$$

Выражение для интенсивности отказов в этом случае

$$\lambda(t) = \frac{(1 - \exp \{-(t/T)^s\})^a a (t/T)^s \exp \{-(t/T)^s\}}{t(1 - \exp \{-(t/T)^s\})(1 - (1 - \exp \{-(t/T)^s\})^a)}.$$

Функция  $\lambda(t)$  приобретает в зависимости от значений параметров разнообразный вид, но при  $s = 1,25, T = 4, a = 0,25$  она аналогична кривой на рис. 1.

Рассмотрим логарифмически-вейбулловское распределение, которое можно определить аналогично логарифмически-нормальному, с функциями распределения и интенсивности

$$F(t) = 1 - \exp \{-(\ln t/T)^s\};$$

$$\lambda(t) = (\ln t/T)^s s / (t / \ln t). \quad (11)$$

При значениях параметра формы, меньших или равных единице (логарифмически-экспоненциальное распределение), удается описать первые два периода эксплуатации: «детские болезни» и нормальную эксплуатацию.

Обобщенное распределение Вейбулла (Generalized Weibull Distribution) имеет вид

$$F(t) = 1 - \exp \{1 - (1 + (t/T)^s)^{1/\beta}\}. \quad (12)$$

Отсюда следует, что традиционное распределение Вейбулла в форме (1) является частным случаем (12) при  $\beta = 1$ . Функция интенсивности имеет вид

$$\lambda(t) = (s/\beta) T^{\beta} t^{s-1} [1 + (t/T)^s]^{1/\beta-1}. \quad (13)$$

В зависимости от значений  $s$  и  $\beta$  функция (13) может быть монотонно-возрастающей, монотонно-убывающей, принимать  $\cap$ - и  $\cup$ -образный вид.

Заметим, что среди модифицированных распределений Вейбулла применительно к зависимости (см. рис. 1) представляют интерес функции (4), (11), (13). Их детальное изучение является предметом самостоятельного исследования.

Похоже до настоящего времени не найдено единого выражения, позволяющего одной формулой описать такую зависимость интенсивности отказов от времени, аналогичную представленной на рис. 1. Поэтому считается целесообразным использовать для этой цели смеси распределений. Так, в [15] исследуется поведение функции интенсивности отказов для смесей двух экспоненциальных и двух вейбулловских распределений при  $s = 2$  и  $3$ . При этом коэффициент нормировки  $C$  берется равным  $0,5$ . Для описания U-образной зависимости предложено использовать также смесь экспоненциального и  $\Gamma$ -распределений. Изучается асимптотическое поведение  $\lambda(t)$  при неограниченном увеличении  $t$ , доказываются целый ряд теорем. Однако найти функцию, описывающую все три периода  $\lambda(t)$  (см. рис. 1), так и не удается.

Будем рассматривать такую модель расходования ресурса: в период I надежность объекта обусловлена в основном его начальным качеством (составляющая интенсивности отказов  $\lambda_0$ ), в период III — естественным старением (составляющая интенсивности отказов  $\lambda_t$ ); в период II имеет место примерное постоянство интенсивности отказов, обусловленное тем, что  $\lambda_0$  и  $\lambda_t$  уравниваются (рис. 2).

Наблюдаемая зависимость  $\lambda(t)$  определяется двумя составляющими: одна вызвана неоднородностью начального качества изделий, а другая — случайным характером накопления необратимых изменений. Исходя из такой интерпретации  $\lambda$ -характеристики в [16] предложено использовать смесь экспоненциального и

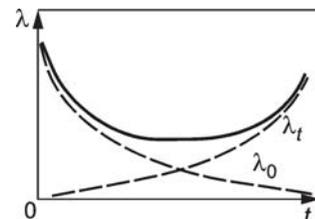


Рис. 2. Интерпретация  $\lambda$ -характеристики, отвечающей модели отказов «смесь распределений экспоненциального и Вейбулла»; сплошной линией показана зависимость рис. 1

вейбулловского распределений с вероятностью безотказной работы, задаваемой выражением

$$P(t) = C \exp(-t/T_1) + (1 - C) \exp[-(t/T_2)^s], \quad (14)$$

где  $C$  — удельный вес экспоненциальной компоненты (коэффициент нормировки);  $T_1$  — масштабный параметр экспоненциальной составляющей,  $T_2, s$  — параметры масштаба и формы вейбулловской компоненты; при этом  $T_2 > T_1, 0 \leq C \leq 1, s \geq 1$ .

Начальное значение интенсивности отказов (при  $t = 0$ ) равно  $\lambda(0) = C/T_1$ . Легко устанавливаются частные случаи вероятности безотказной работы (14): при  $C = 1$  она совпадает с вероятностью при экспоненциальном распределении, при  $C = 0$  — с распределением Вейбулла. При  $s = 1$  — частный случай вероятности при смеси двух экспоненциальных распределений (физически это означает, что старение отсутствует). Очевидно, что периоды приработки и нормальной эксплуатации описываются смесью двух экспонент.

Параметрам, входящим в (14), можно придать физический смысл:  $T_1$  характеризует скорость приработки (чем ниже значение  $T_1$ , тем быстрее устанавливается нормальная эксплуатация);  $T_2$  определяет значение интенсивности отказов в период нормальной эксплуатации;  $s$  — скорость процесса износа (чем больше  $s$ , тем сильнее выражены процессы старения и износа);  $C$  определяет начальное значение интенсивности отказов ( $t = 0$ ) и долю внезапных отказов.

**Статистико-физический анализ надежности.** В [17—19] предложены методы оценивания параметров распределений, образующих смесь. Оценив параметры таких распределений можно провести статистико-физический анализ надежности. Для примера приведем результаты такого анализа для СВЧ-приборов двух типов. По результатам оценки параметров функции (14) по данным об отказах в эксплуатации телевизионного клистрона КУ-318 за первые годы эксплуатации получено выражение (значение параметра масштаба округлялось)

$$P(t) = 0,85 \exp(-t/5100) + 0,15 \exp(-t/11000)^{1,2}. \quad (15)$$

Можно сделать вывод, что доля деградационных отказов при эксплуатации КУ-318 невелика и достигнутые показатели надежности и максимальные наработки не характеризуют ресурсные возможности прибора. В результате обработки данных эксплуатации за последующие годы составлена новая зависимость

$$P(t) = 0,56 \exp(-t/5950) + 0,44 \exp(-t/22300)^{2,8}. \quad (16)$$

Из сравнения значений параметров в (15) и (16) следует, что доля внезапных отказов существенно снизилась, а средняя наработка изделий, вышедших из строя вследствие естественного старения, возросла более чем в два раза. Высокое значение параметра формы  $s = 2,8$  свидетельствует о том, что прибор вырабатывает свой естественный ресурс. Средняя наработка до отказа, вызванного естественным старением, рассчитывается с использованием  $T_2$  и  $s$  и примерно составляет 20000 ч. Средняя наработка в случае распределения Вейбулла вычисляется по формуле

$$T_{cp} = T \Gamma(1 + 1/s). \quad (17)$$

Статистико-физический подход был применен при анализе надежности КИУ-12. По данным об отказах, произо-

шедших в процессе эксплуатации, получена функция его надежности

$$P(t) = 0,03 \exp(-t/800) + 0,97 \exp(-t/9500)^{2,5}$$

и сделаны следующие выводы относительно эксплуатационной надежности изделия КИУ-12:

доля приборов, теряющих работоспособность в результате каких-либо скрытых дефектов, не превышает нескольких процентов (при  $C = 0,03$ );

отказы изделий, содержащих скрытые дефекты, распределены во времени экспоненциально со средней наработкой 800 ч ( $T_1 = 800$ );

средняя наработка приборов, отказывающих вследствие естественного износа, рассчитывается по (17) и составляет 8430 ч (определяется по  $T_2, s$ ), что соответствует ожидаемому ресурсу прибора (значение параметра формы характеризует распределение деградационных отказов).

Результат статистико-физического анализа согласуется с данными технического анализа причин и характера отказов, что свидетельствует о работоспособности метода. Известно, что отказы в эксплуатации приборов часто фиксируются по внешнему проявлению, а природа выходов из строя может быть разной. В этом случае результаты статистико-физического анализа позволяют наметить обоснованные меры по устранению отказов.

#### Л и т е р а т у р а

1. **Weibull W.** A statistical theory of the strength of materials // Ingeniers Vetenskaps Akademien Handl. 1939. N 51.
2. **Weibull W.** A statistical distribution function of wide applicability // J. Appl. Mechanics. 1951. V. 18. P. 293—297.
3. **Dubey S. D.** Normal and Weibull distributions // Naval Res. Logistics Quart. 1967. V. 14. N 1. P. 69—79.
4. **Gurvich M. R., Dibeneditto A. T., Rande S. V.** A new statistical distribution for characterizing the random strength of brittle materials // Materials Sci. 1997. V. 32. P. 2559—2564.
5. **Lai C. D., Xie M., Murthy D.N.P.** Modified Weibull model // IEEE Trans. Reliability. 2003. V. 52. P. 33—37.
6. **Xie M., Tang Y., Goh T. N.** A modified Weibull extension with bathtub-shaped failure rate function // Reliability Eng. & System Safety. 2002. V. 76. P. 279—285.
7. **White J. S.** The moments of log-Weibull order statistics // Technometrics. 1969. V. 11. P. 373—386.
8. **Phani K. K.** A new modified Weibull distribution // Communications Americ. Ceramic Soc. 1987. V. 70. P. 182—184.
9. **Kies J. A.** The Strength of Glass. Naval Res. Lab., Washington DC, Report. 1958. N 5093.
10. **Nadarajah S., Kotz S.** On Some Recent Modifications of Weibull Distribution // IEEE Trans. Reliability. 2005. V. 54. N 4. P. 561—562.
11. **Mudholkar G. S., Srivastava D. K., Freimer M.** The exponentiated Weibull family // Technometrics. 1995. V. 37. P. 436—445.
12. **Mudholkar G. S., Hutson A. D.** The exponentiated Weibull family: some properties and a flood data application // Communications in Statistics — Theory and Methods. 1996. V. 25. P. 3059—3083.
13. **Nassar M. M., Eissa F. H.** On the exponentiated Weibull distribution // Communications in Statistics — Theory and Methods. 2003. V. 32. P. 1317—1336.

14. **Nadarajah S., Gupta A. K.** On the moments of the exponentiated Weibull distribution // *Communications in Statistics — Theory and Methods*. 2003. V. 34. P. 253—256.

15. **Henry W. Block, Yulin Li, Thomas H.** Initial and Final Behaviour of Failure Rate Functions for Mixtures and Systems // *Appl. Probability*. 2003. V. 40. N 3. P. 721—740.

16. **Гродзенский С.Я., Домрачев В. Г.** Универсальное распределение моментов отказов изделий // *Измерительная техника*. 2002. № 7. С. 24—26; **Grodzenskii S. Ya., Domrachev V. G.** A Universal Distribution for Component Failure Times // *Measurement Techniques*. 2002. V. 45. N 7. P. 710—713.

17. **Гродзенский С. Я., Домрачев В. Г.** Оценка параметров универсального распределения моментов отказов изделий // *Измерительная техника*. 2002. № 8. С. 12—14; **Grodzenskii S. Ya., Domrachev V. G.** Estimation of Parameters of Universal Distribution of Moments of Failure of Products // *Measurement Techniques*. 2002. V. 45. N 8. P. 799—802.

18. **Гродзенский С. Я., Домрачев В. Г.** Оценка параметров смеси распределений экспоненциального и Вейбулла при прогрессивном цензурировании // *Измерительная техника*. 2002. № 11. С. 10—12; **Grodzenskii S. Ya., Domrachev V. G.** Estimation of the Parameters of a Mixture of Exponential and Weibull Distributions with Progressive Censoring // *Measurement Techniques*. 2002. V. 45. N 11. P. 1115—1118.

19. **Гродзенский С. Я.** Статистико-физический метод исследования надежности электронных приборов по данным эксплуатации // *Измерительная техника*. 2003. № 6. С. 59—60; **Grodzenskii S. Ya.** A Statistical Physics Method of Electronic Device Reliability Testing from Working Data Pages // *Measurement Techniques*. 2003. V. 46. N 6. P. 616—618.

Дата принятия 04.02.2013 г.

## ОПТИКО-ФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

681.785.2-501.22

### Метод и аппаратура лазерно-искровой эмиссионной спектрометрии

**М. А. КАРАБЕГОВ**

Научно-производственное объединение «ЦНИИТМАШ», Москва, Россия,

*Рассмотрены методологические основы метода и некоторые современные приборы лазерно-искровой эмиссионной спектрометрии.*

**Ключевые слова:** лазер, абляция, плазма, эмиссионный спектр, спектрометр.

*The methodological basis of the method and some modern equipment laser emission spectrometry are considered.*

**Key words:** laser, ablation, plasma, emission spectrum, spectrometers.

Качественное и количественное определения элементного и молекулярного состава веществ успешно осуществляются на основе методов атомного и молекулярного оптического спектрального анализа. В зависимости от задач анализа, свойств анализируемого вещества, специфики спектров и способов их измерений спектральный анализ делят на ряд самостоятельных методов. В атомном спектральном анализе перед непосредственным измерением анализируемого вещества атомизируют путем термического, рентгеновского или иного воздействия. Происходит испарение пробы, диссоциация молекул и возбуждение образованных свободных атомов (ионов). Информативный параметр формируется по свойству спектра атомов (ионов) пробы, коррелированному со значением концентрации вещества. Для практических и научных задач применяют абсорбционный, эмиссионный, флуоресцентный, с возбуждением в индуктивно-связанной плазме (ИСП) и другие методы атомного спектрального анализа.

Создание лазеров оказало огромное воздействие на многие области и положило начало новому эффективному методу атомного спектрального анализа с лазерной атомизацией — лазерно-искровой эмиссионной спектрометрии (ЛИЭС), в англоязычных версиях laser-induced breakdown spectroscopy (LIBS), реже laser-induced plasma spectroscopy (LIPS), laser ablation optical-emission spectroscopy (LAOES). Метод позволяет осуществлять многоэлементный анализ практически любых образцов, отличается малой отбираемой пробой (фактически неразрушающий контроль), экспрессностью, отсутствием пробоподготовки. Растет количество публикаций, конференций и секций на них. Создаются универсальные и целевые спектрометры — приборы ЛИЭС, способные анализировать твердые, жидкие, газообразные, удаленные микрообразцы, аэрозоли и пыль, одновременно бесконтактно разные элементы, без пробоподготовки, с хорошим пространственным разрешением по поверхности и глубине, в реальном времени, в компактных стационарных и переносных вариантах [1].