

## ИНФОРМАЦИОННО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К АНАЛИЗУ СИГНАЛОВ АКУСТИЧЕСКОЙ ЭМИССИИ

© 2023 г. В. И. Ерофеев<sup>а</sup>, А. В. Иляхинский<sup>а, \*</sup>, В. М. Родюшкин<sup>а</sup>, Д. А. Рябов<sup>б, \*\*</sup>, А. А. Хлыбов<sup>б</sup>

<sup>а</sup>Институт проблем машиностроения РАН – филиал Федерального государственного бюджетного научного учреждения “Федеральный исследовательский центр Институт прикладной физики Российской академии наук”, ул. Белинского 85, Нижний Новгород, 603024 Россия

<sup>б</sup>ФГБОУ ВО “Нижегородский государственный технический университет им. Р.Е. Алексеева”, ул. Минина 24, Нижний Новгород, 603155 Россия

\*e-mail: ilyahinsky-aleks@bk.ru

\*\*e-mail: ryabovdm1996@gmail.com

Поступила в редакцию 04.05.2022 г.

После доработки 17.02.2023 г.

Принята к публикации 16.03.2023 г.

Предложен новый информационно-статистический подход, позволяющий рассматривать акустическую эмиссию (АЭ) с позиции синергетики на основе представления процессов, определяющих состояние исследуемого объекта, статистической моделью (образом) в виде функции плотности вероятностей. Показано, что многомерное распределение Дирихле обладает совокупностью свойств, дающих возможность использовать его для определения интегральной меры оценки по наблюдаемым сигналам АЭ процесса пластической деформации. В качестве количественной меры при анализе процесса пластической деформации по сигналам АЭ предлагается использовать параметр самоорганизации. На примере штатных механических испытаний конструкционной углеродистой стали 20 с перлитно-ферритной структурой показано, что информационно-статистический параметр самоорганизации является наиболее информативным при описании процессов, связанных с АЭ.

*Ключевые слова:* акустическая эмиссия, временные ряды, статистическая модель, функция плотности вероятностей, распределение Дирихле, энтропия, самоорганизация

DOI: 10.31857/S032079192360018X, EDN: ZVAWWB

### ВВЕДЕНИЕ

Акустическая эмиссия (АЭ) представляет собой излучение акустических (упругих) волн в твердых телах, возникающее в результате высвобождения накопленной упругой энергии в широком диапазоне материалов, структур и процессов [1]. Наиболее крупномасштабная АЭ связана с существованием сейсмических волн, в то время как наименьший масштабный уровень эмиссии вызывается дислокационным движением в нагруженных структурах материала. Частотный диапазон излучаемых упругих волн занимает диапазон от единиц Гц до десятков МГц. Инфразвуковой диапазон частот (единицы Гц), называемый также сейсмическим, применяется в сейсморазведке [2]. Ультразвуковой диапазон частот от сотен кГц до десятков МГц используется в промышленности для раннего распознавания деформаций, зарождения и развития трещин, процессов структурной деградации материалов [3–5]. В геофизике этот частотный диапазон используется для изучения механизмов трещинообразова-

ния горных пород [6]. Звуковой диапазон от сотен Гц до десятков кГц занимает промежуточное положение и играет важную роль в формировании предвестников землетрясений различной природы [7, 8].

Временные ряды – одна из наиболее распространенных форм представления мониторинга исследуемых характеристик АЭ, которые отражают как внутреннюю динамику и взаимные связи исследуемых процессов, так и изменчивость этой динамики и связей во времени. В одном случае основная задача анализа сигнала АЭ – понять, под действием каких компонент и как формируется значение временного ряда сигнала АЭ. В другом случае – как по косвенным проявлениям процесса или по наблюдаемым следствиям определить причины этих наблюдений. Решение задачи определения причин появления сигналов АЭ, анализа процессов, лежащих в основе их появления, зависит как от качества и количества полученной из эксперимента информации, так и от параметров выбранной модели исследуемого процесса [3, 9]. К сожалению, сложившиеся к на-

стоящему времени методы математической обработки параметров АЭ, использующие модели параметров временного ряда [9, 10], в том числе степенные законы Омори и Гутенберга–Рихтера [11] и модель Палмера–Хилда [12] не всегда позволяют связать результаты анализа с состоянием исследуемого объекта или природного явления. Это приводит к необходимости разработки новых методов анализа сигналов АЭ, основанных на механизме этого явления. В данной статье предлагается информационно-статистический подход к количественной интерпретации экспериментальных данных по наблюдениям сигналов АЭ при разрушении образца стали 20.

**ИНФОРМАЦИОННО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ МЕТОД И МЕТОДИКА АНАЛИЗА СИГНАЛОВ АЭ**

Известно [13, 14], что качественное изменение свойств материала в результате внешнего воздействия связано с комплексом взаимосвязанных процессов механической и физико-химической природы, которые обнаруживают вероятностную природу, начиная с атомно-молекулярного уровня и заканчивая уровнем деталей и узлов, а также уровнем зон трещиноватости и дробления горных пород, разломов, надвигов и прочее. Это означает, что параметры сигналов АЭ, являющиеся отображением указанных процессов, определяются совокупностью случайных ситуаций и могут быть представлены статистической моделью (образом) в виде распределения вероятностей.

Распределение вероятностей как модель изучаемого явления должно быть информационно эквивалентно объекту исследования путем соблюдения следующих условий [15]:

- распределение, выбранное в качестве статистической модели, должно быть определено на ограниченном интервале;
- энтропия распределения должна состоять из производства и потока;
- распределения, определенные на одномерных симплексах, должны допускать переход к распределению, определенному на многомерном симплексе.

В известной формулировке В.В. Налимова о выборе распределения вероятностей в качестве статистической модели это звучит так: “Выбор распределения должен базироваться, прежде всего, на понимании механизма изучаемого явления” [16]. Следует отметить, что определенное на неограниченном интервале нормальное распределение, как статистическая модель исследуемого процесса, предполагает наличие у исследуемого объекта физических свойств, параметры которых стремятся к неограниченно большой или малой величине. Очевидно, что таких свойств нет.

Ограниченная конечным интервалом изменения случайной величины  $0 \leq \sum x_i \leq 1$  статистическая модель в виде многомерного распределения Дирихле оказалась полезной при исследовании процессов в многоуровневых распределенных системах [17]. Функция плотности вероятности распределения Дирихле, определенная на  $k$ -мерном симплексе, равна

$$D(x_1, \dots, x_k) = \frac{\Gamma(a_n)}{\prod_{i=1}^n \Gamma(v_i)} \prod_{i=1}^k x_i^{v_i-1} \left(1 - \sum_{i=1}^k x_i\right)^{v_n-1},$$

$$0 \leq \sum x_i \leq 1; \quad v_i \geq 0, \dots, v_n \geq 0; \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^n v_i = a_n; \quad n = k + 1.$$

Распределение (1) как модель отражает результат совместной реализации  $n - 1$  независимых процессов  $x_j$ , протекающих со скоростями (интенсивностями)  $v_j$ , и противоположного им по смыслу процесса  $1 - \sum_{i=1}^k x_i$ , протекающего со скоростью  $v_n$  [15]. В этом смысле распределение информационно эквивалентно объекту любой природы и степени сложности. Если рассматривать состояние исследуемого объекта как результат совместной реализации двух независимых и противоположных по смыслу процессов:  $x$ , протекающего со скоростью (интенсивностью)  $v_1$ , и противоположного ему процесса  $1 - x$ , протекающего со скоростью  $v_2$ , то в качестве статистической модели такой системы может быть выбрано определенное на одномерном симплексе распределение Дирихле – бета-распределение с функцией плотности вероятности

$$Be(x) = \frac{\Gamma(\alpha)}{\Gamma(v_1)\Gamma(v_2)} x^{v_1-1} (1-x)^{v_2-1}, \quad (2)$$

$$0 \leq x \leq 1, \quad v_1 > 0, \quad v_2 > 0, \quad \alpha = v_1 + v_2.$$

В (1) и (2)  $\Gamma(x)$  – гамма-функция. Выражение для энтропии функции плотности вероятностей распределения Дирихле в соответствии с определением [18]

$$H = - \int_x \varphi(x) \lg_{\alpha} \varphi(x) dx,$$

где  $\varphi(x)$  – функция плотности вероятности распределения случайной величины, можно представить выражением [19]

$$H(v_1, \dots, v_n) = \ln \prod_{i=1}^n \Gamma(v_i) - \ln \Gamma(\alpha_n) +$$

$$+ (\alpha_n - n)\psi(\alpha_n) - \sum_{i=1}^n (v_i - 1)\psi(v_i), \quad (3)$$

в котором слагаемое

$$H_i(v_1, \dots, v_n) = \ln \prod_{i=1}^n \Gamma(v_i) - \sum_{i=1}^n (v_i - 1)\psi(v_i) \quad (4)$$

представляет собой отвечающее второму закону термодинамики производство энтропии, а слагаемое

$$H_e(\alpha_n) = -\ln \Gamma(\alpha_n) + (\alpha_n - n)\psi(\alpha_n) \quad (5)$$

представляет собой поток энтропии, характеризующий процессы взаимодействия с внешней средой. Здесь  $\psi(x) = \frac{d}{dx} \ln \Gamma(x)$  – логарифмическая производная гамма-функции (пси-функция Эйлера). При  $n = 2$  (случай бета-распределения) поток энтропии (5) имеет положительное значение при любых значениях  $\alpha_n$ , а при  $n \geq 3$  он может принимать как положительные, так и отрицательные значения.

Поскольку для возникновения согласованного во времени поведения необходимы тримолекулярные реакции или процессы более высокого порядка [20, 21], то условие  $H_e(\alpha_n) < 0$  при  $n \geq 3$  для энтропии (5) может быть использовано для построения критериев процессов самоорганизации и процессов возникновения диссипативных структур, характеризующих определенный уровень в иерархическом описании системы. Поэтому за диагностический критерий состояния процессов был принят параметр самоорганизации, в качестве которого выбрано отношение

$$K_c = \frac{\sum iQ_{D-}^i}{\sum iQ_{D-}^i + \sum jQ_{D+}^j}, \quad (6)$$

в котором  $\sum iQ_{D-}^i$  – суммарно взвешенное количество  $Q$  выявленных в анализируемом числовом ряде зарегистрированного сигнала АЭ моделей Дирихле  $i$ -ой размерности, имеющих отрицательное значение внешней (потока) энтропии (5), а  $\sum iQ_{D-}^i + \sum jQ_{D+}^j$  – сумма суммарно взвешенного количества моделей Дирихле, имеющих отрицательное и положительное значение внешней энтропии. В качестве меры структуры параметра самоорганизации принята величина  $K_{ci}$  вклада в значение параметра самоорганизации моделей Дирихле каждой  $i$ -ой размерности

$$K_{ci} = \frac{iQ_{D-}^i}{\sum iQ_{D-}^i + \sum jQ_{D+}^j}. \quad (7)$$

Так как распределение (1) полностью определено скоростями независимых процессов  $v_i$ , то построенный на его базе критерий состояния инвариантен не только к виду состояния, но и типу процессов, обеспечивая единство оценочного ал-

горитма для различных целевых состояний системы (см. например, [22, 23]).

Методически результат вычисления диагностического параметра самоорганизации состояния процесса с использованием распределения Дирихле достигается тем, что предварительно оцифрованный временной ряд объема  $N$  непрерывно-скользящим смещением с шагом на одно значение выборки  $m$  разбивается на последовательность выборок  $m_i$ , где  $i = 1 \dots N - m$ . Для каждой выборки  $m_i$  определяются показатели асимметрии  $\beta_{1(i)} = \mu_3^2 / \mu_2^3$  и показатель эксцесса  $\beta_{2(i)} = \mu_4 / \mu_2^2$ , для которых  $\mu_2, \mu_3$  и  $\mu_4$  – выборочные значения второго, третьего и четвертого центральных моментов, соответственно. По полученным значениям  $\beta_{1(i)}$  и  $\beta_{2(i)}$  для выборок  $m_i$  проводят оценку параметров формы бета-распределений (одномерных распределений Дирихле) как [15]

$$\alpha_i = \frac{6(\beta_{2(i)} - \beta_{1(i)} - 1)}{6 + 3\beta_{1(i)} - 2\beta_{2(i)}}. \quad (8)$$

Если значение (8) меньше нуля, то начальная выборка  $m_i$  смещается на один шаг, и операции вычисления повторяются до момента выполнения условия  $\alpha_i > 0$  (“захват модели”). Далее операции смещения выборки и вычисления параметра  $\alpha_i$  повторяются до окончания числовой последовательности временного ряда. Если при смещении выборки после “захвата модели” имеет место  $\alpha_i < 0$ , то операции вычисления (8) проводятся с исключением и заменой последнего значения выборки следующим за ним значением числового ряда  $x_{n+1}$  до момента  $\alpha_i > 0$ . Используя свойство распределения Дирихле, согласно которому [24] если  $(x_1 \dots x_k)$  – векторная случайная величина имеет  $k$ -мерное распределение Дирихле  $D(x_1, \dots, x_k)$ , то сумма  $x_1 + \dots + x_k$  имеет бета-распределение  $Be(x_1 + \dots + x_k)$ . При этом осуществляют переход от последовательности бета-распределений к многомерным распределениям Дирихле. Этот переход проводят путем формирования выборок  $m_j$ , каждый член которой  $y_j$  равен сумме одноименных членов исходных  $m_i$  выборок  $y_j = x_1^i + \dots + x_n^i$ , с последующим вычислением значений параметра формы  $\alpha_i$  для бета-распределения  $Be(x_1 + \dots + x_k)$  в соответствии с (8) и для распределения Дирихле  $D(x_1 \dots x_k)$  в соответствии с внешней энтропией (5). Формирование выборок, каждый член которой равен сумме одноименных членов  $x_1^i, x_2^i, x_3^i \dots x_n^i$ , продолжается до получения значения внешней энтропии (8) распределения Дирихле нужной размерности.

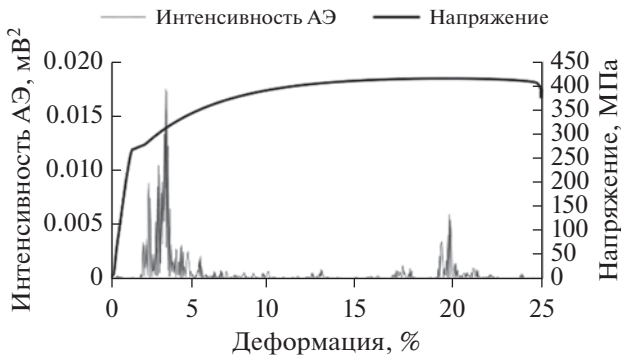


Рис. 1. Диаграмма деформирования стали 20 и интенсивность сигнала АЭ.

## МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Информационно-статистический метод был апробирован при анализе сигналов АЭ ультразвукового диапазона, сформировавшихся при статическом нагружении плоского образца № 21 по ГОСТ 1497-84 из стали 20 в нормализованном состоянии с перлитно-ферритной структурой. Измеренные механические характеристики объекта исследования составили: предел прочности  $\sigma_B = 442$  МПа; условный предел текучести  $\sigma_{0,2} = 275$  МПа; относительное удлинение  $\delta = 27\%$ . Химический состав исследуемого материала в процентном соотношении: С = 0.19%, Мн = 0.45%, Si = 0.2%, Cr = 0.08%, Ni = 0.06%, Cu = 0.05%, S = 0.02%, P = 0.01%.

Испытание на растяжение с одновременной регистрацией акустической эмиссии проводили на универсальной испытательной машине фирмы Tinius OIlsen Ltd, модель H100KU при скорости перемещения активного захвата 0.05 м/мин. Изменение во времени действующего на испытуемый образец напряжения регистрировалось с точностью 0.5% средствами испытательной машины. Деформация образца измерялась экстензометром модели 3542 с базой 50 мм и разрешающей способностью системы измерения деформации 0.0001 мм. Регистрация сигналов АЭ проводилась широкополосным датчиком GT350 фирмы Global Test с рабочим диапазоном частот 100–800 кГц. Полученный сигнал оцифровывался с помощью шестнадцатиканальной платы сбора данных National Instruments NI 6363 с частотой дискретизации 1 МГц/канал с последующим сохранением результатов в виде временного ряда в памяти компьютера.

Объем зарегистрированного временного ряда сигнала АЭ за время испытания составил 1048576 значений. В качестве информативного параметра для последующей обработки использовали равную квадрату амплитуды интенсивность АЭ излучения. После отсека шумовой компоненты

порогом 0.001 мВ<sup>2</sup> (максимально зарегистрированная интенсивность АЭ сигнала без механического воздействия на образец) временной ряд сигналов АЭ сократился до 578 значений.

Значительное превышение квадрата амплитуды сигнала АЭ над уровнем шума до 12 и 8 дБ обнаружено в области начала пластической деформации (площадка текучести) и в зоне максимального деформационного упрочнения (рис. 1). На начальной стадии пластической деформации происходит увеличение плотности дислокаций, их самоорганизация и формирование дислокационной ячеистой структуры с критической плотностью дислокаций. Область максимального деформационного упрочнения характеризуется возникновением несплошностей, деструкцией материала и образованием фрагментированной мезоструктуры [25].

Сравнительный анализ сигнала АЭ для области начала пластической деформации и области максимального деформационного упрочнения проводился по величине информационной энтропии, фрактальной размерности и параметру самоорганизации.

Расчет информационной энтропии сигнала проводился по стандартному алгоритму [26]:

$$S_{\text{inf}} = -\sum p_i \ln p_i, \quad (9)$$

где  $p_i$  – вероятность  $i$ -го уровня квадрата амплитуды сигнала. Средствами Microsoft Excel были построены гистограммы распределения по вероятности квадрата амплитуды сигнала АЭ для зоны площадки текучести и зоны максимального упрочнения, которые представлены на рис. 2, где по оси абсцисс отображены интервалы разбиения выборки сигнала АЭ, а по оси ординат вероятности попадания значений сигнала АЭ в этот интервал.

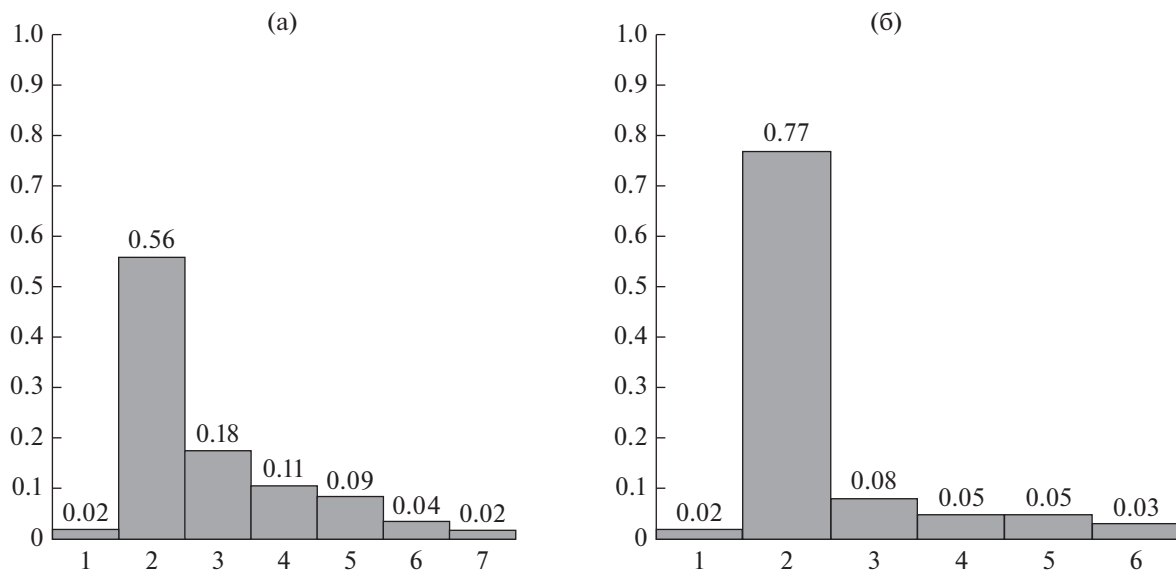
Определение фрактальной размерности квадрата амплитуды сигнала АЭ указанных выше зон пластической деформации производилось по алгоритму  $D = 2 - H$ , где  $D$  – фрактальная размерность, а  $H$  – показатель Херста, который определяется методом нормированного размаха [27] как

$$H = \frac{\ln R/S}{\ln \pi n/2}, \quad (10)$$

где  $S$  – стандартное отклонение,  $n$  – объем значений анализируемого числового ряда,  $R$  представляет собой разность между максимальным и минимальным отклонениями значений числового ряда  $A_i$  от среднего  $A_{\text{cp}}$ :

$$R = \max(A_i - A_{\text{cp}}) - \min(A_i - A_{\text{cp}}). \quad (11)$$

Вычисление значения параметра самоорганизации проводилось по методике, изложенной выше в соответствии с (6), а его структуры как (7) при объеме выборки  $m$ , равном 24.



**Рис. 2.** Гистограммы распределения по вероятности сигналов АЭ: (а) – область площадки текучести, (б) – область максимального упрочнения.

Следует отметить, что значения информационной энтропии, фрактальной размерности и параметра самоорганизации амплитудного распределения отличаются техническими, количественными и качественными характеристиками. Поэтому для исключения влияния физической сущности и размерности критериев на результаты сравнения параметров сигнала АЭ полученные натуральные значения были преобразованы с использованием функции Харрингтона в единую безразмерную шкалу желательности по формуле [28]

$$d = \exp\left(-\exp\left(-\left(9\left(\frac{Y-b}{c-b}\right)^{1.927} - 2\right)\right)\right). \quad (12)$$

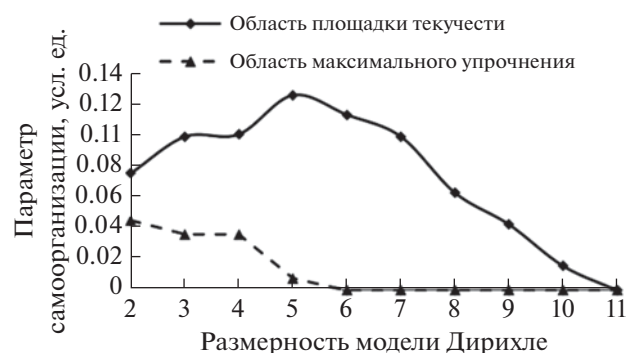
Здесь  $Y$  – натуральное значение параметра,  $b$  – минимально возможное, а  $c$  – максимально возможное его значение. Для параметра самоорганизации  $0 \leq K_c \leq 1$ , фрактальной размерности  $1 \leq D \leq 2$  и информационной энтропии  $0 \leq S_{\text{inf}} \leq \ln(n)$ , где  $n$  – число состояний. Для области начала пластической деформации (см. рис. 2)  $n = 7$ , а для зоны максимального деформационного упрочнения  $n = 6$ .

## РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Полученные значения информационной энтропии  $S_{\text{inf}}$ , фрактальной размерности  $D$  и параметра самоорганизации  $K_c$  амплитудного распределения сигнала АЭ для области площадки текучести и области максимального упрочнения в натуральном выражении и обобщенных интегральных показателях приведены в табл. 1.

На рис. 3 представлена структура параметра самоорганизации амплитудного распределения сигнала АЭ для области площадки текучести и области максимального упрочнения.

Как видно из результатов, приведенных в табл. 1, информационная энтропия  $S_{\text{inf}}$ , фрактальная размерность  $D$  и параметр самоорганизации  $K_c$  сигнала АЭ для области максимального упрочнения имеют меньшие значения, чем в области пластической деформации. Однако, за значимые изменения можно принять только изменения для информационной энтропии  $S_{\text{inf}}$  и параметра самоорганизации  $K_c$ , так как значения этих величин для области пластической деформации и области максимального упрочнения определяются разными значениями на “сильной” шкале Харрингтона. Причем, если значения  $S_{\text{inf}}$  различаются как



**Рис. 3.** Структура параметра самоорганизации амплитудного распределения сигнала АЭ для области площадки текучести и области максимального упрочнения.

**Таблица 1.** Статистические параметры сигнала АЭ для области площадки текучести и области максимального упрочнения.

Исследуемая зона	Параметры сигнала АЭ		Обобщенная функция желательности	
			значение	характеристика
Область пластической деформации	Информационная энтропия, $S_{inf}$	1.34	0.91	Очень хорошо
	Фрактальная размерность, $D$	1.69	0.91	Очень хорошо
	Параметр самоорганизации, $K_c$	0.74	0.95	Очень хорошо
Область максимального упрочнения	Информационная энтропия, $S_{inf}$	0.88	0.48	Удовлетворительно
	Фрактальная размерность, $D$	1.67	0.89	Очень хорошо
	Параметр самоорганизации, $K_c$	0.12	0.001	Очень плохо

*очень хорошо-удовлетворительно*, то значения параметра самоорганизации  $K_c$  различаются сильнее как *очень хорошо-очень плохо*.

Уменьшение информационной энтропии  $S_{inf}$  и фрактальной размерности  $D$  свидетельствует о том, что в результате деформационного упрочнения сигнал АЭ становится менее хаотичным и менее кластеризованным. Это подтверждает и внешний вид гистограмм на рис. 3. В то же время, если рассматривать сигнал АЭ как отображение сменяемости стадий процесса самоорганизации дислокационной структуры, то уменьшение значения параметра самоорганизации  $K_c$  свидетельствует о снижении способности фрагментированной структуры материала зоны разрушения к самоорганизации в результате внешнего воздействия.

При переходе в зону максимального упрочнения изменяются механизм пластической деформации и условия формирования сигнала АЭ. В области площадки текучести за формирование параметра самоорганизации  $K_c$  сигнала АЭ отвечает десятимерная модель — одиннадцать процессов рождения-гибели  $n$  в терминах распределения Дирихле (рис. 3). В зоне максимального упрочнения формирование параметра самоорганизации  $K_c$  определяется только вкладом пятимерной модели — шести процессов рождения-гибели. Последнее свидетельствует о том, что формирование фрагментированной мезоструктуры в области максимального упрочнения снижает количество процессов, связанных с высвобождением накопленной упругой энергии и ответственных за формирование сигнала АЭ.

## ВЫВОДЫ

1. Настоящая работа дает основание предложить новый информационно-статистический подход, позволяющий рассматривать АЭ с позиции синергетики на основе структурно-информационных критериев и их связи с процессами деформационного упрочнения.

2. Проведенное исследование свидетельствует о возможности применения статистической модели распределения Дирихле в качестве модели процессов, связанных с появлением сигналов АЭ от источников зарождающихся и развивающихся дефектов, что позволяет использовать его для определения количественной интегральной меры оценки по наблюдаемым сигналам АЭ процесса пластической деформации.

3. Предложенные интегральные информационно-статистические параметры самоорганизации являются наиболее информативными при описании процессов, связанных с АЭ, и могут быть использованы при штатных испытаниях изделий из конструкционных углеродистых сталей с перлитно-ферритной структурой.

Работа выполнена в рамках государственного задания ИПФ РАН на проведение фундаментальных научных исследований на 2021–2023 гг. по теме № 0030-2021-0025.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Неразрушающий контроль: Справочник: В 7 т. Под общ. ред. Клюева В.В. Т. 7: В 2 кн. Кн. 1: Иванов В.И., Власов И.Э. Метод акустической эмиссии. М.: Машиностроение, 2005. 829 с.
2. Шериф Р., Гелдарт Л. Сейсморазведка / пер. с англ. М.: Мир, 1987. Т. 1. 448 с.
3. Беликов В.Т., Рывкин Д.Г. Использование результатов наблюдений акустической эмиссии для изучения структурных характеристик твердого тела // Акуст. журн. 2015. Т. 61. № 5. С. 622–630.
4. Хлыбов А.А., Рябов Д.А., Пичков С.Н., Шишулин Д.Н., Захаров Д.А. Разработка акустического метода определения степени наводороживания в конструкциях из титановых сплавов // Дефектоскопия. 2019. № 4. С. 8–14.
5. Салита Д.С., Поляков В.В. Акустическая эмиссия при пластической деформации сплавов системы Pb–Sn // Физическая мезомеханика. 2020. Т. 23. № 2. С. 84–93.

6. Лавров А.В., Шкуратник В.Л. Акустическая эмиссия при деформировании и разрушении горных пород (обзор) // Акуст. журн. 2005. Т. 51. № 7. С. 6–18.
7. Сасорова Е.В., Левин Б.В. Низкочастотные сейсмические сигналы как региональные признаки подготовки землетрясений // Вулканология и сейсмология. 1999. № 4–5. С. 126–133.
8. Paparo G., Gregori G.P., Coppa U., De Ritis R., Taloni A. Acoustic Emission (AE) as a diagnostic tool in geophysics // Annals of Geophysics. 2002. V. 45. № 2. P. 401–416.
9. Робсман В.А. Нелинейная трансформация вероятностных распределений сигналов акустической эмиссии при эволюции ансамбля дефектов в твердом теле // Акуст. журн. 1996. Т. 42. № 6. С. 846–852.
10. Aggelis D.G., Kordatos E.Z., Matikas T.E. Monitoring of metal fatigue damage using acoustic emission and thermography // J. Acoustic Emission. 2011. V. 29. P. 113–122.
11. Остапчук А.А., Павлов Д.В., Марков В.К., Крашенинников А.В. Исследование сигналов акустической эмиссии при сдвиговом деформировании трещины // Акуст. журн. 2016. Т. 62. № 4. С. 503–512.
12. Барат В.А., Елизаров С.В., Иванов В.И. Эмпирический подход к оценке вероятности обнаружения усталостных трещин методом акустической эмиссии // Сборник материалов Всероссийской конференции с международным участием “Актуальные проблемы метода акустической эмиссии” (АПМАЭ-2021). Санкт-Петербург, 13–16 апреля 2021 г. СПб.: Свен, 2021. С. 107–108.
13. Буйло С.И. Физико-механические, статистические и химические аспекты акустико-эмиссионной диагностики: монография. Ростов-на-Дону, Таганрог: Издательство Южного федерального университета, 2017. 184 с.
14. Dimitrios G.A., Evangelios Z.K., Theodore E.M. Monitoring of metal fatigue damage using acoustic emission and thermography // J. Acoustic Emission. 2011. V. 29. P. 113–122.
15. Середа Ю.С. Проблемы информационно-статистической теории. Н. Новгород: ООО “Типография “Поволжье””, 2007. 356 с.
16. Хан Г., Шапиро С. Статистические модели в инженерных задачах. Пер. с англ. Коваленко Е.Г.; под ред. Налимова В.В. М.: Мир, 1969. 395 с.
17. Богатиков В.Н., Ерофеев В.И., Иляхинский А.В., Лопатин А.Г. Информационно-статистический метод исследования процессов в многоуровневых и распределенных системах в условиях реально доступной информации на примере процесса суспензионной полимеризации стирола // Вестник научно-технического развития. 2020. № 7(115). С. 5–13.
18. Шеннон К. Работы по теории информации и кибернетике. М.: Изд. иностр. лит., 2002. 829 с.
19. Середа Ю.С. Проблемы информационно-статистической теории. М.: Космосинформ, 1998. 274 с.
20. Николис Г., Пригожин И. Самоорганизация в неравновесных системах. М.: Мир, 1979. 512 с.
21. Пригожин И., Конденуди Д. Современная термодинамика. М.: Мир, 2002. 461 с.
22. Ерофеев В.И., Иляхинский А.В., Никитина Е.А., Родошкин В.М. Распределение Дирихле в задаче оценки состояния металла методом акустического зондирования // Дефектоскопия. 2018. № 2. С. 11–14.
23. Иляхинский А.В., Паховов П.А., Ануфриев М.А., Мухина И.В. Информационно-статистические показатели самоорганизации систем регуляции сердечной деятельности в оценке variability ритма сердца // Физиология человека. 2017. Т. 43. № 2. С. 1–7.
24. Уилкс С. Математическая статистика. М.: Наука, 1967. 632 с.
25. Трефилов В.И., Моисеев В.Ф., Печковский Э.П., Горная И.Д., Васильев А.Д. Деформационное упрочнение и разрушение поликристаллических металлов: научное издание. Под ред. Трефилова В.И. 2-е изд. перераб. и доп. Киев: Наук. Думка, 1989. 256 с.
26. Голдман С. Теория информации. М.: Изд. иностр. лит., 1957. 446 с.
27. Hurst H.E. Long-term storage capacity of reservoirs // Transactions of American Society of Civil Engineers. 1951. V. 116. P. 770–799.
28. Федорченко С.Г., Федорченко Г.С. Интегральная мера оценки состояния энергетической безопасности // Проблемы региональной энергетики. 2014. Т. 24. № 1. С. 1–16.