

## Комментарий к статье С.Э. Шноля и др.

Е.А. Кушниренко, И.Б. Погожев

В журнале *УФН* 168 (10) 1998 опубликована статья С.Э. Шноля с соавторами "О реализации дискретных состояний в ходе флуктуаций в макроскопических процессах" вместе с послесловием к ней рецензента Д.С. Чернавского.

Мы совершенно согласны с редакцией, что статья может вызвать у читателей большой интерес, и считаем оправданным выбор необычной формы публикации ее вместе с послесловием рецензента. Но именно потому, что эта статья интересна, мы хотим сообщить редакции наши замечания и просить познакомить с ними авторов статьи и ее рецензента.

Зная Симона Эльевича Шноля и Дмитрия Сергеевича Чернавского как ведущих ученых-биофизиков, хорошо известных в нашей стране и далеко за ее пределами, мы ни в какой мере не сомневаемся в научной доброкачественности самих исследований, результаты которых вошли в настоящую статью. Однако, по нашему мнению, им не хватает тех "нудных" оценок статистической значимости, которые помогают нам отделить твердо установленные научные факты от порой очень интересных правдоподобных предположений или научных гипотез. Это, конечно, не значит, что таких правдоподобных предположений, по нашему мнению, в статье быть не должно. Напротив, мы считаем, что они даже очень важны, но должно быть также и хорошо видно, где факты и где гипотезы. Нам кажется, что это очень важно, особенно для молодых ученых.

Видимо, в творческом коллективе авторов статьи не было того "Нудного Статистика", который (подобно *Яши-Статистику* из известной повести И. Грековой<sup>1</sup> "За проходной") сопровождал бы творчески смелые утверждения авторов нудными требованиями статистических оценок их надежности. И поскольку такого "Нудного Статистика" здесь мы не увидели, то попробуем, хотя бы отчасти, заменить его.

1. Мы совершенно согласны с авторами, что часто используемые статистические критерии согласия (например,  $\chi^2$ -критерий) "не чувствительны к тонкой структуре распределений" (с. 1130). Это, однако, не значит, что нельзя построить меру сходимости гистограмм распределений, детально учитывающую их тонкую структуру и использовать эту меру для оценки статисти-

<sup>1</sup> И. Грекова — псевдоним Елены Сергеевны Вентцель, профессора, доктора технических наук, автора известных учебников по теории вероятностей, научных трудов и научно-популярных книг. Прототипом *Яши-Статистика*, по-видимому, был крупный ученый — статистик Яков Борисович Шор, профессор, доктор технических наук, работавший в области приложений статистических методов к анализу и контролю надежности и качества промышленной продукции. Е.С. Вентцель и Я.Б. Шор были знакомы и относились друг к другу с большим уважением.

Е.А. Кушниренко, И.Б. Погожев.

142284 г. Протвино, Московская обл., Российская Федерация  
Тел. (095) 962-45-84; (0967) 71-33-38  
E-mail: kushn@vlepp.serpukhov.su

Статья поступила 25 января 1999 г.

ческой значимости разных предположений в полном соответствии с общими принципами проверки статистических гипотез (так, как это, например, изложено в книге Д. Худсона "Статистика для физиков" (М.: Мир, 1967) или в фундаментальной монографии Гаральда Крамера "Методы математической статистики" (М.: Мир, 1975).

2. Поясним это утверждение примером того, как мы представляем себе в данном случае построение и применение меры сходимости.

(Отметим, что мы, конечно, не собираемся здесь поучать уважаемых авторов и настаивать на применении именно этой меры. Более того, мы почти убеждены, что какая-то мера сходимости гистограмм (и, наверное, более эффективная, чем наша) авторами практически уже использовалась при отборе ими "похожих" гистограмм. Мы делаем это здесь с единственной целью — пояснить, чего, по нашему мнению, не хватает в этой интересной статье и что мы хотели бы увидеть в дальнейших публикациях ее авторов.)

Итак, пусть мы хотим оценить статистическую значимость нашего утверждения о том, что "гистограммы распределений, принадлежащие к Особой Группе (А), имеют между собой гораздо большие сходства, чем гистограммы из Обычной Группы (В)".

Для краткости будем называть гистограммы из группы А Особыми Гистограммами, а гистограммы из группы В Обычными Гистограммами. Так, например, Особыми Гистограммами могут считаться гистограммы результатов измерения радиоактивности препаратов, отличающиеся периодами наблюдения в 24 ч, 27 сут и 365 сут, что по мнению авторов статьи, "свидетельствует о наличии космофизического фактора, определяющего их форму" (с. 1133).

Для количественной оценки сходимости пары гистограмм X и Y, по нашему мнению, можно использовать, например, вот такую меру сходимости:

$$Z = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n Z_k, \quad (1)$$

где  $Z_k = 1$ , если

$$\left| \frac{x_k/Sx - y_k/Sy}{x_k/Sx + y_k/Sy} \right| \leq \varepsilon,$$

иначе  $Z_k = 0$ ;  $Sx = \sum_{k=1}^n x_k$ ,  $Sy = \sum_{k=1}^n y_k$ ;  $x_k, y_k$  — числа наблюдений в k-м интервале гистограмм X и Y соответственно; n — число интервалов, использованных при построении гистограмм;  $\varepsilon$  — параметр, определяющий сходство сравниваемых гистограмм "поинтервально" с помощью "поинтервальных оценок сходимости" — величин  $Z_1, \dots, Z_n$ , которые мера сходимости Z (1) усредняет по всем интервалам. Общее число интервалов n можно выбрать достаточно большим, чтобы учесть все важные особенности структуры анализируемых распределений, а значение параметра  $\varepsilon$  — так, чтобы оценка сходимости качественно соответствовала нашим представлениям.

3. Для статистического анализа сходимости Обычных и Особых Гистограмм нужно найти средние и средние квадратические значения мер сходимости (1) по всем парам гистограмм их групп А и В, а дальше оценить статистическую значимость отличия средних мер сходимости согласно известным правилам проверки статисти-

ческих гипотез (см., например, указанную выше книгу Г. Крамера).

Так, по нашему мнению, при анализе статистической значимости отличий у *Особых* и у *Обычных Гистограмм* можно использовать меру сходимости (1), которая сможет учесть тонкую структуру распределений, а применение ее будет полностью соответствовать всем основным принципам проверки статистических гипотез.

При этом число интервалов  $n$  и значение параметра  $\varepsilon$  целесообразно выбрать так, чтобы достигнуть возможно более высокой статистической значимости различия в оценках сходимости между группами *Обычных* и *Особых Гистограмм* (а это может потребовать нескольких попыток). Сами же гистограммы можно преобразовывать разными способами (как это и делали авторы статьи), но при обязательном выполнении главного условия: такие преобразования должны производиться одинаково как с *Особыми*, так и с *Обычными Гистограммами*.

4. Если авторы статьи согласятся с нами, то мы очень хотели бы узнать о результатах оценки статистической значимости их очень интересных и важных утверждений.

## Закономерное изменение тонкой структуры статистических распределений как следствие космофизических причин

С.Э. Шноль, Т.А. Зенченко, К.И. Зенченко,  
Э.В. Пожарский, В.А. Коломбет, А.А. Конрадов

*Рассмотрено статистическое обоснование достоверности влияния космофизических факторов на тонкую структуру распределений результатов измерений в процессах различной физической природы. Показано, что описанные ранее эффекты синхронного изменения форм гистограмм в независимых процессах, а также периодического появления гистограмм определенной формы не зависят от вида интегрального распределения. Обоснована адекватность применения визуальной (экспертной) оценки при сравнении форм гистограмм в отличие от стандартных статистических методов.*

**С.Э. Шноль.** Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, физический факультет  
119899 Москва, Воробьевы горы, Российская Федерация  
Институт теоретической и экспериментальной биофизики РАН,  
142292 г. Пушкино, Московская обл., Российская Федерация  
Тел. (0967) 73-92-62  
E-mail: shnoll@pbc.iteb.serpukhov.su  
**Т.А. Зенченко, К.И. Зенченко, Э.В. Пожарский, В.А. Коломбет.**  
Институт теоретической и экспериментальной биофизики РАН,  
142292 г. Пушкино, Московская обл., Российская Федерация  
Тел. (0967) 70-56-30; 73-93-43  
E-mail: kolomber@geocities.com; pozharski@geocities.com;  
zenchenko@pbc.iteb.serpukhov.su  
**А.А. Конрадов.** Институт биохимической физики РАН,  
119777 Москва, ул. Косыгина 4, Российская Федерация  
Тел. (095) 938-21-72  
E-mail: ak@sky.chph.ras.ru

Статья поступила 27 сентября 1999 г.

### 1. Введение. О существе дела

Как часто бывает в полемике, разногласия лишь косвенно относятся к существу дела. Поэтому прежде чем перейти к детальному анализу критических замечаний, сформулируем еще раз основной предмет статьи [1].

Установлено следующее.

1. Тонкая структура распределений результатов синхронных измерений любых процессов в каждый данный отрезок времени с достаточно высокой вероятностью сходна. Это сходство проявляется и при расстояниях между лабораториями в сотни и тысячи километров. Сходство формы соответствующих гистограмм не может быть объяснено какими-либо артефактами ввиду независимости экспериментальных установок, а иногда и принципиального различия в методах измерений.

2. Форма гистограмм с высокой вероятностью повторяется в ближайших соседних интервалах времени (эффект "ближней зоны") и с периодами, равными 24 час, 27 сут и году.

3. Из утверждений 1 и 2 следует, что обсуждаемый феномен обусловлен космофизической причиной.

Авторам ясна экстравагантность этих выводов. Этим и обусловлена длительная всесторонняя проверка их достоверности.

### 2. Нет сомнений в подчинении радиоактивного распада статистике Пуассона

Наши критики обращают особое внимание на несоответствие распределений результатов на рис. 1 и рис. 2 в [1] распределению Пуассона. Это несоответствие может иметь множество объяснений (в том числе приведенные ими) и может, наверное, быть предметом отдельного исследования, но это не наш предмет. Обсуждаемый феномен не зависит от общей (генеральной) формы распределения, которому подчиняется тот или иной процесс.

Следует еще раз подчеркнуть: мы не подвергаем сомнению, что процесс радиоактивного распада в целом подчиняется распределению Пуассона, как другие изученные нами процессы — соответствующим им распределениям. Мы лишь обращаем внимание на то, что феномен, описанный в статье, не выявляется стандартными статистическими методами — он для них "невидим". Общепринятые статистические критерии сравнения выборок, или процедуры, основанные на оценке расстояний в каком-либо пространстве, нечувствительны к тонкой структуре распределений, поскольку предназначены для других целей.

По-видимому, мы сделали тактическую ошибку в статье [1], приведя рис. 1 и рис. 2 без должного акцента на этом обстоятельстве. Независимо от причин некоторого отклонения приведенных там распределений от распределения Пуассона не этим обусловлена тонкая структура соответствующих гистограмм. Как ясно, методические погрешности могут лишь размывать тонкую структуру распределений. При этом все основные закономерности проявляются и при строгом соответствии получаемых результатов распределению Пуассона. Иллюстрации этого приведены далее.

Таким образом, эти критические замечания не затрагивают существа нашего сообщения.

### 3. Методические подробности

Представленные выше выводы основаны на сравнении гистограмм, построенных по результатам многократ-

ных измерений хода во времени процессов разной природы. Однако основой нашей работы являются измерения в круглосуточном режиме на протяжении многих лет  $\alpha$ -активности препаратов  $^{239}\text{Pu}$ , неподвижно укрепленных на полупроводниковых детекторах. Этот выбор обусловлен заведомой независимостью радиоактивного распада от тривиальных причин и практическим отсутствием бета- и гамма-фона. Измерение  $\chi$  и  $s$  л а актов распада в логике 0, 1 облегчает задачу исключения возможных методических артефактов.

Изложим подробнее принятый нами способ построения и сравнения форм гистограмм.

**Построение гистограмм. Экспертная оценка сходства их форм.** На рисунке 1а представлен ряд данных, полученных нами в ходе регистрации  $\alpha$ -активности  $^{239}\text{Pu}$ . Распределение значений этого ряда не противоречит распределению Пуассона по критерию  $\chi^2$ . На рисунке 1 показана схема действий по обработке и анализу формы гистограмм.

Временной ряд данных разбивают на неперекрывающиеся отрезки равной длины, обычно 60–100 последовательных значений (рис. 1а).

Для каждого такого отрезка данных строят гистограмму — выборочное распределение значений; получается последовательность гистограмм (рис. 1б).

Для удобства последующего сравнения полученные гистограммы несколько раз сглаживают стандартным методом скользящего среднего (рис. 1в).

Полученный таким образом ряд гистограмм предлагается эксперту для выборки сходных пар (рис. 1г). Из представленного ряда эксперт вызывает на экран монитора две фигуры, и при наложении их друг на друга после растяжения или сжатия по горизонтальной оси (масштаб по оси абсцисс) или поворота вокруг вертикальной оси ("зеркальность") принимает решение, "сходны" или "не сходны". В случае первого решения данная пара гистограмм заносится программой в специальный "журнал". Для исключения предвзятости оценок сравнения производится при зашифрованных посредством генератора случайных чисел номерах гистограмм, так что эксперт не знает, как далеко друг от друга в ряду находятся эти гистограммы.

На рисунке 1д приведены примеры пар сходных по форме гистограмм. Видно, что гистограмма 2 зеркально сходна с гистограммами 3 и 4. Гистограмма 3 зеркально сходна с 7, 12, 19, гистограмма 9 — с 10 и 17 и т.д.

Для каждой из выбранных экспертом пары сходных гистограмм компьютер вычисляет разделяющий их временной интервал и строит распределение количества сходных гистограмм по времени между ними (рис. 1е). Видно, что вероятность сходства выше в ближайших соседях: 2 и 3; 3 и 4; 9 и 10; 14 и 15; 19 и 20. Здесь уже намечается эффект "ближней зоны", статистически достоверно проявляющийся на больших массивах гистограмм.

Следует отметить, что поскольку целью эксперта является установление подобия форм гистограмм, операции линейного растяжения, сдвига и поворота вокруг вертикальной оси совершенно законны. Это верно как для гистограмм различных процессов, так и для гистограмм одного процесса. В первом случае это вызвано необходимостью совмещения различных шкал, во втором — стохастичностью процессов, из-за чего отрезки

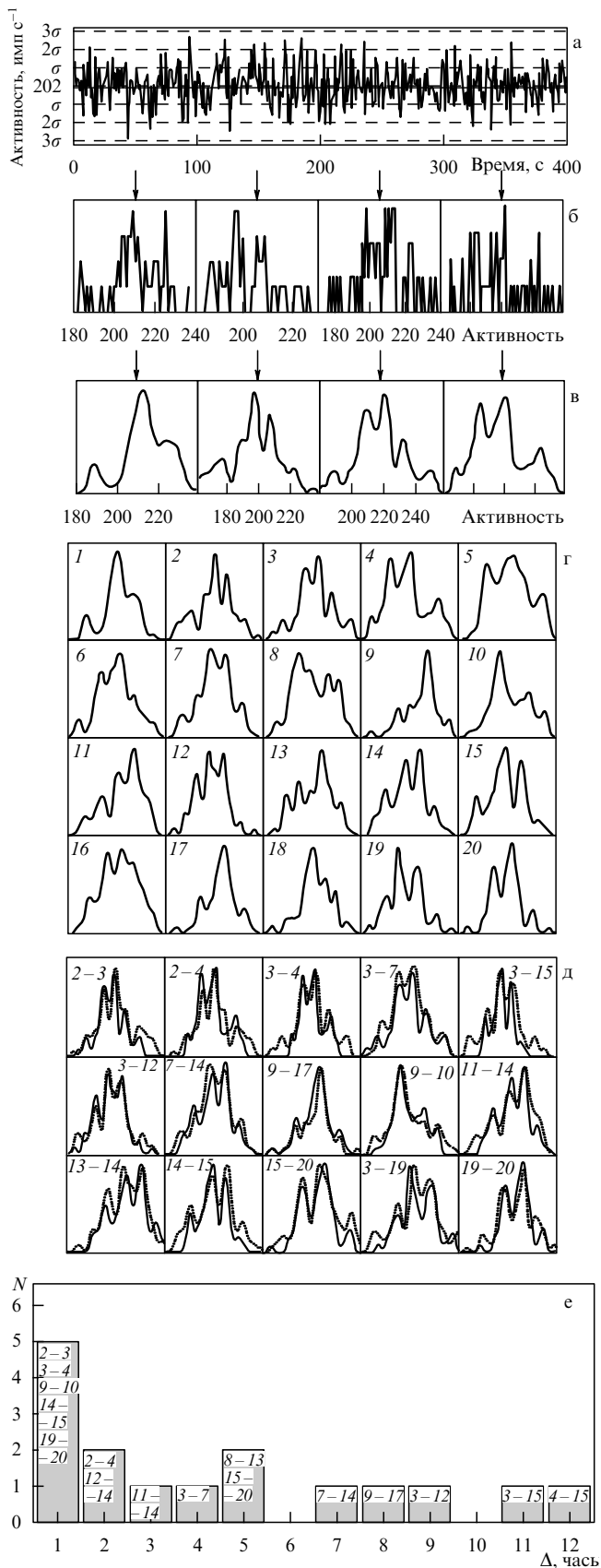


Рис. 1. Последовательность операций при обработке временных рядов данных, построении гистограмм и сравнении их формы.

временного ряда данных могут иметь разные средние амплитуды флуктуаций.

Наибольшие сомнения критиков вызывает экспертная (визуальная) оценка сходства гистограмм, однако она дает существенно более четкие результаты, чем компьютерные программы, основанные на вычислениях евклидова расстояния (сумма квадратов разностей), коэффициента корреляции, критерия  $\chi^2$ , критерия Колмогорова – Смирнова и других мер сходства. Это, на первый взгляд парадоксальное, обстоятельство объясняется тем, что при визуальной оценке эксперт пренебрегает незначительными для данной "идеи формы" мелкими количественными различиями сравниваемых фигур. Эту ситуацию иллюстрирует рис. 2, на котором приведены примеры пар гистограмм, сходных (а) и несходных (б) с точки зрения эксперта. Для каждой такой пары приведены значения двух статистических критериев сходства:

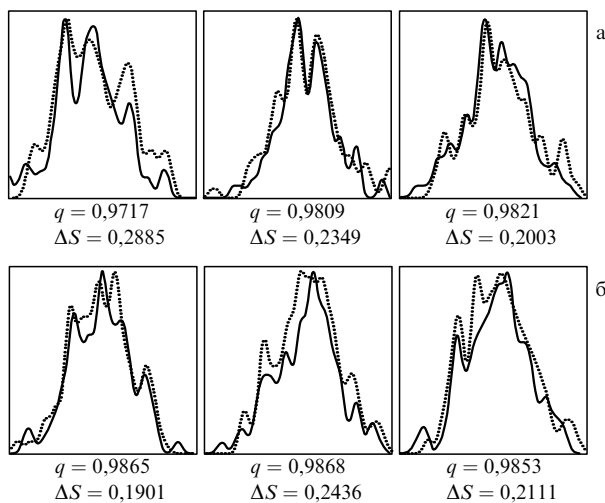
"косинуса угла" —

$$\max q = \frac{\sum_{i=1}^n X_i \cdot Y_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sum_{i=1}^n Y_i^2}};$$

нормированной площади разности —

$$\min \Delta S = \frac{2 \sum_{i=1}^n |X_i - Y_i|}{\sum_{i=1}^n |X_i| + \sum_{i=1}^n |Y_i|}.$$

Пары были предварительно оптимизированы по сдвигу и растяжению относительно первого критерия.



**Рис. 2.** Примеры пар гистограмм, сходных (а) и несходных (б) с точки зрения экспертной оценки. Для каждой пары, оптимизированной по сдвигу и растяжению, внизу указаны значения "косинуса угла"  $q$  и нормированная площадь разности  $\Delta S$ . Видно, что значения  $\Delta S$  и  $q$  не коррелируют с решением эксперта. Примеры гистограмм взяты из результатов измерения  $\alpha$ -активности  $^{239}\text{Pu}$ .

Легко видеть, что для сходных и очевидно несходных, с точки зрения экспертной оценки, гистограмм приведенные значения  $q$  и  $\Delta S$  практически не отличаются. Это означает, что подобных критериев недостаточно для замены экспертной оценки. Разработка адекватного критерия и соответствующего алгоритма автоматического сравнения гистограмм (в первую очередь ввиду трудоемкости такого сравнения) является, пожалуй, самой актуальной и непростой из наших задач. Дело в

том, что задача выбора сходных форм оказывается аналогичной задаче распознавания букв, написанных разными почерками. Такое распознавание легко осуществляется визуально, но оказывается невыполнимым для автоматического алгоритма распознавания без предварительного предъявления ему образцов букв данного почерка (обучения).

Свидетельством адекватности экспертного метода оценки является получение узких распределений зависимостей вероятности сходства формы гистограмм от величины интервала времени между ними в физических экспериментах и их полное отсутствие в контрольных опытах, где пуассоновский процесс моделировали генератором случайных чисел. В то же время (как было показано выше) стандартными статистическими методами оценки сходства форм гистограмм узкие распределения получить не удастся.

**Оценка достоверности распределений интервалов между сходными гистограммами.** При переборе пар гистограмм для сравнения похожести число возможных комбинаций зависит от расстояния между гистограммами. Например, если ряд из гистограмм имеет длину  $N$ , то на расстоянии 1 существует  $N - 1$  пар (каждая гистограмма со своей соседней), а на расстоянии  $N - 1$  — всего одна комбинация (первая с последней). Таким образом, число возможных комбинаций линейно убывает с ростом расстояния между гистограммами. После того как все комбинации перебраны и построено выборочное распределение расстояний, на которых встречаются похожие гистограммы, можно оценить достоверность отличия этого распределения от равномерного, т.е. оценить значимость имеющихся "пиков". Предположим, что для каждой пары гистограмм, находящихся на расстоянии  $r$  друг от друга, вероятность  $q$  оказаться похожими одна и та же независимо от значения  $r$ , т.е. пусть "нулевая" гипотеза состоит в предположении о равномерности распределения расстояний. Тогда для каждого расстояния  $r$  мы получаем свою биномиальную схему: с вероятностью  $q$  пара гистограмм попадает в число отобранных из общего числа  $N_0(r) = N - r$  возможных для этого расстояния комбинаций со средним  $qN_0(r)$  и дисперсией  $q(1 - q)N_0(r)$ . При уровне значимости  $P$  доверительный интервал для числа похожих пар  $m(r)$  на расстоянии  $r$  теперь определяется выражением

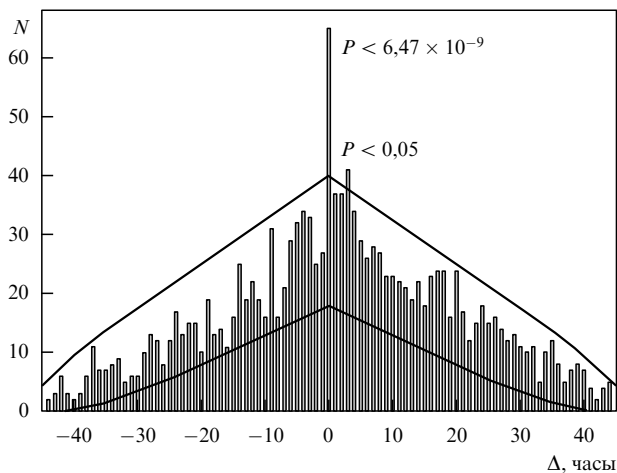
$$m(r) = qN_0(r) \mp \lambda(P) \sqrt{q(1 - q)N_0(r)}.$$

Аналогично решается и обратная задача. Если какое-либо значение частоты подозрительно на исключительность, подставляем его в функцию биномиального распределения с параметрами  $N_0(r)$  и  $q$  и находим вероятность того, что это может произойти случайно, т.е. оцениваем, с каким уровнем значимости наше подозрение подтверждается.

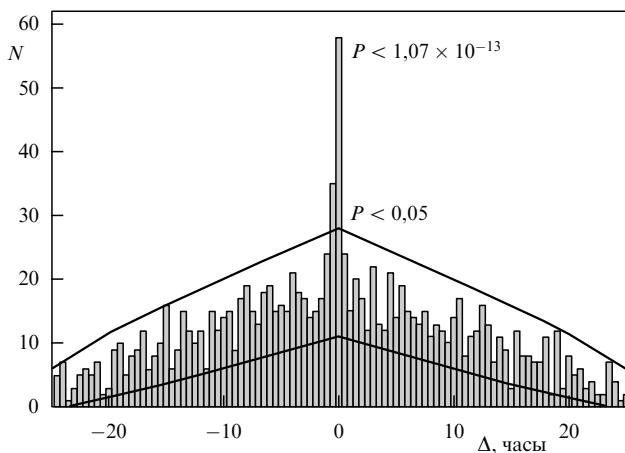
Этим подходом мы и пользовались как для расчета доверительной полосы распределения расстояний, так и для оценки вероятности случайного получения наблюдаемых "выдающихся" частот (рис. 3, 4).

#### 4. Иллюстрации основных эффектов

Целесообразно привести новые результаты, подтверждающие выводы о чрезвычайно высокой вероятности совпадения форм гистограмм, построенных по одно-



**Рис. 3.** Иллюстрация эффекта синхронности на примере изменения формы гистограмм, полученных при одновременных измерениях  $\alpha$ -активности  $^{239}\text{Pu}$  в Пушкино и  $\beta$ -активности  $^{137}\text{Cs}$  в Дубне. Приведена зависимость числа сходных пар гистограмм  $N$  от интервала времени между сравниваемыми гистограммами. Линиями ограничен доверительный интервал в предположении случайного распределения сходных форм. Рядом с максимальным пиком (он соответствует синхронному появлению гистограмм в паре) указана вероятность его случайного возникновения.



**Рис. 4.** Еще один пример эффекта синхронности изменения формы гистограмм в различных процессах на больших расстояниях. В данном случае сравнивали формы гистограмм, построенных по синхронным измерениям  $\alpha$ -активности  $^{239}\text{Pu}$  в Пушкино и интенсивности потока нейтронов из земной коры в Москве.

временным измерениям скоростей различных процессов, изучаемых в удаленных лабораториях.

Эти результаты представлены на рис. 3 и 4.

На рисунке 3 представлено распределение интервалов между сходными гистограммами, построенными по: а) результатам измерений, начиная с 14 ч 00 мин 03.01.99, посредством счетчика сцинтилляций скорости  $\beta$ -распада препарата  $^{137}\text{Cs}$  (Объединенный институт ядерных исследований, г. Дубна), любезно предоставленным нам авторами [3]; б) синхронным измерениям  $\alpha$ -распада  $^{239}\text{Pu}$  в г. Пушкино нашими обычными методами [5–8]. При измерениях в [3] были предприняты необходимые меры для стабилизации напряжения, температуры и режима дискриминации импульсов. Длительность одного измерения составляла 1 мин, гистограммы были построены по 60 точкам (за 1 ч).

Как и обычно методом сравнения "всех со всеми", при зашифрованных номерах гистограмм были отобраны пары сходных по форме гистограмм и построено распределение встречаемости таких пар по интервалу времени между ними. Было проанализировано 9 синхронных массивов по 48 часовых гистограмм в каждом, т.е. произведено  $48^2 \times 9 = 20736$  сравнений. Из них отобрано 1454 сходных пары, что составляет 7% от числа сравнений. При этом из 432 ( $48 \times 9$ ) синхронных пар сходными оказались 64, что составляет 14,8%. Вероятность того, что такое количество похожих синхронных пар возникло случайно, составляет менее  $10^{-8}$ .

На рисунке 4 представлены аналогичные результаты, полученные при сравнении гистограмм, построенных по: а) результатам измерений интенсивности потока нейтронов, рождающихся под действием  $\alpha$ -частиц естественных радиоактивных элементов в земной коре (Научно-исследовательский институт ядерной физики МГУ, Москва), любезно предоставленным нам авторами [4]; б) синхронным измерениям  $\alpha$ -распада  $^{239}\text{Pu}$  в г. Пушкино нашими обычными методами [5–8]. Измерительная система нейтронного монитора представляла собой ряд датчиков, расположенных горизонтально в один слой без экранов, так что регистрировались потоки нейтронов со всех сторон [4].

Гистограммы в этом случае строили по 30 результатам измерений (за 30 мин). Было проанализировано 4 синхронных массива по 60 гистограмм в каждом, т.е. произведено  $60^2 \times 4 = 14400$  сравнений. Из них сходными оказались 1192 пары, что составляет 8,3%. Количество синхронных пар в этом случае — 240, из них сходными по форме оказались 58, что составляет 24%. Вероятность случайной реализации такого экстремума составляет менее чем  $10^{-12}$ .

И в этом опыте показана вполне достоверная синхронность изменения тонкой структуры распределений результатов измерений процессов разной природы при использовании различных методов, а также при больших расстояниях между лабораториями.

Из рисунков 3 и 4 видно, что в Дубне, Москве и Пушкино тонкая структура распределений результатов измерений процессов разной природы с использованием различных методов (при расстоянии между лабораториями 100–200 км) изменяется синхронно.

Эти результаты могут служить достаточной иллюстрацией адекватности применяемых визуальных методов сравнения гистограмм и достоверности существования описанного феномена.

## 5. "Космофизические периоды"

Важнейшим свидетельством космофизической обусловленности обсуждаемого феномена является наличие характерных периодов в распределении временных интервалов между гистограммами сходных форм. Отсутствие эффектов синхронности, "ближней зоны" и 24-часового периода (как ясно из сказанного выше) — неизбежное следствие непригодности применяемых авторами [2] стандартных методов для сравнения гистограмм.

Отмеченное в [2] отсутствие экстремума на 48 ч на рис. 6 в [1] можно объяснить нетранзитивностью сходства форм гистограмм. Пусть в ряду гистограмм  $A, B, C$ , разделенных между собой интервалами в 24 ч,  $A$  похожа на  $B$ , а  $B$  похожа на  $C$ . Из этого совсем не обязательно

следует утверждение, что  $A$  и  $C$  похожи, т.е. периода в 48 ч вполне может не быть.  $A$  может и быть — см. рис. 5, на котором приведено распределение, построенное по результатам измерений  $\alpha$ -активности  $^{239}\text{Pu}$  в г. Пущино в январе 1998 г. Здесь видно увеличение вероятности повторной реализации гистограмм данной формы не только на 48 ч, но и на 72 ч. Аналогичные результаты были опубликованы нами несколько лет назад [7].

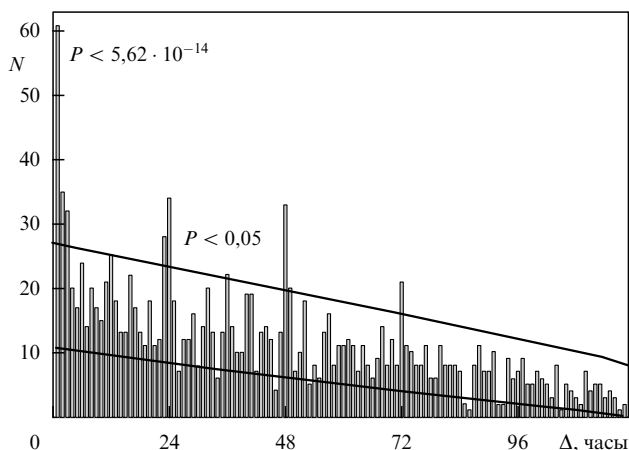


Рис. 5. Иллюстрация эффектов "ближней зоны" и 24-часовой периодичности на примере сравнения гистограмм, построенных по измерениям  $\alpha$ -активности  $^{239}\text{Pu}$  в Пущино. Видно, что помимо возрастания вероятности сходства для ближайших соседей, есть также достоверное возрастание вероятности для интервалов времени в 24 ч, 48 ч и даже в 72 ч.

## 6. Обсуждение. Гипотезы

В статье [1], как и в ряде статей предыдущих лет, мы считали своей задачей лишь доказательство "теоремы существования". Мы полагаем эту теорему доказанной. Анализ критических замечаний укрепил эту уверенность. Все сказанное свидетельствует о реальности весьма странного явления, для объяснения природы которого, возможно, придется делать не менее экстравагантные допущения. Некоторые из них приведены в [1, 5–9].

Нам представляется необходимым отметить работу Л.А. Блюменфельда, предложившего объяснение независимости наблюдаемых закономерностей от диапазона величин изменения энергии в разных процессах (например, в  $\alpha$ -распаде и химической реакции) [10]. Л.А. Блюменфельд, в частности, полагает, что речь идет о влияниях низкочастотных электромагнитных полей на переходные комплексы, состояния которых не зависят от глубины "потенциальной ямы".

В настоящей статье мы ограничиваемся лишь повторной констатацией того, что синхронные изменения тонкой структуры гистограмм в независимых процессах, в том числе при расстояниях в сотни и тысячи километров, и периоды повторного появления гистограмм данной формы, равные 24 ч, 27 сут и году, — свидетельства глобального масштаба изучаемого явления.

Эти закономерности могут быть следствием неоднородности нашего мира. Земля при вращении вокруг своей оси экспонирует находящиеся на ее поверхности объекты к разным точкам неоднородной Вселенной и прежде всего к Солнцу. Это дает периоды повторного появления гистограмм данной формы, равные 24 ч. Вращение Солнца вокруг своей оси может аналогичным образом

быть причиной периодов продолжительностью 25–29 сут. Наконец, движение Земли по околоземной орбите естественно приводит к периоду в 365 сут.

Из этой гипотезы следуют и планы наших дальнейших исследований, в которых мы призываем принять участие представителей других лабораторий. Мы полагаем необходимым создание глобальной сети мониторинга макроскопических флуктуаций — размещение в разных географических пунктах непрерывно работающих счетчиков радиоактивности с передачей накапливаемых результатов измерений в единый компьютерный банк (архив) данных. Не менее продуктивным может быть проведение такого мониторинга на околоземных спутниках (когда можно было бы ожидать период повторного появления гистограмм данной формы, равный периоду оборота спутника вокруг Земли). Ясно, что ввиду многократного увеличения подлежащих обработке результатов измерений реальной эта программа может стать при условии создания компьютерных автоматизированных методов сравнения формы гистограмм. Мы не теряем надежды на успех в этом трудном деле.

Мы благодарны Б.М. Владимирскому, Л.А. Блюменфельду и М.В. Федорову за ценные обсуждения и Ю.А. Баурову, В.Ф. Кушнирюку, Ю.Г. Соболеву и Б.М. Кузевскому за предоставление результатов проведенных ими измерений и обсуждения. Мы признательны Т.Ф. Петерсону за финансовую поддержку. Работа была поддержана также грантом РФФИ 96-15-97853.

## P.S. Примечание при корректуре

Прочитав все замечания и комментарии, мы можем отметить, что оппоненты в некотором смысле "идут по кругу", задавая вопросы, на которые уже даны ответы. Так, в п. 3 "Примечания при корректуре" А.В. Дербин с соавторами сообщают, что распределение числа сходных гистограмм в нашей работе отличается от биномиального, хотя, как должно быть ясно из нашего изложения, оно и не может быть биномиальным, так как биномиальная схема применяется у нас к каждому расстоянию отдельно. В п. 4 наши оппоненты обнаруживают, что повторные максимумы распределений на 24 ч и на 48 ч могут быть, а могут и не быть, о чем и говорилось в нашем тексте ранее, и т.п. Кстати, на рисунках А.В. Дербина с соавторами хорошо видна тонкая структура дискретных распределений.

Нам представляется, что содержательное обсуждение тем самым само собой завершается. Мы выражаем всем его участникам глубокую благодарность за проявленный интерес и предоставленную нам возможность еще раз обратиться к обсуждению феномена макроскопических флуктуаций.

## Список литературы

1. Шноль С Э и др. *УФН* **168** 1129 (1998)
2. Дербин А В и др. *УФН* **170** 209 (2000)
3. Baurov Yu A et al., in *Heavy Ion Physics* E7-97-206 (1995–1996) p. 354
4. Беляева Е А и др., в кн. *Труды 2 всерос. конф. "Физическая экология"* Т. 4 (1999) с. 89
5. Шноль С Э и др. *Биофизика* **34** 711 (1989)
6. Шноль С Э и др. *Биофизика* **37** 467 (1992)
7. Шноль С Э *Биофизика* **40** 865 (1995)
8. Шноль С Э и др. *Биофизика* **43** 909 (1998)
9. Зенченко Т А и др. *Росс. хим. журн.* **43** (2) 3 (1999)
10. Блюменфельд Л А *Росс. хим. журн.* **43** (2) 7 (1999)