

## **Связь тангенса угла наклона линии регрессии графа сердечного ритма с периодической и нелинейной динамикой ритма сердца на коротких стационарных отрезках.**

**В. А. Машин**

*Нововоронежский учебно-тренировочный центр подготовки специалистов для АЭС, г. Нововоронеж*

### **Резюме**

Исследована связь тангенса угла наклона линии регрессии графа сердечного ритма ( $b_1$ ) с периодической (линейной) и нелинейной динамикой ритма сердца на коротких (256 значений) стационарных отрезках. Для оценки нелинейной динамики был использован показатель, производный от корреляционной размерности, который позволил оценить уровень хаотических процессов на коротких временных рядах. Согласно результатам исследований динамику сердечного ритма на коротких стационарных отрезках можно представить как совокупность линейных (периодических) и нелинейных (стохастических) процессов. Показана связь  $b_1$  как с линейной, так и с нелинейной динамикой сердечного ритма. Предложены формулы для расчета абсолютного и относительного (к амплитуде периодических колебаний) уровня шума в динамике сердечного ритма на коротких стационарных отрезках. Выполнен сравнительный анализ стохастической нелинейной динамики для различных функциональных состояний и проб. Было установлено, что рост относительного уровня шума в динамике сердечного ритма при повышении частоты дыхания обусловлено не только снижением амплитуды дыхательных волн, но и ростом амплитуды самого шума. Снижение абсолютного уровня шума было получено при невротическом возбуждении, в состоянии утомления и, особенно, при психическом напряжении. Для состояния покоя было характерно преобладание нелинейных (стохастических) процессов над линейными (периодические колебания).

*Ключевые слова:* нелинейная динамика сердечного ритма, стохастические процессы, корреляционная размерность, граф сердечного ритма, функциональные состояния.

## **The Relationship of the Slope of the Heart Rate Graph Regression with Linear and Nonlinear Heart Rate Dynamics in Stationary Short-time Series**

**V. A. Mashin**

Biophysics, 2006, Vol. 51, No. 3, pp. 471–479.

*Novovoronezh Training Center for Nuclear Power Station Personnel, Novovoronezh, Voronezh Region, 396072 Russia  
e-mail: utc@yml.ru*

**Abstract** - The relationship of the slope of the heart rate graph regression curve ( $b_1$ ) with periodic (linear) and nonlinear heart rate dynamics has been studied in stationary short-time series (256 points). For estimating nonlinear dynamics, a parameter derived from correlation dimension has been used, which has made it possible to estimate chaotic processes in short-time series. According to the results of the study, the heart rate dynamics in short-time series may be represented as a sum of linear (periodic) and nonlinear (stochastic) processes. The relationships of  $b_1$  with both the linear and the nonlinear heart rate dynamics have been demonstrated. Equations for calculating the absolute and relative (to the periodic oscillation amplitude) noises in the heart rate dynamics in short-time series are proposed. Stochastic nonlinear dynamics in different physiological states of humans have been compared. It has been found that the increase in the relative noise intensity in the heart rate dynamics with an increase in respiration rate is determined not only by the decrease in the amplitude of respiratory waves, but also by an increase in the amplitude of the noise itself. The absolute noise intensity is decreased in the states of neurotic excitement, fatigue, and, especially, mental stress. In the state of rest, nonlinear (stochastic) processes dominate over linear (periodic) ones.

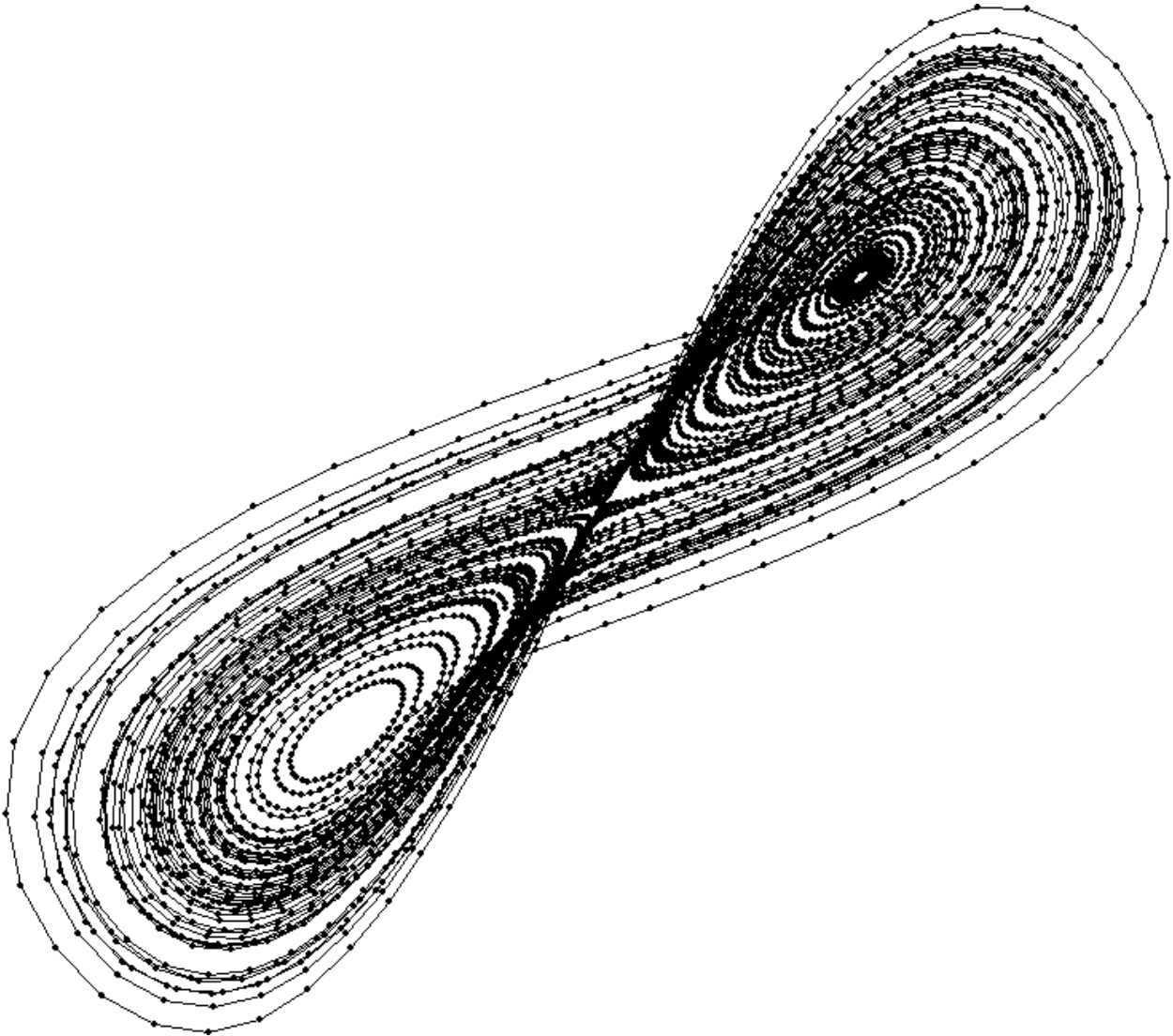
При построении классификации функциональных состояний человека на основе трехфакторной модели вариабельности ритма сердца [1], нами был использован тангенс угла наклона линии регрессии графа сердечного ритма ( $b_1$ ). При этом было выдвинуто предположение, что показатель  $b_1$ , имеющий положительную корреляционную связь с периодом колебаний ритма сердца, может также служить индикатором неопределенности, хаотичности динамики сердечного ритма. Результаты исследований, направленных на проверку данной гипотезы, и составили содержание представленной статьи.

В своих исследованиях мы рассматривали сердечный ритм как сложную динамическую систему, имеющую на коротких стационарных отрезках (объем выборки 256 значений) линейную (представленную колебаниями разной частоты) и нелинейную динамику процессов. В нелинейной динамике выделяют хаотические и стохастические процессы. Для первых, если абсолютно точно известны начальные условия, можно определить положение объекта в любой момент времени с помощью математической модели. Отсюда их название – "системы с детерминированным хаосом" или, кратко, "хаотические системы". Они обладают высокой чувствительностью к заданию начальных условий, которые как в физических экспериментах, так и при компьютерном моделировании можно задать лишь с конечной точностью. Вследствие чего предсказать поведение хаотических систем на длительное время невозможно. Чтобы изобразить ход процесса, состояние динамической системы и степень ее организованности, используют фазовое пространство. Координатами этого многомерного пространства служат переменные состояния динамической системы, или компоненты вектора состояния (например, координаты тела и его скорость). Состояние системы изображается точкой в фазовом пространстве, а изменение состояния во времени движением точки вдоль линии, называемой фазовой траекторией. Множество точек или подпространство в фазовом пространстве, к которому приближаются (притягиваются) фазовые траектории системы после затухания переходных процессов называется аттрактором (от английского to attract – притягивать). Для линейной динамики равновесному состоянию в фазовом пространстве соответствует аттрактор в виде точки (предельная стабилизация ритма сердца: вариабельность сердечного ритма отсутствует или минимальна), а периодическому движению (или предельному циклу) – замкнутые фазовые кривые (наблюдаются в графах сердечного ритма при выполнении контролируемых дыхательных проб с заданной частотой [2]). В фазовом пространстве хаотических систем точки никогда не повторяются и траектории никогда не пересекаются друг с другом. Однако как точки, так и траектории остаются внутри некоторой области в фазовом пространстве - аттракторе. Такие аттракторы получили название странных (или хаотических). В трехмерном фазовом пространстве странный аттрактор выглядит как набор бесконечного числа слоев или параллельных плоскостей, причем расстояние между некоторыми из них приближается к бесконечно малому [3]. Одной из основных характеристик странного аттрактора является чувствительность его траекторий по отношению к начальным данным. Это

означает, что две траектории, близкие друг к другу в фазовом пространстве в некоторый начальный момент времени, экспоненциально расходятся за малое среднее время. Вместе с тем, любой аттрактор имеет граничные размеры, поэтому экспоненциальная расходимость двух траекторий не может продолжаться бесконечно. Рано или поздно орбиты вновь сойдутся и пройдут рядом друг с другом или даже совпадут, хотя последнее очень маловероятно (совпадение траекторий является правилом поведения для линейных динамических систем). Экспоненциальную расходимость-сходимость (говорят также вытягивание и складывание соответственно) фазовых траекторий системы можно оценить с помощью показателей Ляпунова. Для идентификации нелинейных динамических процессов необходимо вычислить только наибольший показатель Ляпунова ( $\lambda_1$ ), который говорит, расходятся ли ( $\lambda_1 > 0$ , движение неустойчиво) или сходятся ( $\lambda_1 < 0$ , движение устойчиво, регулярно) в среднем соседние фазовый траектории [3]. Если в первом случае движение динамической системы ограничено какой-то областью фазового пространства (аттрактором), то движение хаотично (мы имеем дело с детерминированным хаосом), если оно заполняет всю область фазового пространства, то мы имеем дело со стохастическим процессом. Другим количественным показателем аттракторов служит фрактальная размерность ( $D$ ) – количественная характеристика множества точек в фазовом пространстве, показывающая, насколько плотно точки заполняют подпространство, когда их число становится большим [3]. Для линейных процессов фрактальная размерность аттракторов имеет целочисленные значения, для странных аттракторов – дробные. Фрактальную размерность можно оценить с помощью показателя корреляционной размерности ( $D_2$ ): при равновесном состоянии  $D_2 = 0$ , при периодическом движении  $D_2 = 1$ . Пример корреляционной размерности для странных аттракторов: отображение Хенона  $D_2 = 1.21$ , система Лоренца  $D_2 = 2.05$  [4]. Для определения корреляционной размерности непрерывная траектория дискретизируется – заменяется множеством из  $N$  точек  $\{X_i\}$  в фазовом пространстве. Затем вычисляется корреляционный интеграл  $C(r)$  – вероятность того, что расстояние между парами точек  $|X_i - X_j|$  в фазовом пространстве менее расстояния  $r$ . При малых  $r$  корреляционный интеграл возрастает с увеличением  $r$  по степенному закону. Корреляционная размерность является показателем соответствующей степени, которую можно вычислить по наклону прямой на графике ( $\log C, \log r$ ).

Описанный выше метод оценки фрактальной размерности предполагает известность размерности фазового пространства (количества переменных, необходимых для определения состояния системы) и возможность измерения всех переменных состояния, что редко достижимо в реальных экспериментальных условиях, когда удается проследить и измерить временную эволюцию только одной переменной состояния. Решение этой проблемы было предложено Такенсом [5] и развито в работах Грассбергера и Прокачи [4]. Главная идея заключалась в следующем [3]. Не зная размерности фазового пространства, мы не можем знать, сколько

переменных  $(x(t), y(t), z(t), \dots)$  подлежит измерению. Вместо этого строится псевдофазовое пространство (или пространство вложения), используя значения какой-нибудь одной переменной, взятые со сдвигом по времени, например  $(x(t), x(t+T), x(t+2T), \dots)$ .

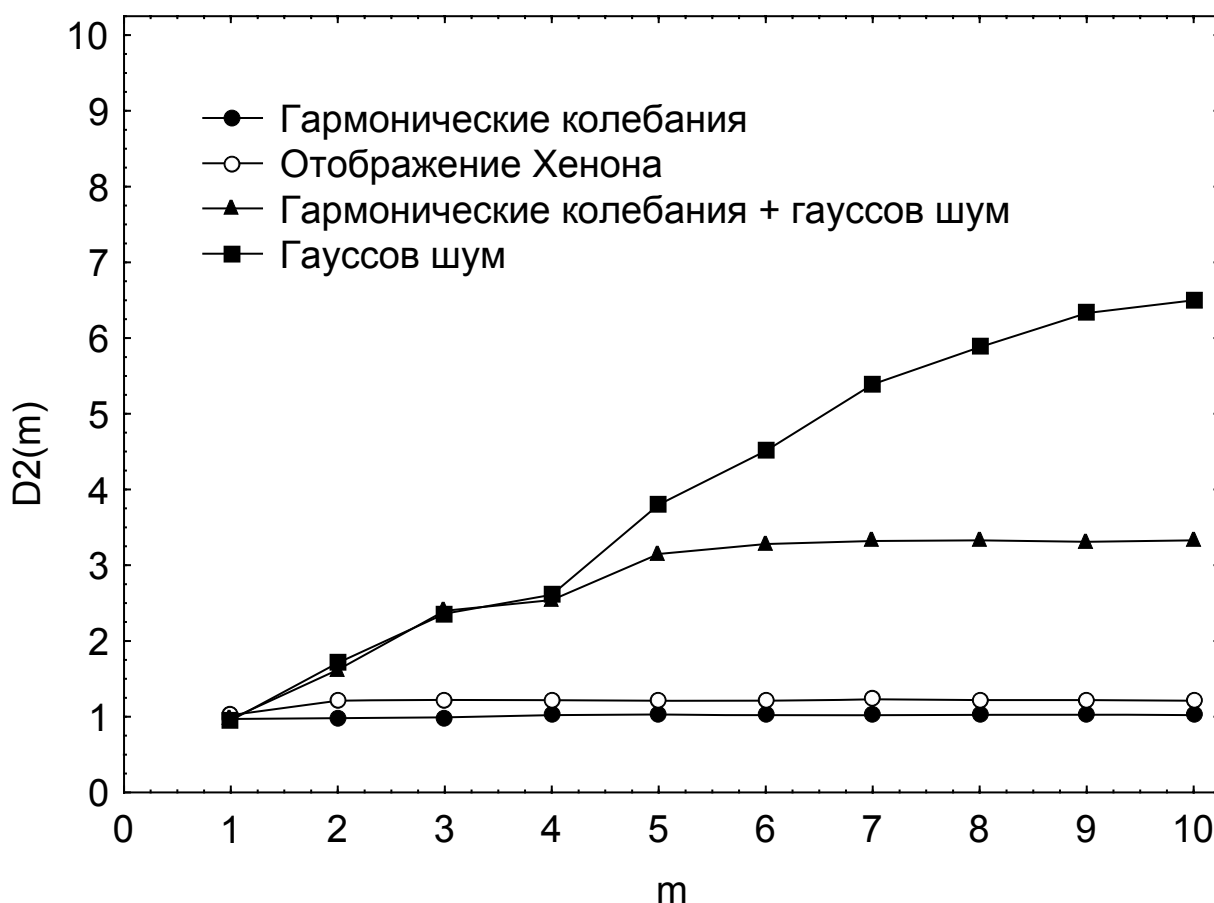


**Рисунок 1.** Компьютерное моделирование странного аттрактора системы Лоренца по одной переменной в двухмерном псевдофазовом пространстве вложения  $(x(t), x(t+5))$ .

На рис. 1 представлен пример компьютерного моделирования странного аттрактора системы Лоренца по одной переменной в двухмерном псевдофазовом пространстве вложения. Чтобы определить корреляционную размерность, мы строим по выборочному измерению  $x(t)$  пространство вложения все более высокой размерности ( $m$ ), пока показатель  $D_2(m)$  не достигнет своего асимптотического значения ("насыщения"), которое принимают равным  $D_2$ .

На рис. 2 приведены графики корреляционной размерности  $D_2(m)$  как функции размерности псевдофазового пространства вложения ( $m$ ) для различных моделей временного ряда. Как и ожидалось, для гармонических колебаний (периодическое движение) значение корреляционной размерности, полученное с помощью построения псевдофазового пространства

вложения, равно 1.0, для странного аттрактора (отображение Хенона, детерминированный хаос)  $D_2 = 1.21$ . При моделировании Гауссова шума (стохастический процесс), увеличение размерности пространства вложения не приводит к "насыщению" показателя корреляционной размерности (рис. 2). Подобные результаты получены в многочисленных исследованиях [6,7,8,9]. Это объясняется тем, что стохастическая система (случайный шум) описывается (теоретически) бесконечно большим числом независимых переменных, и увеличение размерности пространства вложения ( $m$ ) приводит в этом случае к монотонному росту показателя  $D_2(m)$ . При анализе реальных временных рядов такая картина может свидетельствовать как в пользу стохастического процесса, так и в пользу того, что состояние системы определяется большим числом параметров. Для получения более определенного вывода в этом случае необходимо использовать временные ряды большой длины. Добавление шума к гармоническим колебаниям приводит к повышению графика корреляционной размерности, но при этом эффект "насыщения"  $D_2(m)$  с увеличением псевдофазового пространства вложения сохраняется (рис. 2). Данная закономерность подробно проанализирована в исследовании [9].



**Рисунок 2.** Графики корреляционной размерности  $D_2(m)$  как функции размерности псевдофазового пространства вложения ( $m$ ) для различных моделей временного ряда.



**Рисунок 3.** Графики корреляционной размерности  $D_2(m)$  как функции размерности псевдофазового пространства вложения ( $m$ ) временного ряда сердечного ритма при различных функциональных состояниях.

В наших исследованиях динамики сердечного ритма на использование показателя корреляционной размерности накладывается существенное ограничение – слишком малый объем временного ряда (256 значений) для оценки  $D_2$ . Согласно работе [10] для расчета  $D_2$  методом псевдофазового пространства вложения объем временного ряда должен быть  $\geq 10^{2+0.4 \cdot D}$ , где  $D$  – фрактальная размерность аттрактора. Наличие шума в сердечном ритме приводит к возрастанию фрактальной размерности аттрактора и, следовательно, объема временного ряда, который требуется для точной оценки корреляционной размерности. В тоже время предварительные исследования показали, что различные функциональные состояния человека характеризуются различным отклонением графика значений корреляционной размерности  $D_2(m)$  как функции размерности псевдофазового пространства вложения ( $m$ ) от диагонали ( $m, m$ ). Например, чем более расслаблен обследуемый, тем больше график корреляционной размерности приближается к диагонали (рис. 3, Норма – спокойное состояние). В состоянии невротического возбуждения регистрируется рост отклонения графика корреляционной размерности от диагонали (рис. 3, Невротическое возбуждение). Проанализировав предварительные данные, мы решили воспользоваться для определения уровня стохастического процесса в динамике сердечного ритма

показателем средней суммы квадратов отклонения графика значений корреляционной размерности  $D_2(m)$  как функции размерности псевдофазового пространства вложения ( $m$ ) от диагонали ( $m, m$ ):  $sD_2 = \Sigma[D_2(m) - m]^2/N \{1\}$ , где  $N$  – максимальная размерность вложения, используемая для оценки  $D_2$ .

Если наша гипотеза верна и показатель  $b_1$  отражает степень хаотичности (неопределенности) сердечного ритма, тогда между  $b_1$  и  $sD_2$  должна существовать положительная связь. Но для проверки нашей гипотезы предварительно мы должны были выяснить, возможно ли с помощью показателя  $sD_2$  оценить уровень шума (стохастического процесса) в динамике сердечного ритма на коротких стационарных отрезках.

### Методика

В исследовании были использованы данные регистрации сердечного ритма, полученные в процессе обследований персонала АЭС в лаборатории психофизиологического обеспечения Нововоронежского учебно-тренировочного центра подготовки специалистов для АЭС (ЛПФО НВУТЦ). Запись QRS-комплексов нормальных синусовых кардиоциклов электрокардиограммы (ЭКГ) и последующее выделение из них R-R интервалов (в миллисекундах) производилась с помощью 3-х канальных программно-аппаратурных комплексов "RITMON-1" и «Варикард-1.51» (частота дискретизации 500 Гц). Хранение, редактирование R-R интервалов (коррекция артефактов, экстрасистол на ритмограмме) и расчет показателей variability сердечного ритма (BCP) производились с применением компьютерной программы "MABP.DBBase-HRV", разработанной в ЛПФО НВУТЦ. В анализе использовались усредненные показатели обработки "скользящих" стационарных выборок объемом 256 R-R интервалов и шагом 10 R-R интервалов. Для проверки выборок на стационарность применялся непараметрический метод Вьялда-Вольфовитца [11]. Статистический анализ был выполнен с помощью пакета программ "Statistica for Windows 6.0".

По результатам обследований была сформирована референтная группа (RG) из 231 человека (мужчины, средний возраст - 34.02 лет, стандартное отклонение (SD) - 7.79 лет), у которых отсутствовали нарушения здоровья и данные отвечали требованию стационарности. Регистрация сердечного ритма производилась в положении сидя в утренние часы (продолжительность регистрации 10 мин). Дополнительно по материалам обследований в ЛПФО НВУТЦ были сформированы 4 «функциональные» группы (мужчины, 32 человека в каждой группе): FG1 – норма (возраст - 32.11, SD - 5.79); FG2 – психическое напряжение при выполнении теста на внимание (возраст - 28.43, SD - 4.82); FG3 – невротическое возбуждение в процессе ожидания начала теста на внимание (возраст - 35.22, SD - 7.55), FG4 – утомление, снижение функциональных резервов (возраст - 31.11, SD - 6.81). Регистрация сердечного ритма производилась в положении сидя в утренние часы. Продолжительность регистрации для групп

FG1, FG4 (в состоянии покоя) и FG3 (в состоянии ожидания выполнения психологического теста) составила 10 мин, для FG2 (в процессе выполнения психологического теста) зависела от времени выполнения. В качестве психологической нагрузки использовалось третье задание (на переключение внимания) теста Шульте-Горбова [12] (компьютерный вариант данной методики был специально разработан в ЛПФО НВУТЦ). Для FG3 характерным были повышение шкал невротизации по тесту ММРІ (вариант Ф.Б.Березина), трудности следовать инструкции сидеть спокойно, не двигаться перед выполнением методики Шульте-Горбова, общее возбуждение и дезорганизация в процессе психофизиологического обследования. Астеническая симптоматика (FG4) диагностировалась в случае снижения продуктивности, ухудшения памяти и внимания при выполнении тестовых заданий в ходе психофизиологического обследования, а также при жалобах обследуемых на повышенную утомляемость. К норме (FG1) были отнесены все те обследуемые, у которых отсутствовала невротическая или астеническая симптоматика.

Также были сформированы две группы по результатам проб на контролируемое дыхание. В первую (CBG1) вошли данные проб, выполненных в ЛПФО НВУТЦ. Пробы проводились в утренние часы, в спокойном состоянии в положении сидя. В них участвовали 58 мужчин (возраст - 32.43, SD - 4.51), которые в течение 5 минут равномерно дышали с частотой 0.1 Гц (частота дыхания контролировалась по секундомеру). Во вторую группу (CBG2) были включены данные 7 добровольцев (PhysioBank Archives), которые в положении лежа в течение 10 минут дышали под метроном с частотой 0.25 Гц (<http://www.physionet.org/physiobank/database/meditation/data/metron/>). Отобранные данные отвечали требованию стационарности и содержали отчетливый спектральный пик с частотой контролируемого дыхания.

Специально для анализа нелинейной динамики сердечного ритма в ЛПФО НВУТЦ была разработана компьютерная программы "MABP-Chaos", которая позволяет моделировать широкий спектр линейных и нелинейных процессов и рассчитывать показатели как для модельных данных, так и для реальных временных рядов сердечного ритма. Для расчета корреляционного интеграла (задержка = 1, размер окна = 80) использовался алгоритм, предложенный М.Т. Rosenstein (<http://www.physionet.org/physiotools/lyapunov/l1d2/l1d2.c>). Корреляционная размерность вычислялась как средний наклон графика ( $\log C$ ,  $\log r$ ). Дополнительно по алгоритму М.Т. Rosenstein рассчитывался показатель наибольшей экспоненты Ляпунова ( $\lambda_1$ ). В работе [13] представлено детальное обоснование применение указанного алгоритма для оценивания  $\lambda_1$  на коротких временных рядах. Показатель  $sD_2$  определялся по формуле {1},  $N=10$ .

Из показателей ВСП в исследовании использовались SDNN – стандартное отклонение нормальных (N-N) интервалов (N-N – R-R интервалы между комплексами QRS нормальных синусовых кардиоциклов, без артефактов и экстрасистол), а также  $b_1$  - тангенс угла наклона линии регрессии графа сердечного ритма ( $N-N_n$ ,  $N-N_{n+1}$ ) [1]. Граф сердечного ритма представляет собой



пример двумерного псевдофазового пространства вложения, построенного для временного ряда N-N интервалов.

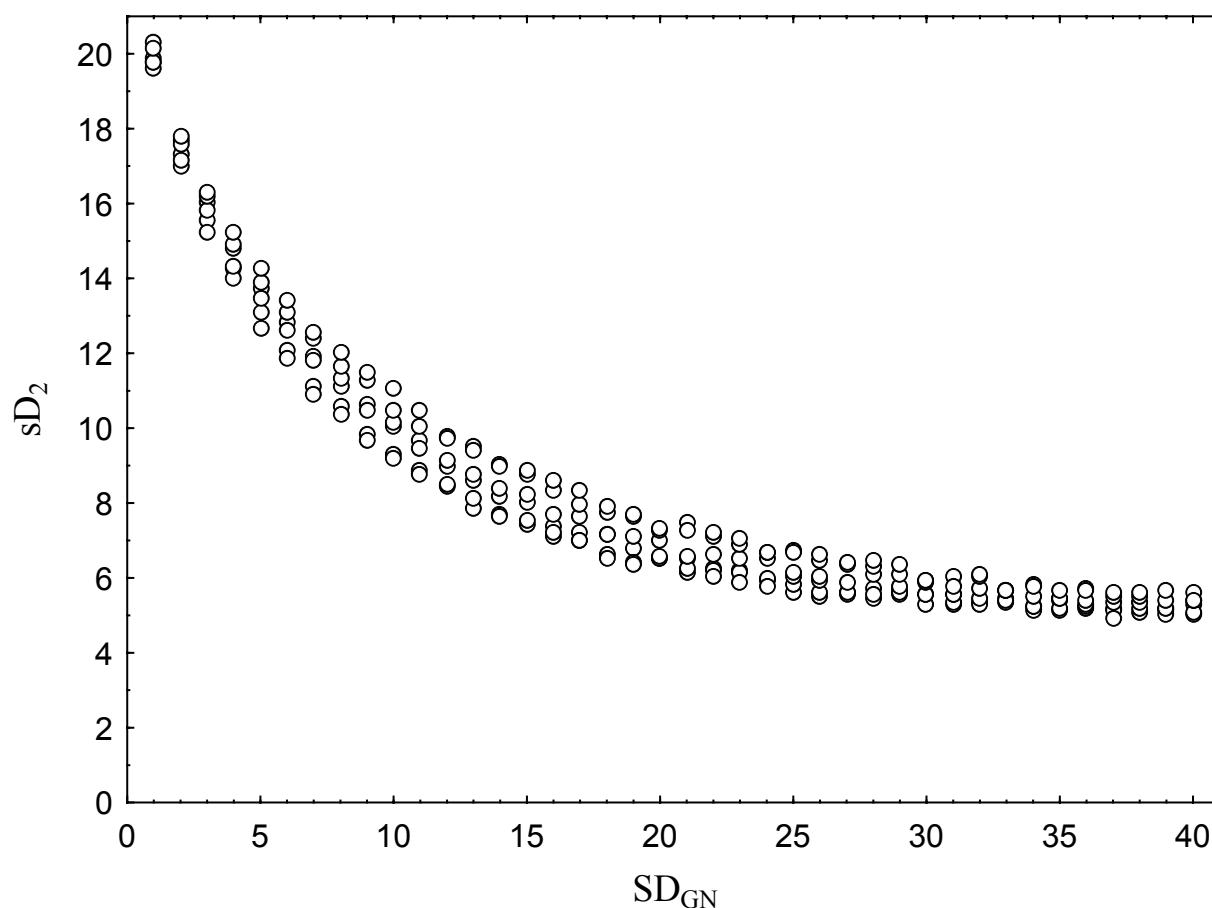
В своей работе мы использовали модель наложения "гауссова шума" на гармонические колебания (обоснование использования "гауссова шума" для оценки нелинейной динамики сердечного ритма представлено в работе [14]). Гармонические колебания с наложением шума моделировались по формуле:  $A_m \times \cos(2 \times \pi \times f) + A_m \times \sin(2 \times \pi \times f) + M + \text{RandG}(0, SD_{GN})$ , где  $A_m$  – амплитуда волн,  $f$  – частота колебаний,  $M$  – среднее значение,  $\text{RandG}$  - функция из набора пакета Delphi-5 для порождения «гауссова шума» (0 - среднее значение,  $SD_{GN}$  - стандартное отклонение). Период гармонических колебаний ( $1/f$ ) изменялся в диапазоне от 3 до 256, а  $SD_{GN}$  от 1 до 40,  $A_m = 20$ . Для каждого уровня "гауссова шума" ( $SD_{GN}$ ) моделировалось 100 выборок, по которым рассчитывались усредненные показатели, используемые далее в анализе.

### Результаты исследования и их обсуждение

Как и ожидалось, при моделировании гармонических колебаний с наложением "гауссова шума" была получена обратная зависимость показателя  $sD_2$  от уровня "гауссова шума" (рис. 4): чем выше уровень шума в сигнале ( $SD_{GN}$ ), тем ближе значения корреляционной размерности к диагонали графика функции  $D_2(m)$ . Нелинейный регрессионный анализ позволил установить следующую зависимость  $sD_2$  от уровня шума:  $sD_2 = -30 + 51 \times (SD_{GN})^{-0.1}$  (объясняющую 98.23% дисперсии,  $R=0.9911$ ,  $p<0.001$ ). При этом, что важно, отсутствовала связь  $sD_2$  с частотой гармонических колебаний. Дополнительно была проанализирована связь  $sD_2$  с амплитудой колебаний. Было высказано предположение, что показатель  $sD_2$  отражает не абсолютные значения уровня шума, а его отношение к амплитуде колебаний:  $nSD_{GN}\% = 100 \times SD_{GN} / A_m$ . Тогда, согласно нелинейному регрессионному анализу, относительный уровень "гауссова шума" можно выразить следующей формулой:

$$nSD_{GN}\% = 100 \times [18.665 / (sD_2 + 11.771)]^{5.320} \quad \{2\}.$$

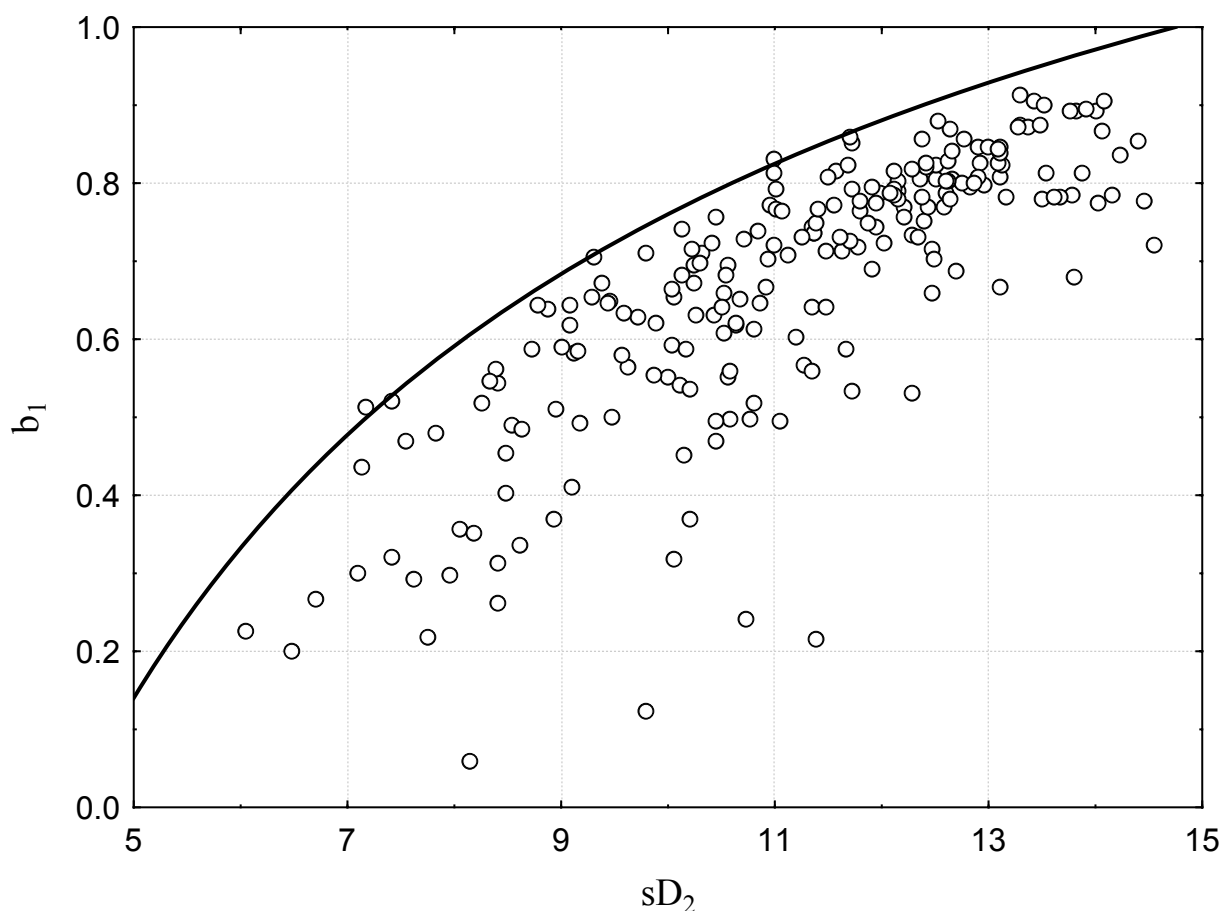
Полученная зависимость объясняет 91.60% дисперсии ( $R=0.9571$ ,  $p<0.001$ ). Для обоснования гипотезы о связи показателя  $sD_2$  с относительным уровнем шума, были смоделированы следующие гармонические колебания: амплитуда изменялась от 2 до 20,  $SD_{GN}$  от 1 до 40 (данные усреднялись по 100 выборкам), период колебаний был фиксированный и равнялся 16. Между исходными ( $nSD_{GNs}\% \leq 150$ ) и расчетными ( $nSD_{GNc}\%$ ) значениями относительного уровня "гауссова шума" была получена следующая линейная зависимость:  $nSD_{GNs}\% = 0.5126 + 1.0925 \times nSD_{GNc}\%$  ( $R=0.9750$ ,  $p<0.001$ ), что указывает на статистически значимое совпадение значений исследуемых показателей, и подтверждает гипотезу о связи  $sD_2$  с уровнем "гауссова шума" относительно амплитуды исходного сигнала (аналогичные результаты были получены и при дополнительном моделировании гармонических колебаний с периодом 8 и 32).



**Рисунок 4.** График показателя  $sD_2$  при различных уровнях "гауссова шума" ( $SD_{GN}$ ) в гармонических колебаниях ( $A_m=20$ ).

Анализ показателя  $b_1$ , рассчитанного для графов гармонических колебаний с наложением "гауссова шума", подтвердил сложную нелинейную связь тангенса наклона линии регрессии графа как от частоты колебаний, так и от уровня шума (в обоих случаях наблюдалась отрицательная зависимость). Применяя упрощенную модель линейного регрессионного анализа были получены следующие Beta-коэффициенты (оценивают относительный вклад независимых переменных в прогноз зависимой переменной): для частоты колебаний  $Beta = -0.60$ , для  $SD_{GN}$   $Beta = -0.72$  ( $R=0.941$ ,  $p<0.001$ ). Зависимость  $b_1$  от  $sD_2$  можно представить в следующем общем виде:  $b_1 = P_0 + P_1 \times sD_2^{P_3}$  (коэффициенты уравнения  $P_0$ ,  $P_2$  и  $P_3$  зависят от частоты гармонических колебаний). Для периода колебаний 256, согласно нелинейному регрессионному анализу, мы имеем формулу:  $b_1 = 1.80 - 4.917 \times sD_2^{-0.675}$  (полученная зависимость объясняет 99.53% дисперсии,  $R=0.9976$ ,  $p<0.001$ ).

Исследуя показатели  $b_1$  и  $sD_2$ , рассчитанные по результатам регистрации сердечного ритма в референтной группе (рис. 5), была получена статистически значимая связь между ними:  $r = 0.789$ ,  $p<0.001$  (с ростом показателя  $sD_2$ , который отражает относительный уровень шума в исходном сигнале, показатель  $b_1$  также возрастает, но зависимость носит нелинейный характер).



**Рисунок 5.** График тангенса наклона линии регрессии графа сердечного ритма ( $b_1$ ) относительно показателя  $sD_2$  для референтной группы. Сплошной линией представлен график зависимости  $b_1$  от  $sD_2$ , рассчитанный для гармонических колебаний при различных уровнях "гауссова шума" и периодом 256 ( $A_m=20$ ).

Из рис. 5 хорошо видно, что все значения графика функции  $b_1$  относительно  $sD_2$  лежат ниже, либо вблизи кривой, рассчитанной для гармонических колебаний с наложенным "гауссовым шумом" и периодом 256 ("предельный" период волны, которая может быть различима спектральным анализом на выборке длиной 256 реализаций). Сразу заметим, что данная закономерность была обнаружена также для групп с различными функциональными состояниями и для групп, выполнявших пробы на контролируемое дыхание. Данный результат, на наш взгляд, может служить еще одним подтверждением тому, что в основе динамики сердечного ритма на коротких стационарных участках лежит линейная (периодическая) и нелинейная (стохастическая) динамика. "Предельная кривая" является границей для всех точек графика функции  $b_1$  относительно  $sD_2$  при различных периодах колебаний сердечного ритма и уровня шума. В табл. 1 приведены средние и стандартные отклонения для показателей нелинейной динамики и ВСР по референтной группе (RG).  $nSD_{GN}\%$  рассчитывался по данным  $sD_2$ . Характерно, что значения показателя  $\lambda_1$  (наибольшая экспонента Ляпунова) для всех рассматриваемых групп больше нуля.

Это указывает на то, что динамическая система (сердечный ритм) находится в неустойчивом состоянии, что может быть вызвано как детерминированным хаосом, так и стохастическим процессом.

Показатели	$\lambda_1$	$b_1$	$sD_2$	$nSD_{GN}\%$	$SD_{GN}$	$SDNN$
<b>RG</b>	0.147 (0.023)	0.665 (0.180)	11.14 (1.880)	38.00 (19.32)	16.54 (11.64)	47.98 (21.72)
<b>CBG1</b>	0.150 (0.021)	0.832 (0.060)	14.35 (1.295)	17.46 (5.22)	11.43 (3.26)	66.84 (7.15)
<b>CBG2</b>	0.116 (0.009)	0.247 (0.247)	8.89 (1.485)	62.91 (24.44)	29.24 (9.14)	59.07 (17.96)
<b>FG1</b>	0.135 (0.014)	0.368 (0.192)	8.28 (1.374)	75.85 (36.85)	29.24 (11.05)	51.46 (12.49)
<b>FG2</b>	0.141 (0.025)	0.746 (0.117)	11.60 (2.470)	35.59 (18.40)	4.18 (1.99)	13.11 (2.94)
<b>FG3</b>	0.185 (0.020)	0.872 (0.071)	14.33 (1.430)	17.73 (5.85)	11.11 (3.71)	65.44 (18.69)
<b>FG4</b>	0.133 (0.015)	0.520 (0.103)	8.86 (1.435)	63.31 (22.32)	11.10 (3.08)	21.56 (3.04)

**Таблица 1.** Показатели нелинейной динамики и вариабельности сердечного ритма (средние и SD) для различных групп.

Перейдем теперь к рассмотрению проб на контролируемое дыхание и сравним полученные результаты (табл. 1) для двух групп, обследуемые одной из которых (CBG1) дышали с частотой 0.1 Гц, а другой (CBG2) с частотой 0.25 Гц. По графику спектральной плотности для первой группы был характерен пик с частотой 0.099 Гц ( $SD=0.005$ ), для второй 0.232 Гц ( $SD=0.020$ ). Для расчета спектральных показателей без предварительного преобразования исходного набора R-R интервалов к эквидистантному ряду, использовалась коррекция частотных пиков по средней величине R-R интервалов [15]. Коэффициент корреляции между показателями  $b_1$  и  $sD_2$  равен 0.839 ( $p<0.001$ ), но зависимость продолжает носить нелинейный характер. Для проверки гипотезы о различиях между показателями для групп CBG1 и CBG2 мы воспользовались непараметрическими U-критерием Манна-Уитни и  $\lambda$ -критерием Колмогорова-Смирнова (несвязанные выборки). Для всех показателей между двумя группами (за исключением SDNN)

были получены статистически достоверные различия ( $p < 0.001$ ). Относительный уровень шума ( $nSD_{GN}\%$ ) значительно возрастает при повышении частоты дыхания (с 17.46% при частоте 0.1 Гц до 62.01% при частоте 0.25 Гц).

Но возникает один важный вопрос: насколько изменения показателя  $nSD_{GN}\%$  вызваны именно уровнем шума, а не амплитудой колебаний сердечного ритма. Ранее в исследовании [16] было установлено, что по мере снижения частоты дыхания, амплитуда дыхательных волн, регистрируемых спектральным анализом, возрастает. Это подтверждается и нашими результатами. Мы оценивали значения максимальной спектральной плотности дыхательных пиков при различной частоте дыхания. Средняя максимальная спектральная плотность дыхательных пиков в группе CBG2 составила 110622 мсек<sup>2</sup> ( $SD = 28448$ ), а в группе CBG1 296959 мсек<sup>2</sup> ( $SD = 54042$ ). Для них была установлена статистическая значимость различий по критериям U и  $\lambda$  ( $p < 0.001$ ). Чтобы оценить абсолютные значения уровня шума в динамике сердечного ритма, мы воспользовались следующей упрощенной формулой:  $SD_{GN}^2 = SD_{GN}^2 + A_m^2$ . Суммарную амплитуду колебаний можно представить как:  $A_m = SD_{GN}/nSD_{GN}$ . В итоге получаем формулу для расчета абсолютного уровня "гауссова шума":

$$SD_{GN} = SD_{GN} \times nSD_{GN} / (nSD_{GN}^2 + 1)^{0.5} \quad \{3\}.$$

В табл. 1 приведены средние значения абсолютного уровня "гауссова шума" (в единицах стандартного отклонения, мсек) для различных групп. Для групп CBG1 и CBG2 значения  $SD_{GN}$  статистически различаются по критериям U и  $\lambda$  ( $p < 0.001$ ). Для обследуемых, которые дышали с частотой 0.25 Гц, средняя доля  $SD_{GN}$  в общей вариабельности сердечного ритма ( $100 \times SD_{GN}/SD_{GN}$ ) составила 49.50%, а для группы CBG1 – 17.10%. Таким образом, мы получили подтверждение тому, что рост относительного уровня шума в динамике сердечного ритма при повышении частоты дыхания обусловлено не только снижением амплитуды дыхательных волн, но и ростом амплитуды самого шума. Согласно нашим данным, контролируемое дыхание с частотой 0.1 Гц характеризуется статистически более высоким уровнем показателя  $b_1$  (по критериям U и  $\lambda$ ,  $p < 0.001$ ), что обусловлено не только более низкой частотой дыхания, но и более низким уровнем стохастических процессов (шума) в динамике сердечного ритма. Рост уровня шума на фоне снижения амплитуды дыхательных волн при повышении частоты дыхания объясняет, почему общая вариабельность сердечного ритма ( $SD_{GN}$ ) при этом мало изменяется.

В заключении рассмотрим результаты сравнительного анализа показателей нелинейной динамики и BCP для 4-х функциональных групп (табл.1). Между группами "Норма" (FG1) и "Утомление" (FG4) отсутствуют статистически значимые различия для показателей относительного уровня шума -  $sD_2$  и  $nSD_{GN}\%$  (по критериям U и  $\lambda$   $p < 0.11$ ). Как и в случае с пробами на контролируемое дыхание мы оценили абсолютный уровень шума в динамике сердечного ритма для рассматриваемых функциональных состояний, что позволило уточнить

характер стохастических процессов в состоянии утомления. При снижении работоспособности, появлении чувства усталости тонус вагуса, оцененный через  $SD_{GN}$ , статистически значимо снижен (по критериям  $U$  и  $\lambda$   $p < 0.001$ ). Это подтверждает выводы предыдущих наших исследований [17], в которых отмечается характерное для состояния утомления снижение общей вариабельности сердечного ритма при сохраняющейся относительной активности парасимпатической нервной системы ( $nSD_{GN}\%$ ) на фоне общего падения тонуса вегетативной нервной системы (доля  $SD_{GN}$  в общей вариабельности сердечного ритма в норме, в состоянии покоя составила 56.82%, при утомлении 51.48%). Отметим отсутствие статистически значимых различий между значениями относительного уровня шума для групп CBG2, FG1 и FG4 (как и отношения  $SD_{GN}$  к  $SD_{NN}$ ), при выраженном снижении в состоянии утомления показателей  $SD_{NN}$  и  $SD_{GN}$  (по критериям  $U$  и  $\lambda$   $p < 0.001$ ). Статистически значимые различия между значениями показателя  $b_1$  для групп FG1 и FG4 (по  $U$ -критерию  $p < 0.001$ , по  $\lambda$ -критерию  $p < 0.025$ ) указывают, что при незначительном расхождении значений относительного уровня шума в динамике сердечного ритма, в периодике сигнала при утомлении отмечается рост колебаний с более низкой частотой (что и отражается в росте показателя  $b_1$  в состоянии утомления). Минимальные значения для  $b_1$  получены в группе CBG2: через контроль дыхания с заданной частотой (0.25 Гц) достигается не только высокий относительной уровень шума, но и полное доминирование высокочастотных колебаний в сердечном ритме. Статистически значимые различия были получены по всем показателям для групп "Напряжение" (FG3) и "Норма" (по критериям  $U$  и  $\lambda$   $p < 0.001$ ). Концентрация психических усилий на выполнение задания может приводить как к снижению относительного уровня шума в динамике сердечного ритма (уменьшение тонуса вагуса), так и к повышению активности симпатической нервной системы, что выражается в росте колебаний с низкой частотой. Наиболее выражено этот процесс, в нашем случае, влияет на снижение значений абсолютного уровня шума, подтверждая низкую роль вагуса в состоянии высокой психической нагрузки (доля  $SD_{GN}$  в общей вариабельности сердечного ритма в состоянии напряжения составила 31.88%). Все это находит отражение в росте показателя  $b_1$  и снижении общей вариабельности сердечного ритма. При невротическом возбуждении (FG2) регистрируются показатели относительного уровня шума статистически значимо более низкие, чем при психическом напряжении, при этом сохраняется высокий уровень общей вариабельности сердечного ритма. Оценка абсолютного уровня шума подтверждает снижение тонуса вагуса при невротическом возбуждении, а высокие значения  $b_1$  указывают, что повышение общей вариабельности сердечного ритма достигается, в первую очередь, через рост амплитуды низкочастотных колебаний (доля  $SD_{GN}$  в общей вариабельности сердечного ритма в состоянии невротического возбуждения составила 16.98%). Данные по группе с невротическим возбуждением статистически значимо не различаются с данными пробы на контролируемое дыхание с частотой 0.1 Гц (по критериям  $U$  и  $\lambda$   $p > 0.1$ ). Лишь показатель  $b_1$  в

группе FG3 статистически значимо выше ( $p > 0.001$ ), что подтверждает наличие при невротическом возбуждении в динамике сердечного ритма волн с частотой, меньше 0.1 Гц [17]. В исследовании [18] были представлены доказательства того, что нелинейные процессы динамики сердечного ритма опосредованы, главным образом, вагусным влиянием. Выполненный нами сравнительный анализ результатов показателей нелинейной динамики и ВСР по четырем функциональным группам говорит в пользу данной гипотезы. Наши данные позволяют сделать также вывод, что в основе нелинейной динамики сердечного ритма на коротких стационарных отрезках лежат стохастические процессы, близкие по своей природе "гауссовому шуму", а не детерминированный хаос, как это предполагается рядом исследователей [12].

### **Заключение.**

1. Результаты исследований с использованием модельных данных (гармонических колебаний с наложением "гауссова шума") и реальных временных рядов сердечного ритма, позволяют сделать вывод о возможности использования показателя  $sD_2$  (средней суммы квадратов отклонения графика значений корреляционной размерности  $D_2(m)$  как функции размерности псевдофазового пространства вложения ( $m$ ) от диагонали ( $m, m$ )) для оценки уровня стохастических процессов в динамике сердечного ритма в стационарных выборках малых объемов (256 R-R интервалов).
2. Согласно полученным результатам, показатель  $sD_2$  отражает не абсолютный уровень шума в исходном сигнале, а отношение уровня шума к амплитуде периодических колебаний сердечного ритма. Были предложены формулы для расчета относительного {2} и абсолютного {3} уровня шума в динамике сердечного ритма.
3. Было установлено, что показатель тангенса угла наклона линии регрессии графа сердечного ритма ( $b_1$ ) отражает как линейные (периодические колебания), так и нелинейные процессы (стохастический шум) в динамике ритма сердца на коротких стационарных отрезках. Два основных параметра влияют на значения  $b_1$  – это период колебаний сердечного ритма и относительный уровень шума. Возрастание периода колебаний (характерно для активности симпатической нервной системы и центральных отделов коры головного мозга) отражается на росте показателя  $b_1$ , повышение относительного уровня шума (активности вагуса) вызывает снижение значений показателя  $b_1$ .
4. Анализ относительного и абсолютного уровня шума в динамике сердечного ритма при различных функциональных состояниях и пробах на контролируемое дыхание позволил установить, что рост относительного уровня шума в динамике сердечного ритма при повышении частоты дыхания обусловлено не только снижением амплитуды дыхательных волн, но и ростом амплитуды самого шума. Снижение абсолютного уровня шума ( $a$ , следовательно, и тонуса вагуса) было получено при невротическом возбуждении, в состоянии утомления (при сохранении относительного уровня шума), и, особенно, при психическом напряжении (концентрация усилий на задаче). В состоянии утомления и напряжения это сопровождается снижением общей

вариабельности сердечного ритма (SDNN). При невротическом возбуждении повышение общей вариабельности сердечного ритма достигается (на что указывают высокие значения показателя  $b_1$ ), в первую очередь, через рост амплитуды низкочастотных колебаний (этим обусловлено выраженное снижение относительного уровня шума в данном состоянии). В норме в состоянии покоя регистрируются высокие значения как для относительного, так и для абсолютного уровня шума (высокий тонус вагуса): нелинейные (стохастические) процессы преобладают над линейными (периодические колебания).

5. Для всех анализируемых групп значения показателя наибольшей экспоненты Ляпунова ( $\lambda_1$ ) было больше нуля. Это указывает на то, что динамическая система сердечного ритма находится в неустойчивом состоянии, что может быть вызвано как детерминированным хаосом, так и стохастическим процессом. Результаты наших исследований позволяют сделать вывод, что общая вариабельность сердечного ритма на коротких стационарных отрезках складывается из периодической составляющей и недетерминированного хаоса (стохастического шума). Уровень стохастического шума, отражающий активность вагуса, может вносить значительный вклад в общую вариабельность сердечного ритма, как отмечено в ряде исследований [20].

### Список литературы.

1. Машин В.А., Машина М.Н. Классификация функциональных состояний и диагностика психоэмоциональной устойчивости на основе факторной структуры показателей вариабельности сердечного ритма // Российский физиологический журнал им. И.М. Сеченова, 2004. Т. 90. № 12. С. 1508-1521.
2. Машин В.А. Анализ вариабельности сердечного ритма с помощью метода графа // Физиология человека, 2002. Т. 28. № 4. С. 63-73.
3. Мун Ф. Хаотические колебания: Вводный курс для научных работников и инженеров. М.: Мир. 1990. 340 с.
4. Grassberger P., Procaccia I. Characterization of strange attractors // Phys. Rev. Lett. 1983. V. 50. № 5. P. 346-349.
5. Takens F. Detecting strange attractors in turbulence / In: Rand D.A., Young L.S. (Eds.) Dynamical Systems and Turbulence. Lecture Notes in Mathematics. Heidelberg: Springer-Verlag, 1981. P. 366-381.
6. Malraison B., Atten P., Berge P., Dubois M. Dimension of strange attractors: an experimental determination for the chaotic regime of two convective systems // J. Phys. Lett. 1983. V. 2. № 44. P. 897-902.
7. Дмитриева Л.А., Куперин Ю.А., Сорока И.В. Методы теории сложных систем в экономике и финансах / Междисциплинарность в науке и образовании: Труды Всероссийской научно-методической конференции. СПб., 2001. С. 29-50.



8. Захаров В.С. Поиск детерминизма в наблюдаемых геолого-геофизических данных: анализ корреляционной размерности временных рядов / Современные процессы геологии. Сборник научных трудов. М., Научный мир, 2002. С. 184-187.
9. Яновский Л.П., Филатов Д.А. Оценка степени детерминированности степенных рядов валют и курсов акций на российском финансовом рынке / Эконометрическое прогнозирование: модели и методы. Материалы Всероссийской научно-практической конференции. Воронеж. ВГУ. 2004. Часть 2. С. 228-232.
10. Nerenberg M.A., Essex C. Correlation dimension and systematic geometric effects // *Phys. Rev. A*. 1990. V. 42. № 12. P. 7065-7074.
11. Зырянов Б.А., Власов С.Н., Костромин Э.В. Методы и алгоритмы обработки случайных и детерминированных периодических процессов. Свердловск: Уральский университет. 1990. 116 с.
12. Атлас для экспериментального исследования отклонений в психической деятельности человека / Под ред. Полищука И.А., Видренко А.Е. Киев. Здоров'я. 1980. 156 с.
13. Rosenstein M.T., Collins J.J., De Luca C.J. A practical method for calculating largest Lyapunov exponents from small data sets // *Physica D*, 1993. № 65. P. 117-134.
14. Sakki M., Kalda J., Vainu M., Laan M. What does measure the scaling exponent of the correlation sum in the case of human heart rate? // *Chaos*, 2004. V. 14. № 1. P. 138-144.
15. Машин В.А. Зависимость показателей variability сердечного ритма от средней величины RR-интервалов // *Российский физиологический журнал им. И.М. Сеченова*, 2002. Т. 88. № 7. С. 851-855.
16. Brown T.E., Beightol L.A., Koh J., Eckberg D.L. Important influence of respiration on human RR interval power spectra is largely ignored // *J. Appl. Physiol.* 1993. V. 75. № 5. P. 2310-2317.
17. Машин В.А., Машина М.Н. Анализ variability ритма сердца при негативных функциональных состояниях в ходе сеансов психологической релаксации // *Физиология человека*, 2000. Т. 26. № 4. С. 48-59.
18. Zwiener U., Hoyer D., Luthke B., Schmidt K., Bauer R. Relations between parameters of spectral power densities and deterministic chaos of heart-rate variability // *J. Auton. Nerv. Syst.* 1996. V. 57. № 3. P. 132-140.
19. Hagerman I., Berglund M., Lorin M., Nowak J., Sylvan C. Chaos-related deterministic regulation of heart rate variability in time- and frequency domains: effects of autonomic blockade and exercise // *Cardiovasc. Res.* 1996. V. 31. № 3. P. 410-418.
20. Sugihara G., Allan W., Sobel D., Allan K.D. Nonlinear control of heart rate variability in human infants // *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*. 1996. V. 93. № 6. P. 2608-2613.