

С целью экспериментальной проверки полученного соотношения (5) были проведены численные расчеты периода возврата Пуанкаре для простых динамических систем со стохастическим поведением. Так, для квадратичного отображения единичного отрезка в себя  $x_{n+1} = \alpha x_n (1-x_n)$  при значениях  $\alpha > \alpha_c = 3.56 \dots$  средние времена возврата оказались равными около  $\epsilon^{-1}$  и практически не зависящими от  $\alpha$ .

Для отображения Хенона ( $N=2$ ) формула (5) также получила численное подтверждение. При  $\epsilon = 10^{-2}$  средний период возврата имеет порядок  $10^4$ . Проиллюстрируем возможные следствия указанного результата. Например, при численном построении двумерного закона распределения  $P(x, y)$ , описывающего аттрактор Хенона, требуется обеспечить наличие в каждом элементе дискретизации фазового пространства не менее  $n_0$  точек ( $n_0 > 1$ ). Справивается, какое число итераций  $N_0$  отображения позволит получить ожидаемый результат (при заданном  $n_0$ ). Нетрудно видеть, что число итераций  $N_0$  должно удовлетворять неравенству

$$N_0 > \langle T_B(z) \rangle n_0 = V n_0 \epsilon^{-2}. \quad (6)$$

Значит, если  $n_0 = 10^2$ , то число итераций  $N_0$  отображения для вычисления двумерной плотности  $P(x, y)$  должно быть не менее  $10^6$  при  $V \approx 1$ ,  $\epsilon = 10^{-2}$ .

В заключение отметим важное обстоятельство. В силу конечной и относительно не высокой точности счета (например, при использовании персональных компьютеров среднего класса) хаотические траектории одномерных отображений в итоге будут характеризоваться наличием периода. Это принципиальная погрешность, обусловленная конечной точностью и наличием периода возврата Пуанкаре. Для динамических систем с размерностью фазового пространства  $N \geq 2$  времена возврата резко возрастают и, как правило, в обычных численных экспериментах не достигаются.

### Список литературы

- [1] Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. М.: Мир, 1974. 463 с.
- [2] Семесенко М. П. Препринт Института кибернетики. № 78-21. Киев, 1978.
- [3] Лихтенберг А., Либерман М. Регулярная и стохастическая динамика. М.: Мир, 1984. 528 с.

Поступило в Редакцию  
6 июня 1988 г.  
В окончательной редакции  
28 ноября 1988 г.

## ФРАКТАЛЬНАЯ РАЗМЕРНОСТЬ САМОПОДОБНЫХ СТРУКТУР

Д. М. Ваарив, В. Б. Рябов

Фундаментальной характеристикой самоподобных объектов, возникающих, например, при моделировании турбулентности [1], кластерных структур в теории просачивания [2], стохастических колебаний [3], является фрактальная размерность Хаусдорфа—Безиковича  $D_H$  [4]. Значение  $D_H$  принципиально важно для оценки эффективного числа степеней свободы и для различия стохастических колебаний и шумов.

Непосредственное вычисление  $D_H$  связано с большими математическими и вычислительными трудностями, и, насколько нам известно, в настоящее время существует лишь один относительно быстро сходящийся метод [5], определяющий функцию размерности  $D(\gamma)$ , который в принципе позволяет вычислить точно значение  $D_H$ . Однако наиболее широко используемый подход к оценке  $D_H$  основывается на расчете корреляционной размерности  $D_s$ , [6], строгое соответствие которой с  $D_H$  не установлено, известно только, что  $D_s \leq D_H$ .

Целью данной работы является доказательство тождественности этих величин ( $D_s \equiv D_H$ ) для самоподобных структур. Для конкретности мы будем говорить о странных аттракторах (СА).

Рассмотрим ограниченную область  $V$   $n$ -мерного фазового пространства, в которой расположен СА. Пусть имеется набор из  $N$  точек, принадлежащих СА и распределенных по нему в соответствии с инвариантной мерой [4]. Введем функцию распределения вероятностей для расстояний между точками

$$F(r) = P\{d_{ij} < r\}, \quad (1)$$

где  $P$  — вероятность того, что расстояние  $d_{ij}$  между любыми двумя точками  $i$  и  $j$  из  $N$  ( $i, j = 1, 2, \dots, N$ ) меньше  $r$ .

В соответствии с [6]  $F(r)$  пропорциональна корреляционному интегралу  $C(r)$

$$C(r) = \frac{N(N-1)}{2N^2} F(r). \quad (2)$$

Под самоподобными будем понимать такие системы, для которых функция распределения расстояний  $F(r)$  при  $r \ll r_c$ , где  $r_c$  — характерный размер аттрактора, точно определяется выражением

$$F(r) = Ar^\alpha, \quad (3)$$

где  $A = 1/r_{\max}^\alpha$  — нормировочный коэффициент,  $\alpha$  — показатель самоподобия системы,  $r_{\max}$  — максимальный размер аттрактора.

К таким системам, в частности, относятся однородные канторовские множества [7] и все системы, обладающие масштабной инвариантностью.

Из определения размерности  $D_s$  [6] следует

$$D_s = \lim_{r \rightarrow 0} \frac{d[\ln C(r)]}{d[\ln r]}. \quad (4)$$

Из (3) и (4) непосредственно получаем, что  $D_s = \alpha$ .<sup>1</sup>

Определим теперь связь между введенной функцией  $F(r)$  и  $D(\gamma)$ . По определению [5],

$$\frac{1}{D(\gamma)} = - \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{d[\ln \delta(\gamma) N]}{d[\ln N]}, \quad (5)$$

где

$$\delta(\gamma, N) = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_i^\gamma \right]^{1/\gamma}. \quad (6)$$

Здесь  $\delta_i$  — расстояние от точки с номером  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) до ее ближайшей точки-соседа,  $\gamma$  — показатель усреднения.

Значение  $D_H$  определяется из уравнения

$$D(D_H) = D_H. \quad (7)$$

Для вычисления среднего расстояния до ближайшего соседа  $\delta(\gamma, N)$  найдем функцию распределения вероятностей для  $\delta(\gamma, N)$ . Вероятность  $P_\delta$  того, что у случайно выбранной из  $N$  точки  $A$  ближайший сосед находится на расстоянии  $r$  ( $r \in [r; r+dr]$ ), а остальные  $N-2$  точки расположены вне окружности радиуса  $r$  с центром в  $A$ , определяется выражением

$$P_\delta = (N-1) F'(r) [1 - F(r)]^{N-2}, \quad (8)$$

где  $P_\delta$  есть искомая дифференциальная функция распределения вероятностей.

В результате находим среднее значение  $\delta(\gamma, N)$

$$\delta(\gamma, N) = \left[ \int_0^{r_{\max}} P_\delta r^\gamma dr \right]^{1/\gamma} = \left[ \gamma \int_0^{r_{\max}} [1 - F(r)]^{N-1} r^{\gamma-1} dr \right]^{1/\gamma}. \quad (9)$$

Используя соотношение (3), приходим к выражению

$$\delta(\gamma, N) = A^{-1/\alpha} \left[ \frac{\gamma}{\alpha} \frac{\Gamma(N) \Gamma\left(\frac{\gamma}{\alpha}\right)}{\Gamma\left(N + \frac{\gamma}{\alpha}\right)} \right]^{1/\gamma}, \quad (10)$$

где  $\Gamma(\dots)$  — гамма-функция.

<sup>1</sup> Это оправдывает определение (3), поскольку  $D_s$  имеет смысл только для самоподобных систем.

Отсюда непосредственно следует, что при  $\gamma = \alpha$  выполняется равенство (7). Таким образом, мы доказали, что  $D_H \equiv D_\gamma = \alpha$ , т. е. для самоподобных систем корреляционная размерность тождественно совпадает с хаусдорфовой.

Предложенная методика анализа структуры СА, основанная на вероятностном подходе, позволяет также легко показать, что введенная в работе [8] размерность  $D_F$ , служащая для оценки  $D_H$ , тождественно совпадает с ней при выполнении соотношения (3).

Другим важным результатом является найденное выражение (9), которое с учетом соотношения (5) позволяет рассчитать спектр размерностей, дающий более полную информацию о свойствах СА.

В заключение следует отметить, что в ряде известных численных экспериментов установлено следующее соотношение:  $D_\gamma < D_H$  (см., например, [5-7]). Исходя из полученных результатов следует заключить, что наблюдающееся различие может быть связано с двумя причинами: 1) исследовавшиеся системы являются принципиально несамоподобными, для них не выполняется соотношение (3); 2) в численных экспериментах не достигнуто требуемое разрешение по  $r$ , при котором система является самоподобной. Проведенные нами оценки показывают, в частности, что для ряда СА достаточно высокое разрешение практически недостижимо в численном эксперименте (например, для системы Заславского [5]). Это указывает также на необходимость разработки других подходов к исследованию структуры СА.

Авторы признательны О. А. Третьякову, А. Б. Белогорцеву за полезные дискуссии и замечания.

### Список литературы

- [1] Монин А. С. // УФН. 1986. Т. 150. № 1. С. 61—105.
- [2] Соколов И. М. // УФН. 1986. Т. 150. № 2. С. 221—255.
- [3] Анищенко В. С. Стохастические колебания в радиофизических системах. Саратов, 1985, 1986. Ч. 1, 2.
- [4] Farmer J. D., Ott E., Yorke J. A. // Physica. 1983. Vol. D7. N 1—3. P. 153—180.
- [5] Badii R., Politi A. // J. Stat. Phys. 1985. Vol. 40. N 5/6. P. 725—750.
- [6] Grassberger P., Procaccia I. // Physica. 1983. Vol. D9. N 1—2. P. 189—208.
- [7] Halsey T. C., Jensen M. H., Kadanoff L. P. et al. // Phys. Rev. A. 1986. Vol. 35. N 2. P. 1141—1151.
- [8] Termonia Y., Alexandrovich Z. // Phys. Rev. Lett. 1983. Vol. 51. N 14. P. 1265—1268.

Харьковский  
государственный университет  
им. А. М. Горького

Поступило в Редакцию  
14 июня 1988 г.

06; 09

Журнал технической физики, т. 59, в. 8, 1989

## ВЛИЯНИЕ НЕОДНОРОДНОСТИ ПЛЕНОК ФЕРРИТ-ГРАНАТОВ НА ИХ ИМПУЛЬСНЫЕ СВОЙСТВА

Димитр Йоргов, О. С. Колотов, В. А. Погожев

Пленки феррит-гранатов (ПФГ) получают методом жидкофазной эпитаксии [1, 2]. Этот процесс характеризуется непостоянством скорости выделения компонентов, что приводит к неоднородности параметров материала ПФГ по толщине, проявляющейся часто в виде их слоистости [3-5]. Рассматриваемая неоднородность является трудноустранимым фактором, оказывающим сильное влияние на импульсные свойства ПФГ. Так, условия возникновения волны опрокидывания магнитного момента могут быть различными в разных слоях пленки [6]. На анализе этих условий основан один из методов исследования слоистости [5]. Известно также [6-9], что перемагничивание отдельных слоев ПФГ может происходить вращением намагниченности в полях, существенно меньших среднего значения порогового поля необратимого вращения  $H_0 = H_k - 4\pi M_S$ , где  $H_k$  — эффективное поле анизотропии,  $M_S$  — намагниченность насыщения. Здесь исследуется влияние неоднородности ПФГ на их основную импульсную характеристику — кривую импульсного перемагничивания (КИП), представляющую зависимость обратного времени перемагничивания  $\tau^{-1}$  от амплитуды импульса магнитного поля  $H_a$ .