БИОНИКА И СТАТИСТИЧЕСКАЯ РАДИОФИЗИКА

ОПТИМИЗАЦИЯ ПАРАМЕТРА ФУНКЦИИ ПОЛЕЗНОСТИ ИНВЕСТИЦИОННОГО ПОРТФЕЛЯ ПО СТАТИСТИЧЕСКОМУ АНСАМБЛЮ РЕАЛИЗАЦИЙ

И.В.Артюхин, Е.А.Домбровский

Нижегородский госуниверситет

Одной из основных проблем количественного финансового анализа рынка ценных бумаг является задача нахождения оптимального распределения инвестиций по различным активам. При решении данной задачи предполагается, что история изменения доходностей N рассматриваемых активов до настоящего момента времени t представляет собой наблюдаемую дискретную реализацию $\mathbf{R}(t) \equiv \mathbf{R}(t)\big|_0^t$ стационарного векторного случайного процесса $\boldsymbol{r}$, а оптимальное прогнозируемое значение доходностей активов $\hat{\mathbf{R}}(t+T\,|\,t)$ на момент времени $t+T$ оценено, и найдена ковариационная матрица $\mathbf{B}_{\tilde{\mathbf{R}}}[t+T\,|\,t]$ ошибкок прогнозирования $\tilde{\mathbf{R}}(t+T\,|\,t) = \mathbf{R}(t+T) - \hat{\mathbf{R}}(t+T\,|\,t)$ [1].

Оптимальное распределение инвестиций, характеризующееся вектором оптимальных весовых коэффициентов $\boldsymbol{W_{opt}}(t+T\,|\,t)$, при наличии взаимной корреляции между активами, позволяет существенно (по сравнению с отдельными активами) уменьшить меру риска – дисперсию

$$\hat{D}_p^2(t+T\,|\,t) = \mathbf{W}_{opt}^{\mathrm{T}}(t+T\,|\,t)\cdot\mathbf{B}_{\tilde{\mathbf{R}}}(t+T\,|\,t)\cdot\mathbf{W}_{opt}(t+T\,|\,t)$$

прогнозируемой доходности портфеля $\hat{R}_p(t+T\,|\,t) = \mathbf{W}_{opt}^{\mathrm{T}}(t+T\,|\,t)\cdot\hat{\mathbf{R}}(t+T\,|\,t)$.

Вектор оптимальных весовых коэффициентов $\boldsymbol{W_{opt}}(t+T\,|\,t)$ может быть найден из решения экстремальной задачи – максимизации функции полезности портфеля

$$Utility(t+T\,|\,t) = \hat{R}_p(t+T\,|\,t) - \lambda\cdot\hat{D}_p^2(t+T\,|\,t)$$

при ограничениях нормировки $\sum_{i=1}^{N} W_{opt(i)}(t+T\,|\,t) = 1$ и положительности весовых коэффициентов $W_{\boldsymbol{opt(i)}}(t+T\,|\,t) \geq 0$ [1]. Коэффициент λ, входящий в функцию полезности, имеет смысл предельной нормы замещения риск/доход и, как правило, выбирается инвестором интуитивно.

В настоящей работе предложена процедура оптимизации коэффициента λ, основанная на статистическом усреднении по ансамблю всевозможных реализаций случайного вектора доходностей $\boldsymbol{r}$.

Исходными данными в задаче нахождения оптимального распределения весовых коэффициентов является наблюдаемая реализация вектора доходностей $\boldsymbol{R}(t)$, по которой оценивается вектор оптимального прогноза $\hat{\mathbf{R}}(t+T\,|\,t)$. При этом, вектор оптимальных весовых коэффициентов $\boldsymbol{W_{opt}}(t+T\,|\,t)$, а так же прогнозируемая доходность оптимального портфеля $\hat{R}_p(t+T\,|\,t)$ и её дисперсия $\hat{D}_p^2(t+T\,|\,t)$ будут являться функциями от наблюдаемой реализации $\boldsymbol{R}(t)$.

В работе рассмотрено нахождение вектора оптимальных оценок $\hat{\mathbf{R}}(t+T\,|\,t)$ не по отдельной наблюдаемой реализации $\boldsymbol{R}(t)$, а для всего статистического ансамбля реализаций случайного вектора доходностей $\boldsymbol{r}$. Получен статистический ансамбль оптимальных оценок $\hat{\mathbf{r}}$, для которого вектор оптимальных весовых коэффициентов является безусловной случайной величиной $\boldsymbol{W_{opt}}$. При этом прогнозируемое значение доходности портфеля так же будет являться безусловной случайной величиной, статистическое описание которой может быть найдено из следующего нелинейного безынерцинного преобразования: $\hat{r}_p = \mathbf{w}_{opt}^{\mathrm{T}} \cdot \hat{\mathbf{r}}$. Ожидаемая дисперсия прогнозируемой доходности оптимального портфеля для статистического ансамбля реализаций так же является безусловной случайной величиной, плотность вероятности которой может быть найдена из нелинейного безынерционного преобразования случайных величин $\hat{\sigma}_p^2 = \mathbf{w}_{opt}^{\mathrm{T}} \cdot \mathbf{B}_{\tilde{\mathbf{r}}} \cdot \mathbf{w}_{opt}$.

Для усредненных по статистическому ансамблю $\boldsymbol{r}$ случайных величин прогнозируемой доходности портфеля $\hat{r}_p$ и ожидаемой дисперсии доходности портфеля $\hat{\sigma}_p^2$ предложено ввести новую “*усредненную*” функцию полезности:

$$\overline{Utility} = <\hat{r}_p>^2 - <\hat{\sigma}_p^2>, \tag{1}$$

где $<\hat{r}_p>^2$ и $<\hat{\sigma}_p^2>$ – усредненные по статистическому ансамблю реализаций $\boldsymbol{r}$ прогнозируемая доходность портфеля и ожидаемая дисперсия прогнозируемой доходности портфеля.

Оптимальное, в смысле среднего по статистическому ансамблю, значение коэффициента λ предложено находить из максимизации новой усредненной функции полезности (1) статистического ансамбля реализаций.

Работа поддержана грантами Ведущая научная школа № 00-15-96620 и РФФИ № 00-02-17602.

[1] Артюхин И.В., Домбровский Е.А., Мальцев А.А. //В кн.: Тр. 4-й научн. конф. по радиофизике. 5 мая 2000 г. /Ред. А.В.Якимов. –Н.Новгород: ТАЛАМ, 2000, с.238.

ПРОГРАММА МОДЕЛИРОВАНИЯ И ИДЕНТИФИКАЦИИ ЗАКОНОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

А.Н.Алёшкин, С.А.Лабутин

Нижегородский государственный технический университет

В докладе описывается программа моделирования и идентификации одномодальных, двухмодальных и полимодальных законов распределения случайных величин. Программа разработана под ОС Windows 98 в среде программирования Borland C++ Builder 5.0.Ниже будут представлены основные возможности программы.

Моделирование законов распределения случайных величин

В программе реализована возможность генерирования выборок случайных величин с различными законами распределения (программа оперирует 42 одномодальными распределениями). Генерирование осуществляется методом обращения. Для формирования полимодального закона распределения используется следующее соотношение:

$$P(x) = \sum_{i=1}^{N} p_i P_i(x), \quad \sum_{i=1}^{N} p_i = 1, \tag{1}$$

где $P(x)$ – результирующая функция плотности вероятности распределения случайной величины; $P_i(x)$ – функция плотности вероятности отдельной моды; p_i – весовой коэффициент, определяющий значимость отдельной моды; N – количество мод.

Для формирования двухмодального закона распределения используется формула (1), в которой N=2.

В процессе генерирования запрашиваются параметры закона распределения и объем выборки случайной величины. Сгенерированная выборка сохраняется в текстовом файле.

Идентификация законов распределения случайных величин

В программе реализован метод идентификации закона распределения случайной величины без использования критериев согласия [1]. При этом предполагается, что любое теоретическое распределение лишь приближенно описывает реальное распределение случайной величины, т.е. существует систематическое отклонение реального закона распределения от теоретического. Задача оптимального выбора теоретического закона распределения для данной эмпирической выборки значений случайной величины решается в этом случае как задача приближения функции на классе применяемых на практике непрерывных функций распределений или плотностей вероятности случайных величин (данная программа оперирует с 42 видами функций плотности вероятности и их комбинациями в случае полимодальных и двухмодальных законов распределения). В качестве оптимального теоретического закона распределения выбирается такое семейство распределений (из класса всех рассматриваемых теоретических распределений), которое находится на минимальном расстоянии от эмпирического закона распределения при условии, что выбор неизвестных параметров теоретического семейства осуществлялся исходя из условия минимизации этого расстояния. В качестве критерия близости используется величина

$$\Phi(A) = \sum_{i=1}^{N} \left(z_i - P(x_i, A)\right)^2 , \qquad (2)$$

где $\boldsymbol{A}$ – вектор неизвестных параметров распределения; N – число интервалов группирования эмпирической гистограммы; z_i – значение плотности вероятности i-го интервала эмпирической гистограммы; x_i – абсцисса середины i-го интервала.

Исходные данные могут задаваться в виде выборки значений случайной величины, или в виде сгруппированных данных (гистограмм). По известным формулам оцениваются параметры выборки случайной величины (математическое ожидание, с.к.о., коэффициенты асимметрии и эксцесса, и др.). Если исходный файл содержит несгруппированную выборку случайных чисел, то одновременно с оценкой ее параметров происходит группирование данных в гистограмму.

Все распределения образуют список, из которого производится подбор аналитической модели в программе идентификации. Алгоритм работы программы заключается в следующем. Выборка экспериментальных данных или полученная по ней гистограмма в виде текстового файла загружается в программу идентификации. Затем методом моментов определяются оценки параметров выборки. Гистограмма вместе с рассчитанными параметрами выборки выводится на экран. Пользователь может выбрать в меню конфигурацию списка законов распределений, в классе которых будет проводиться идентификация. Начальные оценки моментов распределения применяются для расчета начального приближения вектора неизвестных параметров функции плотности вероятности. Начальные приближения, в свою очередь, передаются в функцию оптимизации параметров, которая осуществляет поиск минимума целевой функции для всех рассматриваемых семейств распределений. Оптимизация производится модифицированным методом покоординатного спуска Хука - Дживса [2].

На последнем этапе формируется и отображается на экране список распределений, ранжированный в порядке увеличения статистики Пирсона. По команде пользователя может быть построена на экране любая найденная аналитическая кривая из этого списка и приведены численные значения ее параметров.

Описанная программа может быть использована при статистическом анализе экспериментальных данных.

[1] Земельман М.А. Метрологические основы технических измерений. –М.: Изд-во стандартов, 1991, 228с.
[2] Носач В.В. Решение задач аппроксимации с помощью персональных компьютеров. –М.: МИКАП, 1994, 382с.

ОПТИМАЛЬНОЕ ЧИСЛО ИНТЕРВАЛОВ ГРУППИРОВАНИЯ ГИСТОГРАММ

А.Н.Алёшкин, С.А.Лабутин

Нижегородский государственный технический университет

Для решения задач прикладной статистики всегда актуальной остается проблема формирования гистограмм по эмпирической выборке случайной величины. Для определения оптимального числа интервалов группирования m_0 в работе [1] предлагается критерий минимума разности $|K_г–K_m|$, где $K_г$ – энтропийный коэффициент генеральной совокупности;

$$K_m = \frac{nd}{2\sigma} 10^{-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m} n_i \ln(n_i)}$$

– оценка энтропийного коэффициента для гистограммы с числом интервалов m, построенной по выборке объемом n; d – ширина столбца гистограммы; σ – среднее квадратическое отклонение (СКО); n_i - число попаданий случайной величины в i-й столбец гистограммы ($i \in [1, m]$).

В работе [2] на основе этого критерия получена зависимость m_0 от объема выборки n для случая, когда n не превышает 10 000 значений. В настоящее время в связи с компьютеризацией средств измерений объемы выборок могут достигать и более высоких значений (75000 и выше). В связи с этим была поставлена задача получить зависимость оптимального числа интервалов группирования гистограмм от объема выборки, когда n изменяется в пределах от 10 до 100 000 значений.

Задача решалась методом статистического моделирования для выборок случайной величины с показательно-степенной плотностью вероятности [2] с нулевым математическим ожиданием, нормированным СКО и показателем степени α. Генерировались выборки случайных чисел разного объема n для конкретного значения α и определялись оценки K_m для разных значений m. Оптимальное число интервалов группирования для данной выборки соответствует минимуму величины $|K_г–K_m|$.

Повторяя такую процедуру 500 раз, можно построить гистограмму, показывающую, сколько раз данное число интервалов m для выборки заданного объема n оказывалось оптимальным, и найти среднее (наиболее оптимальное) значение m_0 по этой гистограмме. Если при варьировании числа интервалов группирования m использовать жестко заданные пределы, то полученное оптимальное значение m_0 будет занижено. Это связано с тем, что в некоторых случаях оптимальное значение m_0 превышает верхний предел, и в данном случае будет определено вблизи последнего. Это приводит к появлению второго максимума в гистограмме оптимальных значений.

Задание сразу максимально возможного значения верхнего предела приводит к резкому увеличению времени счета, что неприемлемо (при больших выборках ~100 000 время счета составляет несколько часов). Для исключения данного эффекта применена адаптивная процедура изменения верхнего предела изменения m. Если оптимальное число интервалов, определенное на данном шаге, находится вблизи верхнего предела, то на следующем шаге значение верхнего предела увеличивается в 1,5 раза. Эта процедура исключает второй максимум в гистограмме значений m_0 и, соответственно, заниженность оптимального значения числа интервалов.

На рисунке приведены значения m_0 для некоторых значений коэффициента эксцесса ε и n. Полученные зависимости аппроксимированы функцией $m_0(n)=an^b$.

Для увеличения точности аппроксимации и удобства работы зависимость $m_0(n)$ разбита на два интервала: n<10000 (рис.1) и n>10000 (рис.2).

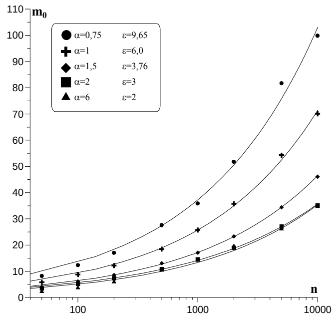


Рис.1

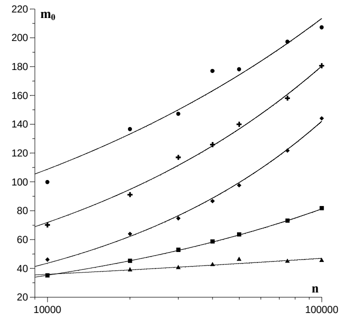


Рис.2

Значения коэффициентов a и b для различных значений коэффициента эксцесса ε приведены в таблице.

Коэффициент эксцесса ε	Коэффициенты			
	n<10000		n>10000	
	a	b	a	b
9,65	1,757	0,442	7,311	0,293
6,0	1,206	0,443	1,802	0,4
3,76	0,869	0,432	0,382	0,514
3	0,888	0,401	1,228	0,364
2	0,719	0,423	12,064	0,118

Используя зависимость $m_0(n)$ и коэффициенты из таблицы, можно определить оптимальное число интервалов группирования гистограмм m_0 по известному объему выборки n для фиксированных значений коэффициента эксцесса m_0. Определить m_0 для промежуточных значений m_0 можно путем линейной интерполяции.

[1] Новицкий П.В., Зограф И.А. Оценка погрешностей результатов измерений. –Л.: Энергоатомиздат, 1991, 304с.
[2] Лабутин С.А., Пугин М.В. Статистические модели и методы в измерительных задачах. –Н.Новгород: НГТУ, 2000, 115 с.

ROUNDING ERRORS ON CALCULATION OF RANDOM PROCESS STATISTICAL MOMENTS

A.V.Belyakov

Nizhni Novgorod State University

Averaging is inherent operation on research of the noise. It allows finding out estimations of correlation, statistical moments, and semi-invariants. Averaging by means of PC leads to rounding errors, which yield invalid estimations. The higher semi-invariants provide information on the process non-Gaussianity. Often it is of great importance to know if the nonzero higher semi-invariant is caused by non-Gaussianity or by rounding errors on the digital noise treatment. "Integers" or "long integers" are the types of numbers, which correspond to those provided by the ADC. Using of these types is unacceptable because of their small range and large rounding errors uniformly distributed from 0 to 1. Error mentioned is additive, and it strongly decreases the accuracy of noise characteristics estimation. Floating-point arithmetic also leads to rounding errors. Binary floating-point number is a bit-string characterized by three components: a sign, a signed exponent, and a significand [1]. The rounding errors occur in the least significant bit of the significand. There is a loss of accuracy on calculations due to rounding of significand. Significand rounding error, been multiplied by two to number's exponent, represents multiplicative error. Absolute error of floating-point arithmetic operation is equal to $\Delta_i = x^* \cdot \delta_i$. Here x^* – infinitely precise operation result, δ_i – random error of significand rounding. When rounding to nearest is concerned the random error is uniformly distributed ("float" type is implied) on interval from -2^{-23} to $+2^{-23}$.

In the calculations we neglect by errors of higher orders of δ. Random process readouts are considered to be uncorrelated. Thus, it is possible to obtain the mean value estimate of the process including floating-point errors:

$$\langle \tilde{\alpha}_1 \rangle = \alpha_1 - \frac{3}{4}\alpha_1\alpha_1^{\delta} - \alpha_1\alpha_1^{\delta}\frac{N}{2}.$$

The quantity of averaged readouts is $N \gg 1$. Thus, the absolute error of mean value calculation is $\Delta_\Sigma \approx \alpha_1 \alpha_1^{\delta}(N/2)$.

In the case of directed rounding (with truncation, or addition) mean value estimation error is proportional to the quantity of averaged readouts. It makes a few percent ("float" type is implied) of infinitely precise mean value at $N=10^5$. Otherwise, if rounding to nearest is used it is obvious that $\alpha_1^{\delta}=0$. The error proportional to the quantity of averaged readouts does not appear in this case. Note, that process with zero mean value also does not yield the error mentioned.

Two algorithms of mean value calculation are compared in this paper. The first one – "static" – deals with the calculation over the whole array of readouts of the process, $\langle x \rangle = (1/N)\Sigma x_i$. In the second, "dynamic", algorithm the mean value is recalculated for each readout, $\langle x \rangle_n = (\langle x \rangle_{n-1} \cdot (n-1) + x_n)/n$. Dynamic algorithm may be used simultaneously with data input from the ADC. But in this case it might be unacceptable to use type "double" instead of "float" in order to obtain more precise results for high-frequency processes treated in the real-time mode. The reason is that "double" arithmetic requires more calculation time than "float" one.

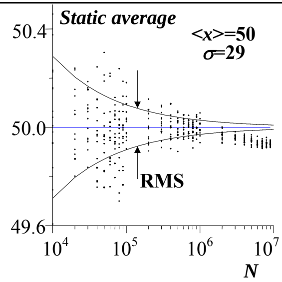


Fig.1

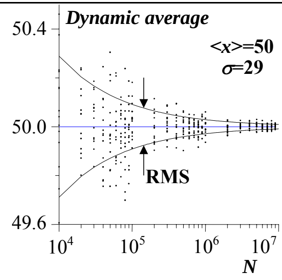


Fig.2

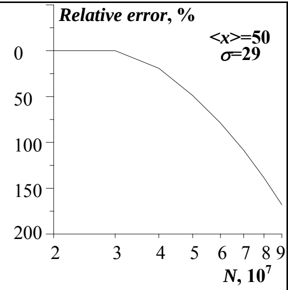


Fig.3

A series of numerical experiments have been made. Pseudo-random uniformly distributed numbers generator was used with preliminary set mean value $<x>$ and root mean square σ. Obtained results are shown in figs. 1 and 2.

Mean value estimation made by dynamic algorithm is not shifted. On the contrary, static mean value estimation is shifted. More the quantity of readouts more the shift.

The mentioned shift of mean value estimation depends on the quantity of readouts N and significand digit capacity of floating-point numbers.

Significand of type "float" has 23 bits. Accordingly, the influence of additional readout x_{N+1} on the sum S_N may be divided into three cases.

1. The full meaning of the additional item x_{N+1} is taken into account if ratio of already accumulated sum and this very item S_N/x_{N+1} does not exceed 2^{23}.
2. Additional item influences on least significant bit rounding if $2^{23}<S_N/x_{N+1}<2^{24}$.
3. Additional item does not influence on existing sum if $S_N/x_{N+1}\geq 2^{24}$.

If random process uniformly distributed from 0 to x_{max} is considered then maximal permitted amount of averaging readouts is $N_{max}= 2^{24}x_{max}/\alpha_1$. On N_{max} exceeding no one readout could be able to change sum value. But the sum is divided by full number of averaging readouts anyway. Thus, accumulated calculation error appears and, accordingly, mean value estimation shift increases (fig.3). These errors appear already at $N<N_{max}$ and their exact influence depends on random process probability density function type.

On dynamic averaging N_{max} is also exists, but there is no estimation shift effect. Because dynamic algorithm just omits any value with order number $N>N_{max}$.

The root mean square of the mean value estimation depends on the quantity of not correlated readouts in the following way $\mathrm{RMS}(\tilde{\alpha}_1)=\sigma/\sqrt{N}$. But actually $\mathrm{RMS}(\tilde{\alpha}_1)$ is limited by number depending on floating-point type because of N is limited by N_{max}.

This work was supported by grants of RFBR 00–15–96620, 01–02–16666, and NATO Project SfP–973799 Semiconductors.

[1] IEEE Standard for binary floating-point arithmetic, ANSI/IEEE Std. 754.

ANALYSIS OF THE ALGORITHM FOR DETECTING GROUP PULSES WITH RANDOM MOMENTS OF APPEARANCE

A.V.Korolev, A.M.Silaev

Nizhni Novgorod State University

In a number of tasks the problem of the optimal detection of the group of pulse signals with a fixed waveform, random amplitudes and random moments of appearances takes place. Using of the methods of linear filtering theory might be unsuccessful if signal-to-noise merit for isolated wavelet is low and pulse spacing is unknown.

Purpose of this paper is to obtain optimal in mean-square sense estimations of the likelihood ratio $\Lambda(T)=P(H_1)/P(H_0)$ in a discrete time. Hypothesis H_0 means that no signal has appeared by the moment T, hypothesis H_1 means that one or more signals have appeared by the moment T.

Let information vector signal be characterized by the following model:

$$\vec{z}_{k+1} = \mathbf{F_k}\vec{z}_k + \mathbf{G_k}\vec{\xi}_k + \sum_{i=1}^{M} \vec{A}_i \delta(k, \tau_i),$$

where $\mathbf{F}_k$, $\mathbf{G}_k$ – are given matrices, τ_i – moments of appearances of pulse signals with a random mutually independent amplitudes $\mathbf{A}_i$, $\delta(k, \tau_i)$ – is symbol of Cronecker $\{\xi_k\}$ – is independent of $\mathbf{z}_k$, $\mathbf{A}_i$ consequence of random values. $\{\xi_k\}$ describes additional noises. Let, then k=0 frequency function of the value of information signal $\mathbf{z}_0$ is defined.

Let the observed process be described by linear model:

$$\vec{y}_{k+1} = \mathbf{H}_{\mathbf{k+1}} \vec{z}_{k+1} + \vec{\eta}_{k+1}.$$

Where $\mathbf{H}_{k+1}$ – is a given matrix, $\{\eta_{k+1}\}$ – is a consequence, which describes additional noise of observation. The consequences $\{\eta_{k+1}\}$ and $\{\xi_k\}$ are proposed to be independent of each other.

To obtain detecting characteristics the criterion of Neiman-Pirson was used. In the cases then two and four pulses had been arrived digital simulation of our algorithm was made. It is proposed that all pulses are equal and have amplitudes $\|\mathbf{A}_i\|$. To compare the algorithm based on linear filter and this algorithm digital simulation was made.

By using methods of the nonlinear filtering theory algorithm for detecting the group of pulse signals was obtained. To receive numerical characteristics of the detecting properties digital simulation was made. The detecting properties of this algorithm and the linear filter-based algorithm were compared.

Fig. 1a shows the probability of correct detection as function of signal-to-noise merit (S/N) for values of the probability of “false alarm” errors 10^{-2} and 10^{-3} in case of arriving of two pulses for the algorithm based on linear filter.

Fig. 1b shows the probability of correct detection as function of signal-to-noise merit (S/N) in case of arriving of two pulses for the algorithm based on nonlinear filter.

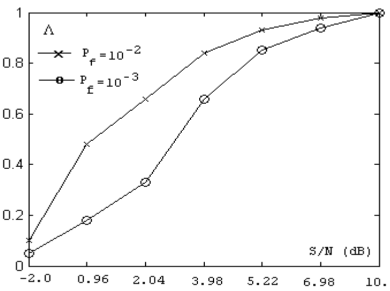


Fig.1a

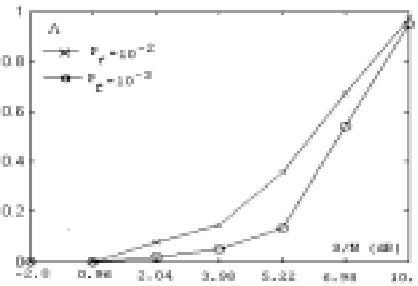


Fig.1b

Fig. 2a shows probability of correct detection as function of signal-to-noise merit (S/N) in case of arriving of four pulses for the algorithm based on linear filter.

Fig. 2b shows probability of correct detection as function of signal-to-noise merit (S/N) in case of arriving of four pulses for the algorithm based on nonlinear filter.

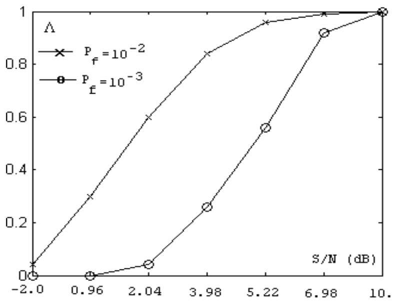


Fig.2a

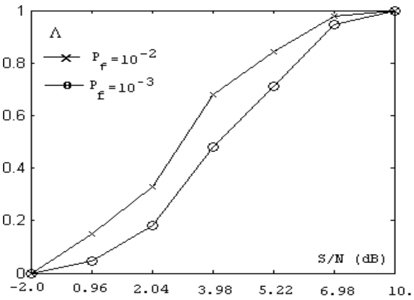


Fig.2b

Figs 1a and 2a show that in case of using the algorithm based on linear filter effectiveness of pulse detecting is practically unchanged if number of pulses is increased. Figs 1b and 2b show that in case of using the algorithm based on nonlinear filter effectiveness of pulse detecting grows if number of pulses is increased.

It means that using of the algorithm based on nonlinear filter be better than using of the algorithm based on linear filter in case of arriving a large number of pulses.

[1] Стратанович Р.Л. Условные марковские процессы и их применение к теории оптимального управления. –М.: МГУ, 1966.

АДАПТИВНАЯ УЗКОПОЛОСНАЯ СИСТЕМА АКТИВНОГО ГАШЕНИЯ ВИБРАЦИЙ

А.А.Мальцев, Р.О.Масленников, А.В.Хоряев

Нижегородский госуниверситет

Системы гашения вибраций применяются для защиты объектов от колебаний связанных с ними конструкций. Широко используемая пассивная виброизоляция, как правило, обеспечивает хорошее подавление высокочастотных вибраций, но неэффективна на низких частотах. Более того, в области низкочастотного резонанса амортизатора имеет место даже усиление колебаний. Уменьшение резонансного усиления путем увеличения демпфирования ведет к ухудшению подавления колебаний на высоких частотах. Это является одним из основных недостатков простых пассивных виброизоляторов. Виброзащита называется активной, если имеются управляемые активные элементы [1]. Использование активной виброизоляции позволяет достигнуть необходимого подавления колебаний в любой частотной области. Энергетически наиболее выгодными представляются системы виброзащиты, обеспечивающие в высокочастотной области пассивное, а в низкочастотной – активное гашение вибраций.

В работе рассматривается одномерная механическая система, состоящая из изолируемого объекта, соединенного с вибрирующим основанием с помощью виброизолятора, включающего в себя линейную пружину, линейный демпфер и активный элемент (линейный мотор).

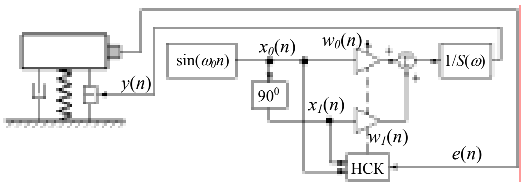


Рис.1

Схема всей системы виброзащиты изображена на рис.1. Для управления активным элементом применен узкополосный адаптивный алгоритм с гармоническим опорным сигналом [1]. Генератор опорного сигнала вырабатывает гармонический сигнал с частотой ω_0 вблизи собственной частоты механической системы, который разделяется на две квадратурные составляющие $x_0(n)$ и $x_1(n)$. Далее сигналы проходят через усилители с изменяемыми коэффициентами усиления $w_0(n)$, $w_1(n)$ и подаются на сумматор. Для управления коэффициентами усиления применяется градиентный алгоритм наименьших средних квадратов (НСК), изменяющий их в направлении уменьшения среднего квадрата ускорения объекта:

$$\begin{cases} w_0(n+1) = \beta w_0(n) + \mu e(n) x_0(n), \\ w_1(n+1) = \beta w_1(n) + \mu e(n) x_1(n), \end{cases}$$

где β – коэффициент, определяющий постоянную времени дискретного интегратора; μ – постоянная алгоритма; $e(n)$ – остаточное ускорение (сигнал ошибки), измеряемое акселерометром, установленным на изолируемом объекте. Сигнал с выхода сумматора проходит через обратный фильтр с передаточной характеристикой $1/S(\omega)$, где $S(\omega)$ – передаточная характеристика механической системы от линейного мотора до измерителя ошибки. Для рассматриваемой системы $S(\omega)$ равна:

$$S(\omega) = \frac{1}{m}\frac{\omega^2}{\omega^2 - \omega_0^2 - jd\omega},$$

где m – масса изолируемого объекта, $\omega_0^{\,2}$ – собственная частота механической системы, d – относительный коэффициент демпфирования. Фильтр $1/S(\omega)$ требуется для корректной работы градиентного алгоритма вычисления весовых коэффициентов. Выход обратного фильтра образует управляющий сигнал для линейного мотора $y(n)$.

Два подхода могут быть использованы для модификации градиентного алгоритма с учетом характеристик среды распространения сигнала от активного элемента до измерителя ошибки $e(n)$. В первом, наиболее часто применяемом случае в цепь опорного сигнала включается “предыскажающий” фильтр с передаточной функцией, равной $S(\omega)$ [1]. Поскольку он осуществляет коррекцию только для центральной частоты опорного гармонического сигнала ω_0, такой способ является эффективным, если $S(\omega)$ незначительно изменяется в полосе подавления активной системы. Второй подход предполагает использование обратного фильтра $1/S(\omega)$, включаемого в цепь управления активным элементом. При таком способе коррекция осуществляется для всех частот в полосе подавления активной системы.

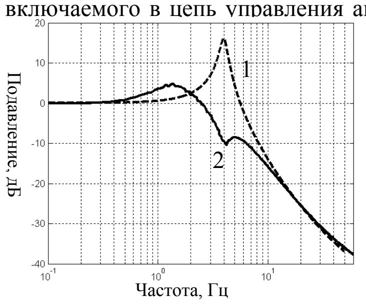


Рис.2

Было проведено численное моделирование в среде MatLab. На рис.2 представлены частотные характеристики системы виброзащиты без использования активного гашения (кривая 1) и с использованием рассмотренного адаптивного управления (кривая 2). Из рисунка видно, что применение активного гашения позволило добиться подавления колебаний на низких частотах, не ухудшая характеристик подавления в высокочастотной области.

Работа выполнена при поддержке гранта РФФИ № 00-02-17602 и гранта Ведущая научная школа № 00-15-96620.

[1] Арзамасов С.Н., Мальцев А.А. //Изв. вузов. Радиофизика. 1986. Т.29,№6. С.698.

СТОХАСТИЧЕСКАЯ ДИНАМИКА АВТОКОЛЕБАТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ С НЕСИММЕТРИЧНОЙ КУБИЧНОЙ ХАРАКТЕРИСТИКОЙ

В.Г.Медведев

Чувашский государственный университет им. И.Н.Ульянова

Работа посвящена исследованию стохастической динамики нелинейных систем на математических моделях автогенераторов томсоновского типа. Используется модель автоколебательной системы с несимметричной кубичной характеристикой нелинейного элемента [1], для которого статистическое описание динамических процессов проводится на основе уравнения Фоккера-Планка (УФП) [2]:

$$\partial_t P(x,t) = -\partial_x[(\alpha x + \beta_1 x\sqrt{x} - \beta_2 x^2 + \gamma_1 x^2\sqrt{x} - \gamma_2 x^3)P(x,t)] + D\partial_x[x\partial_x P(x,t)]\ , \quad (1)$$

где $P(x,t)$ – вероятность обнаружения случайной переменной состояния системы (интенсивности колебаний) x в интервале $(x,x+\Delta x)$ в момент времени t; $\alpha, \beta_1, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2$ – параметры системы; D – интенсивность аддитивного дельта-коррелированного шума.

Рассматриваются переходные процессы установления стационарных колебаний и затухания генерации при резком переключении управляющего параметра α из подпорогового значения $\alpha_1<0$ в надпороговое $\alpha_2>0$ и наоборот. Анализируются явления стохастической динамической бифуркации при прямом $\alpha(t)=-\alpha_1+vt$ и обратном $\alpha(t)=\alpha_2-vt$ медленном переходах α через пороговое значение $\alpha=0$ [3], где v– скорость изменения α.

Детерминированная часть УФП (1) играет роль силы, пропорциональной потенциальной функции $U(x)$, показывающей области устойчивых и критических состояний системы. На рис.1 показаны наиболее существенные потенциальные кривые 1 и 2, соответствующие мягкому (с одной “глубокой” потенциальной ямой) и жесткому (с тремя потенциальными ямами) режимам возбуждения колебаний. При выбранных масштабах вывод графика для мягкого режима ограничен на уровне 0,0001. За критерий сравнения выбран одинаковый уровень стационарного значения переменной состояния системы $x_{ст}$=1.

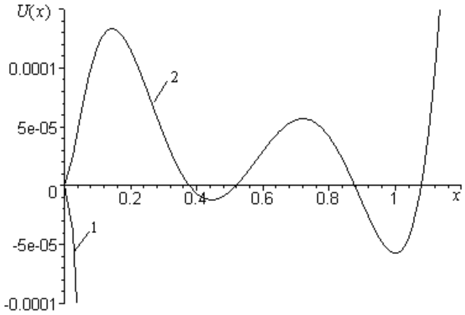


Рис. 1

Нестационарное УФП (1), как правило, не имеет точных аналитических решений. Поэтому здесь проводится численное исследование УФП (1) на равномерной координатно-временной сетке с помощью шеститочечной разностной схемы [4]. Начальная плотность распределения вероятности при прямом резком и медленном изменении управляющего параметра задается в виде экспоненциального $P(0,t)=\exp(-x/\bar{x})/\bar{x}$, которое получается из стационарного решения УФП (1) [5], когда система находится ниже порога генерации [3], а граничные условия задаются в виде поглощающих $P(0,t)=P(\infty,t)=0$.

При значениях параметров $\alpha=-0{,}264$, $\beta_1=1{,}954$, $\beta_2=-4{,}99$, $\gamma_1=5{,}3$, $\gamma_2=-2$, $D=0{,}001$ шага по координате $xh=0{,}01$, шага по временной оси $\tau=0{,}075$, численное решение УФП (1), соответствующее жесткому режиму возбуждения колебаний, приведено на рис.2, где максимумы $P(x,t)$ соответствуют минимумам потенциальной функции (рис.1).

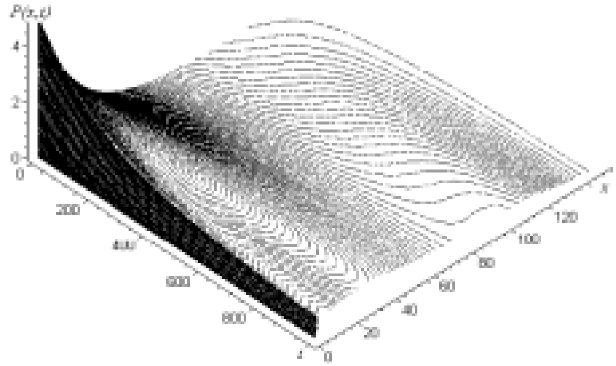


Рис. 2

Исследования показали существование тримодального поведения эволюции плотности распределения вероятности в системе с несимметричной кубичной характеристикой не только в жестком, но и в мягком режиме возбуждения колебаний с потенциальной функцией V вида, а также в режиме стохастической динамической бифуркации при сколь угодно медленных переходах управляющего параметра через пороговое значение.

Построена бифуркационная диаграмма $x(\alpha)$, которая при определенных значениях параметров показывает возможность существования двухэтапного гистерезисного перехода переменной состояния системы из одного метастабильного состояния в другое как в переходных процессах, так и в режиме динамической бифуркации. Полученные результаты применимы для статистического анализа нелинейных систем различной природы, динамические процессы в которых описываются аналогичными феноменологическими уравнениями.

[1] Теодорчик К.Ф. Автоколебательные системы. –Л.: Гостехиздат, 1952, с.71.
[2] Понтрягин Л.,Андронов А., Витт А. //ЖЭТФ. 1933. Т.3,В.3. С.165.
[3] Телегин Г.Г. Динамика генерации газовых лазеров: Монография. –Чебоксары: Изд-во Чуваш. ун-та, 1997, 192с.
[4] Рихтмайер Р., Мортон К. Разностные методы решения краевых задач. –М.: Мир, 1972, с.192.
[5] Бакланов Е.В., Раутиан С.Г., Трошин Б.И., Чеботаев В.П. //ЖЭТФ. 1969. Т.56, В.4. С.1120.

МИКРОПРОЦЕССОРНЫЙ БЛОК УПРАВЛЕНИЯ ЧАСТОТНЫМ КОМПАРАТОРОМ VCH–315

С.Ю.Медведев[1], Д.А.Мельников[2]

[1]*Нижегородский госуниверситет,*
[2]*Нижегородский государственный технический университет*

Многоканальный частотный компаратор VCH-315, разработанным компанией “ВРЕМЯ-Ч” – комплекс аппаратных и программных средств, предназначенный для прецизионного измерения (вносимая прибором нестабильность менее 1.e-13 за секунду) характеристик нестабильности частоты квантовых стандартов частоты и времени. В состав прибора входит микропроцессорный блок управления с последовательным интерфейсом RS-232C, который передает результаты измерения разности фаз исследуемых сигналов в компьютер для их дальнейшей статистической обработки и получение команд конфигурации измерительных каналов (рис.1).

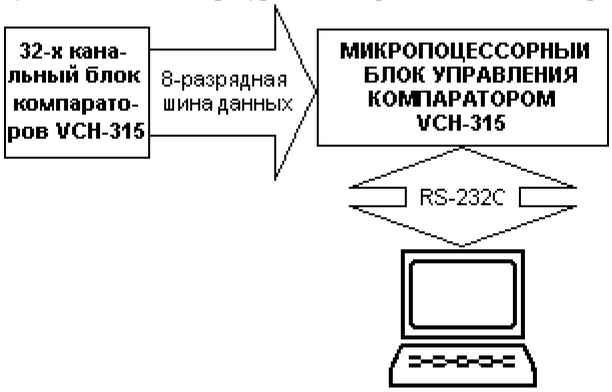


Рис. 1

Микропроцессорный блок управления построен на базе сигнального процессора TMS320C5402 фирмы Texas Instruments. В состав блока управления (рис.2), кроме микропроцессора, входят: микросхема TL16C550CFN (интерфейс RS-232C) и логическая схема, обеспечивающая управление блоком компараторов и интерфейсом RS-232C, реализованная на ПЛИС EPM3256 компании ALTERA. Обмен данными между компаратором и блоком управления осуществляется через пространство портов ввода/вывода процессора. Обмен данными между блоком управления и компьютером осуществляется через интерфейс RS-232C.

Принцип управления микропроцессорного блока компаратором заключается в своевременной обработке прерываний, приходящих от компаратора и микросхемы интерфейса RS-232C. Многоканальный блок компараторов может генерировать два прерывания INT0 и INT1, интерфейс RS-232C одно – INT3.

Прерывание INT0 – секундный импульс, сформированный из опорного сигнала компаратора. Данное прерывание используется для формирования шкалы времени.

Прерывание INT1 сигнализирует о появлении данных (результата измерения) в одном из каналов компаратора. Данные представлены 27-ми разрядными двоичными числами (разрядность определяется 100 мегагерцовой тактовой частотой измерителей разностей фаз и частотой повторения импульсов преобразованных входных сигналов, приблизительно равной 1 Гц, а $2^{26}<10^{8}<2^{27}$).

Частота появления импульсов равна:

$$F_{INT1} = \left(\frac{f_0}{K} + \Delta f \right) \cdot \frac{1}{100},$$

где $\Delta f = f_X - f_0$, $K = 10^6$, $f_0 = 10^8$Гц, $f_X = 10^8$Гц $+ \Delta f$. Здесь f_0 – частота опорного сигнала, f_X – частота исследуемого сигнала в одном из каналов компаратора. Запрос на прерывание снимается автоматически при чтении данных. После считывания данных из регистра измерителя разности фаз они заносятся в буфер FIFO, откуда передаются в компьютер по интерфейсу RS-232C. Буфер FIFO обеспечивает асинхронность работы компаратора и компьютера. Он представляет собой структуру, состоящую из 2-х полей: отсчета, полученного с компаратора, и момента времени, в который было проведено измерение. Для каждого канала создается свой буфер FIFO.

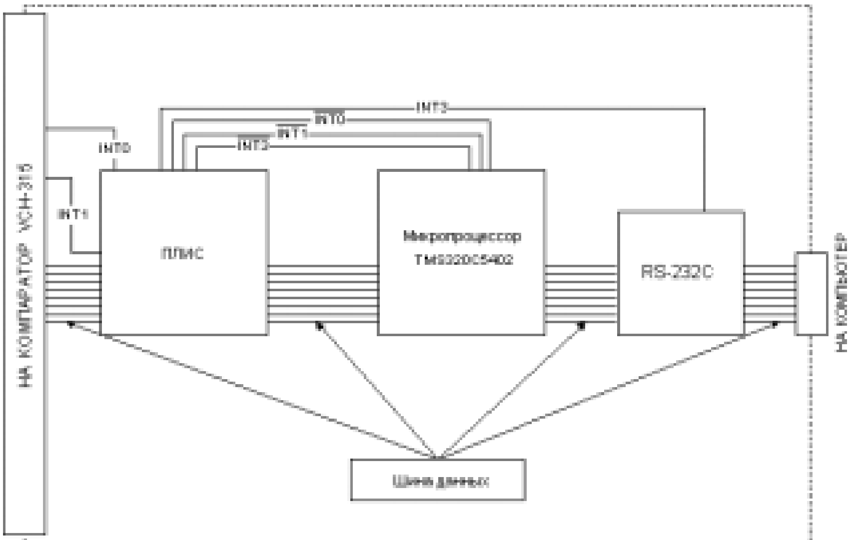


Рис. 2

Прерывание INT3 сигнализирует о наличии 1 байта в приемном регистре микросхемы интерфейса RS-232C. Скорость обмена 56 Кбит/сек. Достоверность передачи информации обеспечивается включением в посылку контрольной суммы.

THE ENERGY DECAY OF THE LOCALIZED ANIZOTROPIC PERTURBATION IN MULTIDIMENSIONAL BURGERS EQUATION

S.N.Gurbatov, A.Yu.Moshkov

Nizhni Novgorod State University

We consider the problem of the energy decay of the localized anizotropic structures for the un-forced multi-dimensional Burgers equation [1]:

$$\partial\vec{V}\big/\partial t + (\vec{V}\nabla\vec{V}) = \nu\Delta\vec{V}, \tag{1}$$

that describes a variety of nonlinear wave phenomena arising in the theory of acoustics [1], surface growth [2], plasma physics [2] and so on.

Let us consider only the potential solution of (1) equal to

$$\vec{V}(\vec{x},t) = -\nabla\psi(\vec{x},t). \tag{2}$$

We assume the energy as the surface roughness measured by its mean-square gradient

$$E(t) =< (\nabla\psi(\vec{x},t))^2 >= \sum E_i(t), \qquad E_i(t) =< (\partial\psi\big/\partial x_i)^2 >. \tag{3}$$

The angular brackets here denote ensemble's averaging for the random initial field and the integration over space for the localized perturbation. Possible increase of the mean-square gradient $E(t)$ in the multi-dimensional Burgers equation (in contrast with d=1) is the result of this equation not having a conservation form. For the simplicity we will analyze 2-d Burgers equation. The generalization for d>2 in most situations is evident.

Let us first consider the partial case with the initial potential described by the following equation

$$\psi_0(\vec{x}) = \varphi_0[1-\sum_i (x_i^2\big/2L_{0,i}^2)], \tag{4}$$

inside the ellipse $S(t)$:

$$x_1^2/2L_1^2(t) + x_2^2/2L_2^2(t) \le 1, \qquad L_i(t) = L_{0,i}(1+t/t_{nl,i})^{1/2} \tag{5}$$

and is equal to zero outside this area. Here $t_{nl,i} = L_i^2/\psi_0$ is the nonlinear effects development time of i-th velocity component. One can see that in this case there's the independent field's evolution of each component inside $S(t)$, but is a strong energetic interaction

$$E_1(t) = \pi\varphi_0^2 L_2(t)/L_1(t), \qquad E_2(t) = \pi\varphi_0^2 L_1(t)/L_2(t). \tag{6}$$

Let us consider that the initial perturbation is highly anisotropic $L_1 << L_2$. We'll use the ratio of the velocity energy components $k(t)=E_1(t)/E_2(t)$ as measure of anisotropy.

For $t_{nl,1} << t << t_{nl,2}$ one can receive for the energy of the velocity components

$$E_1(t) \approx \pi\varphi_0^2 L_2 /(\varphi_0 t)^{1/2}, \qquad E_2(t) \approx \pi\varphi_0^2 (\varphi_0 t)^{1/2} / L_2. \tag{7}$$

Thus the energy of the small scale component decreases like in one dimensional case, but the energy of large scale component increases with time due to the spreading of non-decaying velocity $V_2(x_2,t)$~$V_2(x_2,0)$ over the space by the velocity component V_1. At large time the energy of the field $E(t)$ and the energy of each component $E_i(t)$ are constant. Therefore from (6), (7) one can obtain that the anisotropy coefficient $k(t)$ monotonically decreases from $k(0)=L_2^2/L_1^2>>1$ to 1 for $t>>t_{n\mathrm{l},2}$.

Let us assume that the initial localized perturbation may be represented into form

$$\psi_0(\vec{x}) = \varphi_0 f_1(\vec{x}) f_2(\vec{x}), \tag{8}$$

where the functions f_i have maximum at $\vec{x} = 0$ ($f_1(0)=f_2(0)=1$) and are characterized by the spatial scales $L_i(L_1<<L_2)$, thus $E_1(0)>>E_2(0)$. At $t_{n\mathrm{l},1}/f_2(x_2)<<t<<t_{\mathrm{nl},2}$, where $t_{n\mathrm{l,i}}=L_i^2/\psi_0$, one can receive that for the fixed x_2 inside the interval

$$| x_1 | \le L_s(t) = \sqrt{2\varphi_0 f_2(x_2) t} \tag{9}$$

there's the universal behavior of the velocity component

$$V_1(\vec{x},t) \approx x_1 / t, \quad V_2(\vec{x},t) \approx \varphi_0 f_1(0) \partial f_2(x_2) / \partial x_2 . \tag{10}$$

Consequently for the velocity component energy we get from equations (9),(10)

$$E_1(t) \approx [2^{5/2} \varphi_0^{3/2} / 3\sqrt{t}] \int f_2^{3/2}(x_2) dx_2 \sim E_1(0) L_1 / \sqrt{\varphi_0 t}\,, \tag{11}$$

$$E_2(t) \approx 2^{3/2} \varphi_0^{3/2} \sqrt{t} \int f_2^{1/2}(x_2) (\partial f_2 / \partial x_2)^2 dx_2 \sim E_2(0) \sqrt{\varphi_0 t} / L_1 . \tag{12}$$

Thus in this case we again have the decay of small-scale component and increasing of the energy of large-scale component V_2. At $t >> t_{n\mathrm{l},2}$ we have the isotropization of initial perturbation, and the velocity field is described by the following equation

$$\vec{V}(\vec{x},t) = (\vec{x} - \vec{y}_k)/t, \quad | \vec{x} - \vec{y}_k | < L_s(t) = \sqrt{2Ht} \tag{13}$$

inside the region $| x | < \sqrt{2\varphi_0 t}$. It is easy to see that the asymptotic solution (13) takes place for the arbitrary initially localized perturbation having single absolute maximum at the coordinate $\vec{y} = \vec{y}_k$, $\psi_0(\vec{y}_k) = H$.

This work was partly supported by RFBR grant № 02-02-17374, 00-15-96619 and a grant of the project "Universities of Russia".

[1] Gurbatov S.N., Malakhov A.N., Saichev A.I. Nonlinear Random Waves and Turbulence in Nondispersive Media: Waves, Rays, Particles. –Manchester University Press, 1991.
[2] Barabisi A.L., Stanley H.E. Fractal concepts in surface growth. –Cambridge University Press, 1995.

РЕЛАКСАЦИЯ КУМУЛЯНТОВ СТОХАСТИЧЕСКОГО УРАВНЕНИЯ ФЕРХЮЛЬСТА

О.В.Музычук

Нижегородский архитектурно-строительный университет

Статистический анализ неравновесных процессов в нелинейных системах, подверженных воздействию случайных сил, актуален для широкого круга проблем статистической радиофизики, нелинейной динамики и прикладных задач. Поскольку аналитических решений нестационарных уравнений Фоккера-Планка в нетривиальных случаях нет, исследовать такие системы можно, комбинируя аналитические и численные методы анализа.

Рассмотрим стохастическое уравнение Ферхюльста, имеющее широкий спектр приложений [1] (в частности, оно является уравнением Ланжевена для квадрата координаты броуновского движения частиц в бимодальном стохастическом потенциале, описывает установление интенсивности колебаний автогенератора [2]):

$$T\dot{x} = (1+\xi(t))x - \gamma x^2 . \qquad (1)$$

Случайную силу положим дельта коррелированным гауссовым шумом со спектральной плотностью $D_\xi/2\pi$. Стационарное вероятностное распределение величины $x(t)$ имеет вид:

$$w_x = Cx^{1/D}e^{-\gamma x/D} = Cx^{1/d_x - 1}e^{-x/(\langle x\rangle d_x)}, \qquad (2)$$

$$\langle x\rangle = 1/\gamma\ , \quad D = D_\xi/2T, \quad D_x = \langle x^2\rangle - \langle x\rangle^2, \ \ d_x = D_x/\langle x\rangle^2$$

Стационарные моменты удовлетворяют рекуррентной формуле:

$$\langle x^{n+1}\rangle = (1+nD)\langle x\rangle\langle x^n\rangle,\ n = 1,2,\ldots.$$

На основании выражений, связывающих моменты и кумулянты случайных процессов [3], можно получить простое соотношение для стационарных кумулянтов:

$$\kappa_{n+1} = nD\kappa_1\kappa^n = n!D^n\langle x\rangle^{n+1}, \qquad n = 1,2,\ldots \qquad (4)$$

Уравнения релаксации кумулянтов $\kappa_n(\theta)$ имеют вид ($\theta = t/T$):

$$\kappa_n'/n = (1+nD)\kappa_n + D\sum_{k=1}^{n-1} kC_{n-1}^k\kappa_{n-k}\kappa_k - \gamma(\kappa_{n+1} + \sum_{k=0}^{n-1} C_{n-1}^k\kappa_{n-k}\kappa_{k+1}) \qquad (5)$$

Для замыкания этой цепочки в n-ом приближении используем рекуррентное соотношение (4) для старшего кумулянта κ_{n+1}; при этом, как показывает численный анализ, мы приходим к точным стационарным значениям кумулянтов меньших порядков.

Поскольку плотность вероятности (2) определяется только средним значением и дисперсией (т.е. двумя первыми кумулянтами), найдя их численным решением цепочки (4) в заданном приближении, можно моделировать нестационарное вероятностное распределение $W_x(x,\theta)$ на основе истинной стационарной плотности вероятности (2) в виде:

$$W_x(x;\theta) = w_x[\langle x(\theta)\rangle, d_x(\theta)], \quad d_x = \frac{D_x(\theta)}{< x(\theta >^2} \quad .$$

При этом начальные условия могут быть детерминированные или случайные, а использованный подход приводит к точному стационарному распределению.

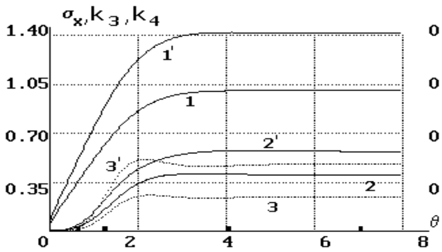


Рис.1.

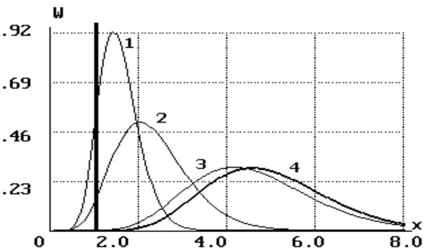


Рис.2.

На рис.1 показана релаксация среднеквадратичного отклонения (кривые 1 и 1') и кумулянтных коэффициентов (кривые 2, 2' - 3-го, кривые 3, 3' - 4-го порядков). Кривые 1-3 для интенсивности шума D = 0,04, кривые 1'-3' – для D = 0,08. Рис.2 иллюстрирует эволюцию модельного вероятностного распределения. Нумерация кривых соответствует росту времени, моменты которого указаны метками на рис.1, а кривая 4 совпадает с истинной стационарной плотностью вероятности (2).

Работа выполнена при поддержке РФФИ и Минвуза РФ, гранты 02-02-17517, Е00-3.5-216.

[1] Хорстхемке В., Лефевр Р. Индуцированные шумом переходы: теория и применение в физике, химии биологии. –М.: Мир, 1987.
[2] Музычук О.В. //Изв.вузов. Радиофизика. 2000. Т.43,№9. С.827.
[3] Малахов А.Н. Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований. –М.: Сов. радио, 1978.

УСКОРЕНИЕ ДИФФУЗИИ ПРИМЕСИ В СРЕДЕ ПУТЁМ ВРЕМЕННОЙ МОДУЛЯЦИИ КОЭФФИЦИЕНТА ДИФФУЗИИ

А.А.Дубков, Е.Л.Панкратов

Нижегородский госуниверситет

В работе исследуется зависимость времени установления стационарного распределения концентрации примеси от закона изменения во времени коэффициента диффузии среды. Актуальность задачи обусловлена широким распространением параметрических диффузионных эффектов в полупроводниковых приборах. Рассмотрим одномерную среду с отражающими границами x=0, x=L и слабо нестационарным коэффициентом диффузии: D=$D(t)$. В момент времени t=0 в среду инжектируется примесь единичной массы с начальным распределением концентрации $f(x)$. С течением времени в среде устанавливается равномерное распределение, равное $1/L$. Найдём время установления концентрации в заданной точке среды с целью его минимизации при заданном законе модуляции коэффициента диффузии.

Определим время установления примеси с помощью асимптотически оптимального критерия в виде равновеликого по площади прямоугольника [1]:

$$\Theta(x) = \left[f(x) - L^{-1}\right]^{-1} \int_0^\infty \left[C(x,t) - L^{-1}\right] dt\ , \tag{1}$$

где концентрация примеси $C(x,t)$ удовлетворяет уравнению диффузии:

$$\frac{\partial C(x,t)}{\partial t} = D(t) \frac{\partial^2 C(x,t)}{\partial^2 x}\ . \tag{2}$$

Представим коэффициент диффузии в виде $D(t)=D_0(1+\mu v(t))$, где D_0 – его среднее значение, $0\le\mu<1$, $|v(t)|\le1$. Условие малости временной модуляции закона $D(t)$ ($\mu<<1$) позволяет использовать метод малого параметра [2] и искать решение уравнения (2) в виде степенного ряда по параметру μ: $C(x,t)=C_0(x,t)+\mu C_1(x,t)+\mu^2 C_2(x,t)+\ldots$ В силу линейности (1) по концентрации $C(x,t)$ время установления будет иметь вид аналогичного разложения: $\Theta(x)=\Theta_0(x)[1+\mu\tau_1(x)+\mu^2\tau_2(x)+\ldots]$. Далее можно ограничиться лишь первыми двумя членами разложения для времени установления. В наиболее интересной с практической точки зрения ситуации, когда примесь впрыскивается на левом конце среды $f(x)=\delta(x)$, а точка наблюдения расположена на её правом конце $x=L$, нулевое приближение для времени установления имеет вид: $\Theta_0(L)=L^2/6D_0$, а относительная поправка определяется соотношением:

$$\tau_1(L) = 6D_0 L^{-2} \left(L \int_0^\infty v(t) C_0(L,t) dt - \int_0^L \int_0^\infty v(t) C_0(x,t) dt dx \right). \tag{3}$$

Рассмотрим пример гармонической зависимости коэффициента диффузии от времени $v(t)=\cos(\omega t+\varphi)$. Зависимость поправки $\tau_1(L)$ от частоты, соответствующая функциям $v(t)=\sin(\omega t)$ и $v(t)=\cos(\omega t)$, представлена на рис. 1 и 2.

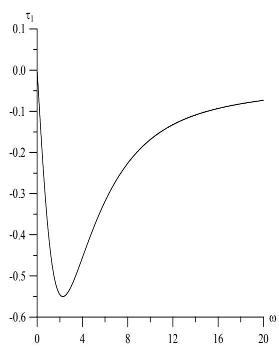


Рис.1

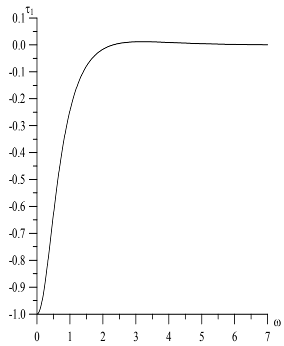


Рис.2

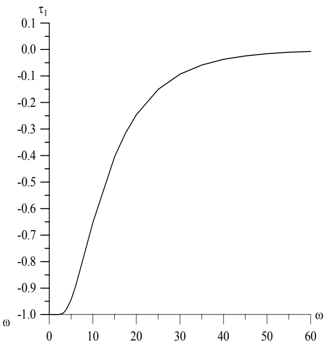


Рис.3

Как видно из рисунков, зависимость, соответствующая первоначально возрастающей функции $v(t)$, является немонотонной и имеет сходство с резонансной кривой. Частотная зависимость поправки $\tau_1(L)$, отвечающая первоначально невозрастающей по абсолютной величине функции $v(t)$, является строго (как, например, в случае модуляции меандром $\psi(t)$=sign($\vartheta - t$) с периодом $T=2\vartheta$, рис.3) или практически монотонной (рис.2). Таким образом, величина ускорения установления примеси зависит от начальной фазы функции $v(t)$. Следует заметить, что с ростом D_0 и уменьшением L происходит увеличение значения частоты, соответствующей экстремуму частотной зависимости поправки $\tau_1(L)$.

Оптимальное значение момента инжекции примеси определяет фазу функции $v(t)=\cos(\omega t+\varphi)$, минимизирующую время установления. Соотношение для неё имеет вид: $\varphi_{cos0}(\omega)=\pi k-\mathrm{arctg}[\tau_{1\sin}(L)/\tau_{1\cos}(L)]$, где $\tau_{1\sin}(L)$ и $\tau_{1\cos}(L)$ – поправки, соответствующие законам модуляции коэффициента диффузии вида: $v(t)=\sin(\omega t)$ и $v(t)=\cos(\omega t)$. В результате оптимизации параметров временной модуляции ускорение (а со сменой фазы на π – замедление) диффузии может достигать ~15% по сравнению со случаем, соответствующему непараметрическому процессу $D(t)=D_0$. Зависимость поправки $\tau_1(L)$ от частоты и начальной фазы закона $v(t)$ можно объяснить с помощью анализа динамики потока примеси.

Данная работа поддержана грантами РФФИ № 02-02-17517 и INTAS № 450.

[1] Малахов А.Н., Панкратов Е.Л. //Изв. вузов. Радиофизика. 2001. Т.44,№4. С.367.
[2] Мальцев А.А., Панкратов Е.Л. //В кн.: Тр. 5-й научн. конф. по радиофизике. 7 мая 2001 /Ред. А.В. Якимов. –Н.Новгород: ТАЛАМ, 2001, с.211.

ИССЛЕДОВАНИЕ ХАРАКТЕРИСТИК ТЕРМОРЕГУЛИРОВАНИЯ КВАНТОВОГО ДИСКРИМИНАТОРА

С.Ю.Медведев[1], А.Ю.Павленко[1], П.Н.Смирнов[2]

[1]*Нижегородский госуниверситет,* [2]*ЗАО «Время-Ч»*

В настоящее время во многих областях науки и техники требуются устройства, обеспечивающие максимально стабильные по частоте сигналы. Квантовые стандарты частоты на основе водородных дискриминаторов обладают в этом отношении уникальными характеристиками. Существует множество эффектов, сдвигающих частоту квантового перехода водородных атомов, а, следовательно, и выходную частоту прибора, однако в данной работе мы рассматриваем только сдвиги, зависящие от температуры, такие как стеночный сдвиг ($\Delta f/f \le -1\cdot 10^{-12}$/С) и эффект Доплера второго порядка ($\Delta f/f \le -1{,}4\cdot 10^{-13}$/С) [1].

Кратковременная нестабильность частоты водородного дискриминатора (дисперсия Аллана [2]) вследствие шумовых эффектов описывается выражением [1]:

$$\sigma_y(\tau) = \sqrt{\frac{k_s kTF}{2\beta_1\beta_2}}\,\frac{(1+\beta_1+\beta_2)}{2Q_0}\,\frac{(1+S_0-\alpha)^2}{\alpha\sqrt{S_0}\,(1+S_0)}\,\tau^{-\frac{1}{2}}\,. \qquad (1)$$

Для квантового стандарта частоты VCH-1006, выпускаемого ЗАО «Время-Ч» имеем:

$\sigma_y(\tau) = 3{,}86\cdot 10^{-13}\cdot\tau^{-1/2}$ (см.рис.1).

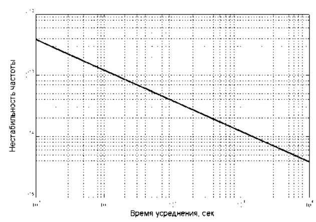


Рис. 1

Таким образом, все остальные факторы, приводящие к ухудшению стабильности выходной частоты стандарта, должны быть, как минимум, вдвое меньше этой величины. Принимая во внимание суммарное влияние температуры на частоту квантового перехода порядка $-1{,}5\cdot 10^{-12}$/°С, получаем требование к системе термостатирования $\Delta T \sim (10^{-1}\,°\mathrm{C})\cdot\tau^{-1/2}$.

Для решения этой задачи была разработана микропроцессорная система цифрового терморегулирования, в основе которой был опробован и успешно реализован метод ключевого управления нагревателем по псевдослучайному закону. Управляющий элемент выполнен в виде электронного ключа, подающего напряжение на нагреватель по псевдослучайному закону через фиксированные промежутки времени (~10мкс). Вероятность появления импульса пропорциональна выходному значению (т.е. сигналу ошибки) ПИ-регулятора. Данный принцип не только повышает КПД нагревателей за счёт использования ключевого исполнительного устройства, но и снижает интерференционные помехи за счёт более равномерного распределения излучаемой энергии по спектру вследствие псевдослучайного характера импульсов тока нагревателя.

Целью данной работы являлся расчёт и экспериментальное подтверждение максимально возможной стабильности температуры объекта, определяемой импульсным характером подаваемой мощности.

Для расчёта использовалось предположение, что импульсы мощности имеют спектр вида $W(f) = A\cdot[\sin(10^{-4}\pi\cdot f)/10^{-4}\pi\cdot f]^2$, где множитель A находится из условия нормировки и равняется $4\cdot10^{-4}$, рис.2, и объект регулирования представляет собой НЧ фильтр с частотой среза, определяемой температурной постоянной времени. Постоянная времени объекта τ, измеренная экспериментально, равна $3{,}38\cdot10^{4}$сек, что соответствует частоте среза фильтра f_g $=4{,}7\cdot10^{-6}$Гц. Зависимость температуры объекта от подаваемой мощности: $T = 45°\mathrm{C}\cdot W(t)/W_{max} + 25\mathrm{C}$. Тогда после прохождения НЧ фильтра получаем:

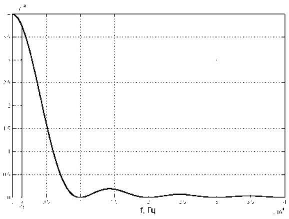


Рис. 2

$$W_1 = 4\cdot10^{-4}\int_0^{4.7\cdot10^{-6}}\left[\frac{\sin(10^{-4}\pi\cdot f)}{10^{-4}\pi\cdot f}\right]^2 df = 1.88\cdot10^{-9} \tag{2}$$

Следовательно, стабильность температуры: $\sigma_T = 45\mathrm{C}\cdot\sigma_U = 45\mathrm{C}\cdot(W_1)^{1/2} \approx 1{,}96\cdot10^{-4}\mathrm{C}$, что значительно меньше максимально допустимого значения.

Для подтверждения теоретических результатов были проведены измерения, из которых видно, что отклонения температуры объекта от среднего значения, (рис.3) не превышают $3\cdot10^{-4}$С. Кратковременная стабильность температуры (вариация Аллана, рис.4) не хуже 10^{-3}С при временах усреднения 60 сек и более, что соответствует нестабильности температурозависимых сдвигов квантового стандарта не более чем $1{,}5\cdot10^{-14}\tau^{-1/2}$. Это значительно меньше значения, определяемого шумами.

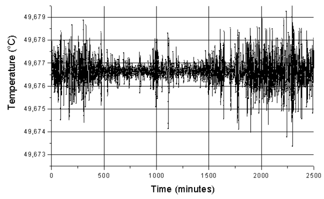


Рис.3

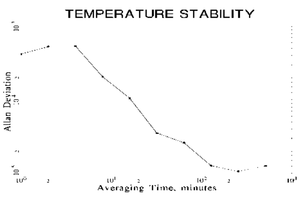


Рис.4

Следует также отметить, что вид полученной экспериментально зависимости $\sigma(\tau)$ не является характерным для шумового процесса. Данный факт требует дальнейшего исследования.

[1] Audoin C., Guinot B. The Measurement of Time. –Cambridge: Cambridge University Press, 2001, 335p.
[2] Sullivan D.B., Allan D.W., Howe D.A. //NIST Technical Note. March 1990. P.1337.

ОЦЕНКА БИСПЕКТРА 1/F ШУМА В МОДЕЛИ ДВУХУРОВНЕВЫХ СИСТЕМ

М.Ю.Перов

Нижегородский госуниверситет

У большинства полупроводниковых приборов на низких частотах наблюдается 1/f шум, который, вероятно, обусловлен подвижными дефектами. Обнаружено, что нулевая гипотеза (о гауссовости и стационарности) для 1/f шума полупроводников не выполняется. Предполагается, что 1/f шум является стационарным негауссовым. Для изучения негауссовости шума исследуются спектральные характеристики высших порядков, такие как биспектр и другие.

Существует модель двухуровневых систем [1], согласно которой дефект может находиться в одном из двух метастабильных состояний. Предполагается, что переход из одного состояния в другое происходит сколь угодно быстро по сравнению со временем пребывания в одном из состояний. Таким образом, перемещение дефекта из одного состояния в другое и обратно может быть представлено случайным телеграфным процессом (СТП). В полупроводнике количество дефектов велико, и шум образуется суперпозицией или ансамблем СТП. Для данной модели определен спектр одного СТП, имеющий лоренцев характер, и спектр ансамбля СТП, который имеет 1/f вид [2]. Определить более высокие спектральные характеристики 1/f шума в этой модели, в частности биспектр, представляется весьма затруднительным.

Для теоретической оценки биспектра 1/f шума в модели СТП построена вспомогательная модель 1/f шума на основе ансамбля пуассоновских процессов. Ансамбль пуассоновских процессов эквивалентен ансамблю СТП в модели ДУС, который дает спектр вида 1/f. Отдельно взятый пуассоновский процесс используется для моделирования элементарного СТП, соответствующего одному подвижному дефекту, поэтому в качестве элементарного импульса выбран прямоугольный импульс. Длительность импульса распределена по закону Больцмана:

$$W_\tau(\tau) = (1/\tau_0)\ \exp(-\tau/\tau_0).$$

Применяя Фурье-преобразование к выражению для корреляционной функции пуассоновского процесса фиксированной длительности [3], получаем выражение для спектра. После усреднения по всем длительностям импульса найдено выражение для спектра пуассоновского процесса, моделирующего поведение одного дефекта (аналогично СТП):

$$S(\omega\,|\,\tau_0) = \frac{2a^2\tau_0}{k+1}\frac{1}{1+(\omega/\omega_c)^2}. \qquad (1)$$

Здесь ω_c=$1/\tau_0$ –угловая частота, τ_0 –средняя длительность импульса (среднее время пребывания дефекта в состоянии, которое условно обозначается “1”). В полученном выражении учтено, что дефект может находиться в состоянии “0”. Среднее время пребывания в этом состоянии (средняя длительность паузы) составляет θ_0; k –коэффициент, связывающий средние длительности паузы и импульса

$(\theta_0 = k\,\tau_0)$. Частота появления импульсов λ равна обратному среднему периоду импульса в СТП: $\lambda = 1/(\tau_0 + \theta_0) = 1/[(k+1)\,\tau_0]$. Распределение средних длительностей импульсов в ансамбле пуассоновских процессов имеет вид, как и в ансамбле СТП: $W_\tau(\tau)=1/[\tau \ln(\tau_в/\tau_н)]$, $\tau_в \le \tau \le \tau_н$. Спектр ансамбля пуассоновских процессов имеет следующий вид:

$$S(\omega) = \frac{\pi a^2 N_d}{(k+1)\ln(\tau_в/\tau_н)} \cdot \frac{1}{\omega}. \tag{2}$$

Используем выражение для кумулянтных функций пуассоновского процесса с элементарным импульсом фиксированной длительности [3]. Учитывая распределение длительностей импульса, найдем выражение для биспектра пуассоновского процесса, моделирующего поведение одного дефекта. Усредняя данное выражение по средним длительностям импульсов, получим биспектр пуассоновского процесса ансамбля дефектов.

В полученных выражениях для спектров процессов, моделирующих поведение одного дефекта, отметим, что дисперсия и частота среза лоренцианов у пуассоновского процесса и СТП отличаются на коэффициент $k/(k+1)$. Различие обусловлено тем фактом, что в пуассоновском процессе статистика пребывания дефекта в состоянии “0” или статистика пауз учтена частично, лишь в частоте появления импульсов, и нарушается по сравнению с СТП из-за перекрытия импульсов. Для выравнивания дисперсии и частот среза лоренцианов в биспектре пуассоновского процесса, моделирующего один дефект, добавим корректирующий множитель $k/(k+1)$. Тогда выражение для биспектра процесса, моделирующего поведение ансамбля дефектов, примет следующий вид:

$$S(\omega_1,\omega_2) = \frac{2a^3 N_d k}{(k+1)^2 \ln(\omega_в/\omega_н)(\omega_1+\omega_2)} \left(\frac{\ln(1+\omega_1/\omega_2)}{\omega_1} + \frac{\ln(1+\omega_2/\omega_1)}{\omega_2} \right). \tag{3}$$

При выводе данного выражения использовано приближение: $\tau_в^{-1} \ll \omega \ll \tau_н^{-1}$. На биссектрисе частотной плоскости, $\omega_1=\omega_2=\omega$, биспектр обратно пропорционален квадрату частоты, $S(\omega_1,\omega_2)\sim 1/\omega^2$. Из выражения (3) следует, что 1/f шум является негауссовым. Полученная формула с точностью до постоянного множителя совпадает с биспектром 1/f шума в модели Халфорда и может быть использована для определения концентрации подвижных дефектов структуры.

Работа выполнена при поддержке грантов РФФИ № 00–15–96620, № 01–02–16666, № 02–02–06298 и Отделения Науки НАТО, программа “Наука для Мира”, грант SfP–973799 Semiconductors.

[1] Коган Ш.М. //УФН. 1985. Т.145,№2. С.285.
[2] Левин Б.Р. Теоретические основы радиотехники. –М.: Сов. радио, 1969, Кн.1. Гл.11.
[3] Зачепицкая Л.П. //Радиотехника и электроника. 1971. Т.16,№4. С.627.

ОЦЕНКА СПЕКТРА И БИСПЕКТРА 1/F ШУМА *GaAs* ЭПИТАКСИАЛЬНЫХ ПЛЕНОК

А.В.Моряшин, А.В.Якимов

Нижегородский госуниверситет

Исследования производились на образцах *GaAs* [1], изготовленных в Эйндховенском технологическом университете (Нидерланды). Эти образцы были подвергнуты протонному облучению со средней энергией подающих частиц 3МэВ. Плотность облучаемого потока составляла $1{,}5\cdot10^{13}$см$^{-2}$. Затем их отожгли при температуре (543 ÷ 563)К в течение 5 минут. Концентрация электронов после отжига составила 10^{16}см$^{-3}$.

Анализ спектра шумового напряжения производился в диапазоне частот 0,2Гц – 1,5кГц. Зависимость вида $1/f$ обнаружена на частотах ниже 20Гц. Далее спектр переходит в плато, обусловленное тепловым шумом образца и омических контактов. Пересчитывая спектр напряжения в спектр относительных флуктуаций сопротивления образца, и производя нормировку по тепловому шуму, находим значение последнего на одном герце, равное $2{,}7\cdot10^{-14}$ Гц$^{-1}$.

Для анализа измеренного спектра рассмотрим модель двухуровневых систем (ДУС). В ее основе лежит предположение о том, что 1/f шум генерируется подвижными ионизованными атомами, перемещения которых приводят к изменению сечения рассеяния свободных носителей. Подобное изменение сечения проявляется через модуляцию сопротивления образца. Используя выражение для спектра флуктуаций сопротивления [2], и учитывая значение, определенное из эксперимента, находим число подвижных атомов, необходимое для объяснения наблюдаемого спектра. Оно составляет $5\cdot10^4$, что соответствует концентрации, равной $2{,}3\cdot10^{11}$см$^{-3}$. Для того же образца измерен модуль биспектра относительных флуктуаций сопротивления $<\delta R^3>_{f1,f2}$. Его значение в точке $f_1=f_2=f=1$Гц равно $2{,}3\cdot10^{-22}$ Гц$^{-2}$. Кроме того, функциональная зависимость диагонального среза $f_1 = f_2$ от частоты имела вид $1/f^{1{,}46}$.

Воспользуемся для нахождения предварительных оценок биспектра выражением, полученным для шума, смоделированного путем замены СТП на пуассоновский процесс [3]. При этом предполагалось, что распределение длительностей импульсов такое же, как в СТП, а длительности пауз учитывались в средней частоте появления импульсов. В этом случае единственное различие между пуассоновским процессом и СТП в том, что в первом процессе за каждым прямоугольным импульсом не обязательно следует пауза, как в СТП. Из выражения, полученного для такого процесса, следует, что биспектр должен спадать как $1/f^2$. Значение на одном герце, для числа подвижных атомов $5\cdot10^4$, равно $7\cdot10^{-25}$Гц$^{-2}$.

Сравнивая измеренный биспектр с вычисленной оценкой, видим, что значение оценки оказалось на три порядка меньше, и функциональные зависимости от частоты различны. Выясним причину такого расхождения.

Если шум является гауссовым, то его биспектр должен равняться нулю, а оценки биспектра должны принимать значения близкие к нулю, лежащие внутри некоторого доверительного интервала, радиус которого можно определить, вычислив дисперсию оценки биспектра.

В работе [3] производится анализ предельной чувствительности полиспектральных анализаторов. Приводится выражение, характеризующее точность биспектральных измерений. Из него можно получить ориентировочное соотношение для дисперсии оценки биспектра, которое при выборе биспектрального окна прямоугольной формы примет следующий вид:

$$D\left[<\delta R^3>_{f,f}\right]=\frac{2<\delta R^2>_f^2<\delta R^2>_{2f}}{N\cdot t\cdot(\Delta f)^2}\,, \tag{1}$$

где $<\delta R^2>_f$ – значение спектра, измеренного на частоте, на которой производится оценка биспектра; $<\delta R^2>_{2f}$ – спектр на удвоенной частоте; $N{\cdot}t$ – время одной записи; Δf – разрешение по частоте. В нашем случае время записи составляет 412 секунд, а Δf = 0,39Гц. На частоте анализа 1 Гц значения спектра равно $2{,}7\cdot10^{-14}$ Гц$^{-1}$, это дает дисперсию $2{,}4\cdot10^{-43}$ Гц$^{-4}$, что соответствует значению стандарта равному $3{,}8\cdot10^{-22}$ Гц$^{-2}$.

Иными словами, результаты вычислений находятся внутри доверительного интервала, а мы измеряем статистическую ошибку. Анализ выражения (1), в числителе которого стоит произведение спектров, показывает, что дисперсия пропорциональна f^{-3}, а стандарт должен спадать как $1/f^{1,5}$. Функциональная зависимость результата измерения имеет вид $1/f^{1,46}$, что подтверждает наше предположение. То есть полученная зависимость представляет собой статистическую ошибку измерения, а результаты вычисления лежат в пределах доверительного интервала. Это означает, что в данных измерениях выявить негауссовость шума не удалось

Работа выполнена при поддержке грантов РФФИ № 00–15–96620, № 01–02–16666, № 02–02–06298 и Отделения Науки НАТО, программа “Наука для Мира”, грант SfP–973799 Semiconductors.

[1] Chen X.Y., Aninhevičius V. //7th Vilnius Conf. Fluctuation Phenomena in Physical System, Vilnius University Press, 1994, №7, p.77.
[2] Orlov V.B., Yakimov A.V. //Physica B. 1990. P.13.
[3] Перов М.Ю. В настоящем сборнике, с.242.
[4] Бочков Г.Н., Горохов К.В., Коннов И.Р. //Письма в ЖТФ. 1994. Т.20,№8. С.35.

THE INFLUENCE OF ELECTROSTIMULATION ON MOUSE BEHAVIOUR AND THE MODULATION OF IT BY PEPTIDE SUBSTANCE 'DALARGIN'

R.A.Plohov

Nizhni Novgorod State University

The irritation of an organism by slight electric current is a widely spread method of physiological researches. This method allows to analyze the complex of nociceptive, behavioral and hormonal stress – reactions. Pain sense of various intensity, hormonal changes (adrenaline and steroid hormone level increasing first of all), emotional arousal accompanied by flash of aggressiveness characterizes it. These reactions are closely connected and the detailed analysis of it is very useful for understanding of the whole picture. There are many substances, which are produced in organism and regulate pain, hormonal changes, emotional reactions induced by some stressors, current irritation e.g. Traditionally all these endogenous compounds are divided into two large groups: stress-realizing and stress-limiting. The first group includes substances potentiating stress processes. Adrenaline is a classical member of this family. Stress-limiting substances make weak a stress reaction. Opioid peptides play a very important role being stress-limiting substances. Opioid peptides (endorphines, enkephalines) restrict a sense of pain, hormonal changes, emotional arousal. However, all endogenous peptides are very unstable and destroyed by proteases very quickly. That is why a great attention is spared to stable synthetic analogues of endogenous peptides.

In our investigation we used a synthetic analogue of Leu-enkephaline dalargin as a modulator of current-induced stress-reactions. Recently we have established a slight antinociceptive effect of dalargin and clear behavioral effects in usual conditions. So we could suggest the behavioral effects in stress conditions. The level of aggressiveness was an indicator of behavioral changes. The scheme of experiment was very simple. A mouse was placed in the cage with electrified floor and irritated for several seconds by rectangular current impulses (1 – 5 mA, 1 –50 impulses per minute). Then the mouse was placed into usual cage and other, non-irritated mouse was placed into the same cage. The quantity of aggressive acts of irritated mouse against other mouse was being fixed for five minutes. Such testing experiments were being realized during three days and then we injected dalargin (5 mg/kg in 0,5 ml of phys. solution) and again tested the animals. According to the literature data we predicted the decrease of the quantity of aggressive acts as a dalargin effect. To our astonishment a major part of the animals did not display predicted behavioral changes, moreover, a little group of the animals demonstrated the increase of aggressiveness. This paradoxal result needs future analysis. Now we can only propose that such high dalargin dose induces the release of some endogenous peptides with pro-aggressive properties.

CARRIER FREQUENCY ESTIMATION ALGORITHMS FOR TRANSMISSION OF OFDM SIGNALS OVER SELECTIVE CHANNELS

A.A.Maltsev, A.V.Pudeyev

Nizhni Novgorod State University

Many digital communication systems operating over frequency-selective fading channels employ a signaling format consisting of frames of data, each preceded by a preamble of known symbols (training sequence). Preambles serve for timing and frequency synchronization and to estimate the channel response. In multicarrier communication systems such as OFDM (Orthogonal Frequency Division Multiplexing), inaccurate synchronization may result in a reducing or loss of orthogonality between the subcarriers resulting intercarrier and/or intersymbol interference and decreasing in system performance. Our work presents modern algorithms for frequency estimation for OFDM systems, based on 802.11a standard.

The packet preamble specified by the IEEE standard (see Fig.1) consists of 10 identical short OFDM training symbols and two identical long training symbols. Between the short and long symbols, there is a guard interval (GI2) of length 32 samples that constitutes the cyclic prefix of the long symbols. The short symbols serve for coarse frequency estimation and the long symbols are used for fine estimation.

Fig.1

We consider fine frequency estimation using long symbols. Then, the received signal model for the case of a frequency-selective channel with additive white Gaussian noise (AWGN) is

$$x(n) = s(n)e^{j2\pi n\nu} + \xi(n), \qquad n = 0,...,N-1 \tag{1}$$

where ν is the normalized frequency offset, $\xi(n)$ is Gaussian noise, and $s(n)$ given by

$$s(n) = \sum_{k=0}^{L-1} h(k)a(k-n), \qquad n = 0,...,N-1 \tag{2}$$

Here, $h=[h(0)\ h(1),\ldots,h(L_h-1)]^T$ is a channel impulse response, L_h the channel memory and $a(n)$ is the training sequence with a period of length L. Signal-to-noise ratio (SNR) is defined as

$$\gamma = \frac{\sigma_s^2}{\sigma_\xi^2} \quad , \tag{3}$$

where σ_s^2 and σ_ξ^2 are powers of signal and noise respectively.

The first method is an autocorrelation estimator (AE), which is the simplest. The estimator produces a multiplication of on-time input signal and a signal delayed for sequence period (duration of one long training symbol), with following averaging. Then, the argument of a calculated complex number is a phase shift caused by estimated frequency offset. Frequency estimate may be obtained from this argument by division on symbol duration. Close description of this algorithm can be found in [2].

Another method of frequency estimation is a maximum likelihood estimation algorithm (MLE). It is well-known algorithm (for example [1]), which have the best performance (maximum accuracy which coincides with Cramer-Rao bound) and the largest capture bandwidth), but it is very complex and requires search of function extremum.

Finally, we propose a third method, which presents a tradeoff between complexity and estimation accuracy. It is weighted autocorrelation estimator (WAE). Similar algorithms described at [3]. The main idea is optimal weighting of different autocorrelation estimates, gathered from the same data samples.

$$\nu_m = \frac{1}{2\pi Lm} \arg\left\{ \sum_{k=mL}^{N-1} x(k) x^*(k - mL) \right\} . \tag{4}$$

Final estimate is given by linear combination:

$$\hat{\nu} = \sum_{m=1}^{K} w_m \nu_m , \qquad K < N/L \tag{5}$$

where $\boldsymbol{w}$ is the optimal weight vector, deriving from correlation matrix $\mathbf{C}_\nu = \mathrm{E}\{\nu_n \nu_m\}$

$$\boldsymbol{w} = \frac{\mathbf{C}_\nu^{-1} \mathbf{1}}{\mathbf{1}^T \mathbf{C}_\nu^{-1} \mathbf{1}} . \tag{6}$$

In this embodiment, this algorithm has extremely narrow capture bandwidth. We propose it for fine frequency estimation by long training symbols processing. In this case, there are only two intermediate estimates in (4), and ν_2 can be corrected using ν_1, preventing abnormally big errors, caused by phase ambiguity. We have evaluated the algorithms performances both theoretically and numerically. Simulation results are depicted in Fig.2

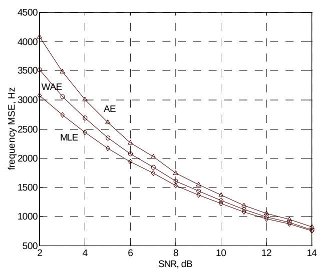


Fig.2

This work was supported by the RFBR Grants Nos. 00-02-17602, 00-15-96620, and NATO CLG 977419.

[1] Morelli M., Mengali U. //IEEE Trans. on communications. 2000. Vol.48,№9. P.1580.
[2] Prasad R., van Nee R. OFDM wireless multimedia communications. –London: Artech House, 2000, 280p.
[3] Kuo W. Fitz M. //IEEE Transactions on communications. 1997. Vol.45,№11. P.1412.

ОПТИМИЗАЦИЯ ХАРАКТЕРИСТИК СИСТЕМЫ АМОРТИЗАЦИИ ВИБРАЦИЙ И УДАРОВ

Д.В.Баландин, С.В.Пурцезов

Нижегородский госуниверситет

Работа посвящена вопросам оптимизации характеристик амортизационных систем, служащих для защиты от ударов и вибраций аппаратуры, чувствительной к динамическим воздействиям. Исследованы возможности защиты объекта с помощью пассивной системы амортизации с двумя степенями свободы при испытании на стенде.

Пассивная система защиты объекта массой m_2 состоит из двух линейных амортизаторов и защитной оболочки массой m_1. Испытательный стенд включает в себя опору, платформу массой m_0 , на которой крепится система амортизации, ограничитель хода платформы и ударный механизм. При испытании производится удар по платформе снизу вверх. Уравнения движения платформы и элементов системы амортизации можно представить в виде :

$$\begin{aligned} m_2\ddot{x}_2 &= -c_2(x_2 - x_1) - k_2(\dot{x}_2 - \dot{x}_1), \\ m_1\ddot{x}_1 &= c_2(x_2 - x_1) + k_2(\dot{x}_2 - \dot{x}_1) - c_1(x_1 - x_0) - k_1(\dot{x}_1 - \dot{x}_0), \\ m_0\ddot{x}_0 &= c_1(x_1 - x_0) + k_1(\dot{x}_1 - \dot{x}_0) + F(t). \end{aligned} \tag{1}$$

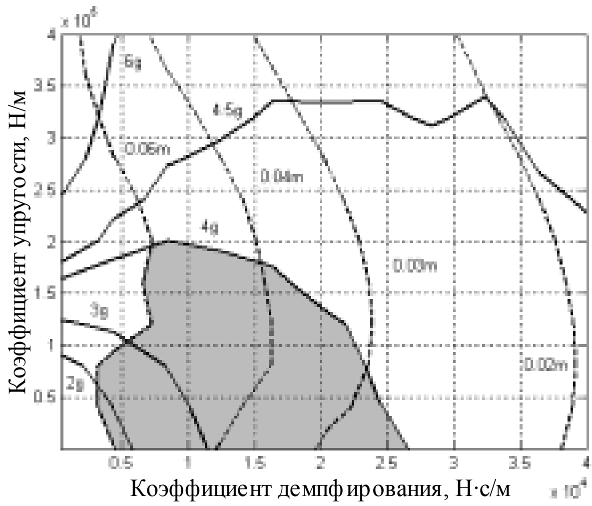
Здесь x_0, x_1 x_2 – смещение платформы, защитной оболочки и изолируемого объекта, соответственно, $F(t)$ – внешняя сила, прикладываемая к платформе, c_1, c_2 и k_1, k_2 – коэффициенты упругости и коэффициенты демпфирования внешнего и внутреннего изолятора, соответственно. Закон изменения внешней силы, прикладываемой к платформе, представляет собой последовательность из трёх коротких импульсов длительностью $\tau=10^{-3}c$ разных знаков и величины. В настоящей работе параметры внутреннего амортизатора (c_2,k_2) определялись из требований защиты от вибраций. Наиболее важные показатели, характеризующие качество амортизации, это максимум модуля смещения защитной оболочки относительно платформы $J_1(c_1,k_1)$ и максимум модуля абсолютного ускорения изолируемого объекта $J_2(c_1,k_1)$. Относительное смещение защитной оболочки определяет габариты конструкции, а абсолютное ускорение характеризует перегрузку, испытываемую изолируемым объектом, которая может нарушить его нормальное функционирование.

Основной задачей работы является поиск области допустимых значений параметров внешнего изолятора линейной системы амортизации с двумя степенями свободы при ограничениях на показатели качества амортизации:

$$\begin{aligned} \mathrm{J}_1(c_1,k_1) &\le D, \\ \mathrm{J}_2(c_1,k_1) &\le U. \end{aligned} \tag{2}$$

Для её решения было проведено численное моделирование уравнений движения (1) в среде Matlab Simulink. Поиск области разрешённых значений параметров внешнего изолятора осуществлялся путём построения линий равного уровня показателей качества $J_1(c_1,k_1)$ и $J_2(c_1,k_1)$ на плоскости параметров (c_1,κ_1) [1,2]. Предельные возможности амортизации определялись из условия минимизации показателя качества $J_1(c_1,k_1)$ при ограниченном $J_2(c_1,k_1)$.

На рисунке изображены линии равного уровня показателей качества $J_1(c_1,k_1)$ (штриховой линией) и $J_2(c_1,k_1)$ (сплошной линией). Серым цветом выделена область параметров внешнего амортизатора, при которых максимальное ускорение изолируемого объекта не превышает U=4 g , а отклонение защитной оболочки меньше D=0,06 *м*. Из рисунка видно, что при допустимом ускорении изолируемого объекта 4 g с помощью данной системы амортизации невозможно добиться отклонения защитной оболочки меньшего 0,026 *м*. Поскольку для реальных амортизаторов существуют ограничения на коэффициенты упругости и демпфирования, то полученные результаты позволяют подобрать параметры внешнего амортизатора, близкие к оптимальным.



Работа поддержана грантами РФФИ № 00-02-17602 и Ведущая научная школа № 00-15-96620.

[1] Болотник Н.Н. Оптимизация амортизационных систем. -М.: Наука, 1983, 257с.
[2] Balandin D.V., Bolotnik N.N., Pilkey W.D. Optimal protection from impact, shock and vibration. -Amsterdam: Gordon and Breach Science Publishers, 2001, 437p.

THE EFFECT OF PHASE TRACKING ERRORS ON BER PERFORMANCE OF OFDM SYSTEMS

A.A.Maltsev, A.E.Rubtsov

Nizhni Novgorod State University

Orthogonal frequency division multiplexing (OFDM) is a multi-carrier transmission technique that uses orthogonal subcarriers to transmit information within an available spectrum. The orthogonality of the subcarriers helps prevent inter-subcarrier interference (ICI) within the system. Before transmission, the subcarriers are modulated by Multi-level Quadrature Amplitude Modulation (M-QAM) with a low-rate data stream. The transmitted symbol rate of the OFDM system is low, and thus the transmitted OFDM signal is highly tolerant to multipath delay spread. For this reason, many modern digital communication systems are turning to OFDM as a modulation scheme for signals that need to survive in environments having multipath reflections and/or strong narrowband interference. Many wireless communication standards have already adopted OFDM including [1], for example, the High performance radio Local Area Network (HiperLAN) standard, the Digital Video Broadcasting Terrestrial (DVB-T) standard, and the IEEE 802.11a standard. The work under discussion is concerned with the last standard.

One problem with OFDM systems is that they are more sensitive to phase noise and frequency offset relative to single carrier systems. These impairments introduce common to all subcarriers phase shift and, unlike single carrier systems, inter-subcarrier interference into OFDM systems. According to IEEE Std 802.11a [2], in each OFDM symbol four of the subcarriers are dedicated to pilot signals (known both to receiver and transmitter) in order to make coherent detection robust against phase noise and frequency offset.

Therefore, each coherent receiver has to have phase tracking scheme based on the pilot subcarriers processing. It estimates the carrier phase shift θ given by frequency offset F_0 and generators instabilities in the presence of additive noise v. Obtained phase estimate is used for phase compensation of data subcarriers. However, phase tracking scheme has random phase estimation error ψ, which variance σ_ψ^2 depends on signal to noise ratio (SNR) and parameters of phase tracking scheme. This phase jitter causes additional crosstalks in demapping of M-QAM symbol $r = r_I + jr_Q = ae^{j\psi} + v$.

The objective of this work is the investigation of the phase errors effect of different phase tracking schemes on bit error rate (BER) performance of OFDM systems. In this paper we consider feed forward (FF) phase estimation scheme and digital second order phase-locked loop (PLL). The instantaneous carrier phase shift θ is modeled as a two-dimension state vector:

$$\begin{cases} \theta(k+1) = \theta(k) + \Delta(k) + w(k), \\ \Delta(k+1) = \Delta(k); \end{cases}$$

where $\Delta(k) = 2\pi F_0 T_{symb}$ is digital frequency offset, $w(k)$ is additive white Gaussian noise due to generators instabilities, k – number of OFDM symbol.

For FF scheme expression for probability density function (pdf) of phase jitter ψ is obtained. The pdf approaches to Gaussian distribution with variance $\sigma_\psi^2 = 1/(2\gamma)$, when SNR γ is large. It should be noted that phase jitter variance σ_ψ^2 does not depend on phase diffusion noise power σ_w^2.

The equivalent block diagram of pilot subcarriers processing block with digital PLL is shown in Fig.1. At the first step we have studied dynamics and a steady state error of linearized second order PLL in the additive noise absence.

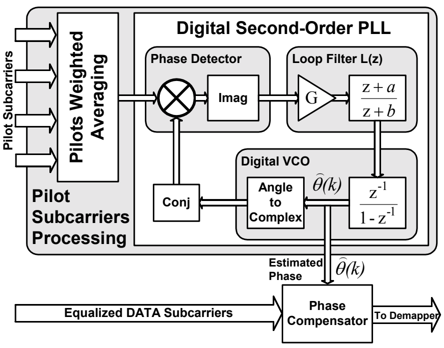


Fig. 1

Including additive noise and generators instabilities into consideration we obtain the phase estimation error variation dependence on SNR γ and phase noise power σ_w^2 for stationary tracking mode. It is shown that PLL has high sensitivity to phase diffusion noise. The effect of loop gain factor G adjustment on PLL performance is investigated. We have obtained that high loop gain factor decreases convergence time and phase jitter due to generators instabilities but increases phase error due to additive noise. Thus, there is a general need for a PLL parameters optimization to help achieving more accurate synchronization of an OFDM packet.

We have carried out computer simulations of FF and PLL schemes operation in different SNR and phase diffusion noise environment. These simulation results match closely with those, obtained from our analysis. We calculate BER of OFDM systems, which exploit different phase tracking schemes (PLL or FF). For example, Fig.2 presents BER performance for OFDM receiver with 16-QAM modulation and phase diffusion noise with root mean square $\sigma_w = 2^0$.

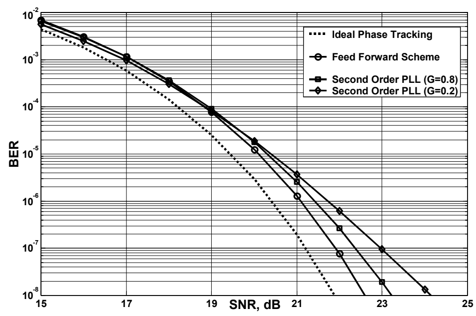


Fig.2

This work was supported by the RFBR Grants Nos. 00-02-17602, 00-15-96620, and NATO CLG 977419.

[1] Prasad R., van Nee R. OFDM Wireless Multimedia Communications. -London: Artech House, 2000.
[2] IEEE 802.11a, “Wireless LAN Medium Access Control (MAC) and Physical Layer (PHY) specifications,” 1999.

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ФЛУКТУАЦИЙ ВЕСОВОГО ВЕКТОРА В АНТЕННЫХ РЕШЁТКАХ, ИСПОЛЬЗУЮЩИХ ГРАДИЕНТНЫЕ И БЫСТРЫЕ АЛГОРИТМЫ

С.В.Зимина

Нижегородский госуниверситет

Алгоритм настройки антенной решётки качественно и количественно определяет те изменения, которые вносят флуктуации весового вектора в работу адаптивных антенных решёток (ААР). Представляет интерес проведение подробного сравнительного анализа флуктуаций весовых коэффициентов в ААР с градиентными и быстрыми алгоритмами в случае равных скоростей сходимости, поскольку это позволило бы повысить точность настройки антенных решёток.

Методы теории возмущений позволили выявить особенности флуктуаций весового вектора антенных решёток с ограничениями, настраивающихся по градиентному и быстрому рекуррентному алгоритмам. На рисунке качественно показана диаграмма рассеяния в подпространстве ограничений для случайного весового вектора ААР с быстрым и градиентным адаптивными алгоритмами в случае равных скоростей сходимости алгоритмов. Для быстрого рекуррентного алгоритма поверхностью равной вероятности рассеяния является эллипсоид (1). Это свидетельствует о том, что флуктуации весового вектора ААР с быстрым алгоритмом неизотропны: минимальны в направлении прихода помехи, а во всех остальных направлениях имеют существенно большую величину. Для сравнения на данном рисунке приведена поверхность равной вероятности диаграммы рассеяния для градиентного алгоритма. Для этого алгоритма собственные числа матрицы $\mathbf{K}_W$ равны друг другу и данная поверхность является сферой (2), т.е. флуктуации весового вектора для градиентного алгоритма изотропны и по величине равны (в случае равных скоростей сходимости алгоритмов) флуктуациям весового вектора быстрого рекуррентного алгоритма в направлении помехи.

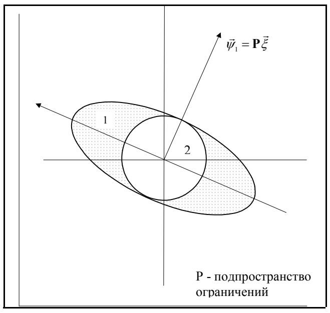


Рис. 1.

Компьютерное моделирование подтвердило выводы теоретического анализа. Моделировались 7-ми элементные узкополосные адаптивные антенные решётки с однократными линейными ограничениями, настраивающиеся по дискретному градиентному и быстрому рекуррентному алгоритмам. В качестве входного сигнала на антенную решётку подавалась сумма полезного сигнала, приходящего с направления, нормального к плоскости решётки, и одной помехи, приходящей под углом 45° к нормали решётки. Комплексные амплитуды входных сигналов формировались из двух независимых источников гауссовского “белого” шума. Мощность помехи считалась равной единице и была в 10 раз больше мощности полезного сигнала. В ААР присутствовал также собственный шум, мощность которого составляла 0,1 мощности полезного сигнала. Коэффициенты адаптации дискретного градиентного (μ_G) и быстрого рекуррентного (μ_R) алгоритмов были выбраны на основании условия равенства скоростей сходимости ($\mu_R=\mu_G\lambda_{maxPRP}$), равными, соответственно, 0,01 и 0,07, (λ_{maxPRP} максимальное собственное число матрицы входных сигналов).

Для определения максимальных и минимальных флуктуаций весового вектора в пространстве весовых коэффициентов исследовалась ориентация эллипсоида, осями которого служили собственные вектора матрицы $\mathbf{K}_W$, а диаметры определялись величиной её собственных чисел. Теоретические и найденные из численного эксперимента значения собственных чисел матрицы $\mathbf{K}_W$ для обоих изучаемых алгоритмов настройки ААР, представлены в таблице.

Таблица

Быстрый алгоритм		Градиентный алгоритм	
теория	эксперимент	теория	эксперимент
2.4984	2.6983	0.0035	0.0036
2.4984	2.6574	0.0035	0.0018
2.4984	2.4664	0.0035	0.0032
2.4984	2.2495	0.0035	0.0029
2.4984	1.9748	0.0035	0.0031
0.0036	0.0037	0.0035	0.0035
0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Из таблицы видно, что в обоих алгоритмах флуктуации весового вектора отсутствуют в направлении ограничений, который соответствует нулевому собственному числу матрицы $\mathbf{K}_W$. В направлении, соответствующем направлению прихода помехи $\mathbf{P}\xi$, флуктуации весовых коэффициентов в быстром рекуррентном алгоритме минимальны и равны по величине (в случае равных скоростей сходимости алгоритмов) изотропным флуктуациям дискретного градиентного алгоритма.

Таким образом, проведение сравнительного анализа показало, что быстрый рекуррентный алгоритм, имея преимущества при сходимости, содержит при этом большую величину флуктуаций, искажающих полезный сигнал на выходе адаптивной антенной решётки.

Работа выполнена при поддержке РФФИ, гранты № 00-02-17602, 00-15-96620, 02-02-06308 и NATO PST CLG № 977419.

ОСОБЕННОСТИ ВОСПРИЯТИЯ ВРЕМЕНИ У ГИПЕРТИМНЫХ ЛИЧНОСТЕЙ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ НЕКОТОРЫХ ДОПОЛНИТЕЛЬНЫХ ПСИХОЛОГИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК

Р.Г.Айрапетов[1)], С.В.Зимина[2)]

[1)]*Нижегородская научно-медицинская общественная организация "Нейрон"*
[2)]*Нижегородский госуниверситет*

Одной из основных характеристик, определяющих уровень ориентированности в окружающем мире, является восприятие времени, которое зависит от личностных особенностей человека. Изучение восприятия времени у людей, содержащих в структуре своего характера преимущественно гипертимные черты, представляет определённый практический интерес, поскольку из литературы и обычной жизни известно о зависимости между настроением человека и его восприятием времени.

Тестировалось 128 человек (студенты) в возрасте от 22 до 27 лет. При исследовании использовалось две методики:

- сокращённый вариант миннесотского многомерного личностного перечня MMPI (опросник мини-мульт, адаптация Ф.Б. Березина, М.П. Мирошникова) – для определения личностного профиля испытуемых;
- метод отмеривания минутного интервала (счёт до 60 через секунду) – для изучения восприятия времени. Данный опыт повторялся 3 раза без сообщения результатов тестирования испытуемому.

Исследование проводилось однократно с каждой группой испытуемых, в одно и то же время суток. В процессе исследования были выявлены 43 человека с преимущественно гипертимным типом личности. Эти люди имели максимальное значение профиля MMPI на девятой шкале, отвечающей за гипертимный тип личности. Было выяснено, что данная группа является неоднородной по восприятию времени: в ней есть люди как с достаточно длинной, так и с достаточно короткой индивидуальной минутой.

Для выявления причин данного явления более детально была исследована структура профилей MMPI гипертимных личностей. Для этих целей, помимо первого (самого большого) максимума отмечался также второй по величине максимум профиля и минимум профиля. Было выяснено, что в структуре личности лиц с преимущественно гипертимными чертами присутствуют также дополнительные личностные особенности. Так у 17 человек в профиле MMPI были выявлены экстремумы на шкале N6 (10 человек с минимумом профиля по этой шкале и 7 человек со вторым максимумом профиля); у 10 человек имели место экстремумы по шкале N8 (8 человек со вторым максимумом профиля по этой шкале и 2 человека – с минимумом профиля); 10 человек с экстремумами на 4-ой шкале (8 человек с минимумом профиля и 2 человека – со вторым максимумом) и 7 человек с экстремумами по остальным шкалам.

Для сравнительного анализа были взяты результаты исследования восприятия времени группы лиц преимущественно с шизоидными чертами (главный максимум на шкале N8, 6 человек) и преимущественно паранойяльными чертами (главный максимум на шкале N6, 12 человек). Рассчитывалось среднее значение индивидуальной минуты (x) и его доверительный интервал (ε) (с доверительной вероятностью γ=0,9) для указанных групп испытуемых (таблицы 1,2). n – количество измерений индивидуальной минуты. Обсудим полученные результаты. Из таблицы 1 можно видеть, что появление выраженных гипертимных черт в структуре личности с шизоидными чертами приводит к удлинению индивидуальной минуты.

Таблица 1

	max шк.N9	min шк.N9
max шк.N8	x=68c.; n=24; ε=5c.	x=62c.; n=18; ε=3c.
min шк.N8	мало данных	------

Таблица 2

	max шк.N9	min шк.N9
max шк.N6	x=57; n=21; ε=5c.	x=65; n=36; ε=3c.
min шк.N6	x=58; n=30; ε=3c.	------

Из таблицы 2 следует, что добавление гипертимных черт в структуру личности, содержащей высокий уровень ригидности аффекта, существенно укорачивает длительность индивидуальной минуты. В то же время из таблицы видно, что у лиц с высоким уровнем выраженности гипертимных черт ригидность аффекта не оказывает влияния на восприятие времени. Ригидность психической деятельности состоит в невозможности человека быстро переходить от решения одной задачи к другой, в результате чего человек “застревает” на обдумывании той или иной ситуации. При отмеривании минуты у испытуемого с высокими значениями по шкале N6 ригидность проявляется при совершении каждого последующего отсчёта секунды, поскольку процесс отмеривания минуты состоит из следующих этапов: отсчёт секунды – ожидание – сравнение пропущенного интервала времени с эталоном секунды – следующий отсчёт. Данный цикл повторяется 60 раз. Внесение гипертимных черт в структуру личности с высокой ригидностью аффекта приводит к укорочению эталона секунды, и в результате – к уменьшению длины индивидуальной минуты.

Полученные результаты свидетельствуют о неоднородности группы лиц с преимущественно гипертимными чертами личности. Те из них, кто в качестве дополнительной подструктуры содержит в личности шизоидные черты, имеет более длинную минуту, чем те, у кого в структуре личности имеет место высокая или очень низкая ригидность аффекта.

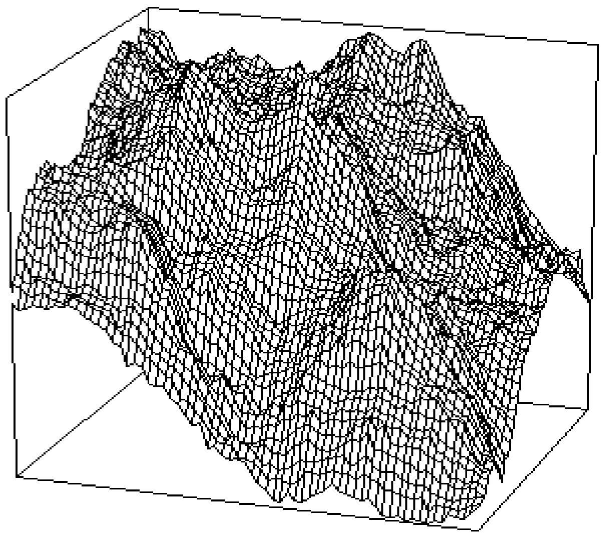
Таким образом, проведение детального анализа восприятия времени лиц с преимущественно гипертимными чертами личности показало, что при изучении восприятия времени следует учитывать все дополнительные личностные факторы, способные оказать влияние на восприятие времени испытуемых.

ДИНАМИЧЕСКАЯ ПЕРКОЛЯЦИЯ В СРЕДЕ СО СЛУЧАЙНО РАСТУЩИМ ПОТЕНЦИАЛОМ

Д.И.Иудин[1], А.Н.Григорьев[2]

[1]*Институт прикладной физики РАН*
[2]*Научно-исследовательский радиофизический институт*

В работе рассматривается статистическая проблема динамической перколяции на простой кубической решетке со случайно растущим потенциалом. На сети клеточных автоматов исследовано несколько моделей случайного роста потенциала на узлах решетки: пространственный белый шум, когда на каждом шаге модельного времени значения потенциала в узлах изменяются на нормально распределенную величину, пространственный белый шум плюс линейное поле и броуновское пространственное распределение, когда дисперсия потенциального рельефа линейно зависит от масштаба. Первая модель роста является частным случаем второй при нулевом внешнем поле.



На рисунке показан характерный вид потенциального рельефа в последней – броуновской модели роста. Во всех перечисленных случаях каждый узел совершает независимое от соседей броуновское движение в пространстве значений электрического потенциала. Рост потенциального рельефа ограничен некоторым критическим значением разности потенциалов между соседними узлами, по достижении которого происходит пробой – “металлизация” связи. Предполагается, что на следующем шаге модельного времени возникший пробой может инициировать пробои соседних связей решетки (инфицировать соседей), если приложенная к ним разность потенциалов превышает некоторый фиксированный уровень - уровень активации, значение которого меньше критического. При этом разыгрывается стохастический процесс фрактальной “металлизации” среды, обладающий универсальными скейлинговыми свойствами, типичными для критической кинетики сильно неравновесных систем [1,2]. В простейшем случае, когда внешнее поле отсутствует, максимальное число активированных связей не превышает величины 0,25, соответствующей обычной статической перколяции на кубической решётке. При наличии внешнего поля пороги динамической перколяции рассчитывались с учетом конечной проводимости возникающих кластеров и при дополнительном условии самоизбегания процесса активации, когда передача возбуждения возможна лишь при наличии единственного металлизированного соседа. Выполнение последнего условия запрещает появление петель в металлизированных кластерах. В случае линейного поля удельное число активированных связей было ограничено величиной 0,37. При переходе к броуновскому потенциальному рельефу обнаружено значительное уменьшение порога динамической перколяции: он составил всего лишь 6,3%. В последнем случае обнаружена возможность векторного протекания для броуновского потенциального рельефа, когда при передаче возбуждения дополнительно требуется сохранение знака перепада потенциала.

Работа выполнена при поддержке РФФИ, грант 01-02-17403.

[1] Иудин Д. И., Трахтенгерц В. Ю. //Изв. вузов. Радиофизика. 2001. №5-6. С.378.
[2] Иудин Д. И., Коровкин Н. В., Григорьев А.В., Трахтенгерц В. Ю. //Тез. Докл. VI всероссийской конференции молодых ученых, С.–Петербург, 2001, с.451.

THE INFLUENCE OF FREE-RADICAL CHAIN REACTIONS ON PHYSICAL AND CHEMICAL PROPERTIES OF MEMBRANE LIPID BILAYER

I.V.Balalaeva

Nizhni Novgorod State University

The natural membranes of all living organisms are a dynamic complex of lipids and proteins. It is usually described as liquid crystal structure or 2-dimentional liquid. Membrane-building lipids form a number of spatial structures including bilayer in water medium, where the polar parts of molecules are inverted to a water phase, and hydrophobic tails cooperate with each other. The hydrophobic part of the membrane is responsible for its elastic, dielectric properties, low permeability for charged molecules and many other features. Lipid peroxidation (free-radical, degenerated-branching chain reaction), is of the greatest biological importance, and it is observed in all living organisms in oxygen environment. In its development the following stages are considered: 1) an initiation stage; 2) a stage of chain growth; 3) a stage of branching; 4) a stage of chain breakage.

The process of lipoperoxidation influences not only chemical structure of the membrane, but also, as the consequence, modulates a wide spectrum of physical parameters of lipid bilayer. In normal conditions the membrane behaves as unviscous 2-dimentional liquid with the module of elasticity about $12*10^6$ Pa, and the maximal possible degree of its elastic stretching does not exceed 2 %. Increase of heterogeneity and hydrophilicity as a result of radical reactions in lipid bilayer results in increase of the elasticity module, evoked microviscosity and the decreased maximal surface stretching and force resulting in membrane breakage. The products of lipoperoxidation change its own spatial structure and are capable to change membrane geometry and its local curvature. The disorder of molecular packing in membrane structure and the increase of lipid bilayer hydrophilicity result in growth of ion conductivity and decrease of dielectric properties. As the consequence, it's possible to note depolarization of the membrane resulting in loss of its functional properties in living organisms. The crucial tragedy for a living cell is the electrical penetration of the membrane, which is the cause of its death and destruction.

In conclusion, it is possible to summarize that the development of free-radical process in membranes is observed in all living organisms in oxygen environment. This process results in change of a wide number of mechanical and electrical properties of the membrane and also change its permeability and barrier functions.

СРАВНЕНИЕ ХАРАКТЕРИСТИК ОБНАРУЖИТЕЛЕЙ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ЧАСТИЧНО-КОГЕРЕНТНЫХ СИГНАЛОВ

О.В.Болховская

Нижегородский госуниверситет

В настоящей работе решается задача обнаружения с фиксированной вероятностью ложной тревоги многомерных комплексных гауссовских сигналов методом обобщенного отношения правдоподобия. Он основан на использовании в качестве решающей статистики отношения правдоподобия, в котором все неизвестные параметры сигнала и шума заменены их максимально правдоподобными оценками, найденными из полученной выборки. Рассматривается три случая – обнаружение на фоне пространственно-неоднородного шума с неизвестной интенсивностью (2), на фоне пространственно-однородного аддитивного шума с неизвестной интенсивностью (1) и на фоне пространственно-однородного шума с известной интенсивностью (0).

Рассмотрим p-элементную антенную решетку с произвольным расположением датчиков. Будем считать, что p-мерный входной сигнал $\mathbf{z}$ является комплексным случайным гауссовским вектором, а N выборок сигнала $\mathbf{z}_1,\mathbf{z}_2,\ldots,\mathbf{z}_N$ являются статистически независимыми и одинаково распределенными случайными векторами с нулевым средним и пространственной ковариационной матрицей $\mathbf{\Sigma}$. Задача обнаружения некоторого пространственно-коррелированного полезного сигнала антенной решеткой формулируется как классическая двухальтернативная задача:

Нулевая гипотеза (только шум) H_0: $\Sigma = \mathbf{\Sigma_0}$.

Альтернативная гипотеза (сигнал плюс шум) H_1: $\Sigma \neq \mathbf{\Sigma_0}$.

В случае гипотезы "0" Σ является единичной матрицей, в случае гипотезы "1" $\mathbf{\Sigma_0}=\sigma^2\mathbf{I}$, а в случае гипотезы "2"

$$\Sigma_0 = \begin{matrix} \sigma_{11} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{22} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{pp} \end{matrix} \qquad (1)$$

Для всех трех задач, рассматриваемых здесь, решающие статистики записываются с использованием функций правдоподобия для комплексных переменных L

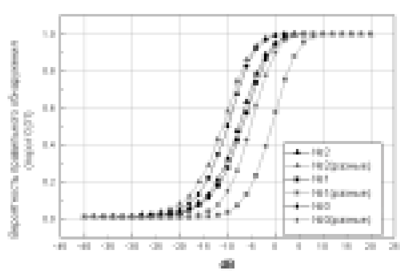
$$\Lambda = \frac{\max\limits_{\Sigma\in\omega} L(\mathbf{0},\mathbf{\Sigma})}{\max\limits_{\Sigma\in\Omega} L(\mathbf{0},\mathbf{\Sigma})} \quad . \qquad (2)$$

Здесь ω - подобласть, соответствующая нулевой гипотезе H_0 в полном пространстве параметров Ω. В каждом из трех случаев эта статистика в явном виде может быть представлена как

$$\Lambda_0 = \left(\frac{e}{N}\right)^{pN} \left|A\right|^N e^{\frac{-spA}{N}}, \quad \Lambda_1 = \frac{\left|A\right|^N}{\left(\frac{spA}{p}\right)^{pN}}, \quad \Lambda_2 = \frac{\left|A\right|^N}{\prod\limits_{i=1}^{p} a_{ii}^{\;pN}}, \qquad (3)$$

где $\boldsymbol{A}$ – матрица сумм квадратов и попарных отклонений величин от среднего значения.

В данной работе использовались ранее полученные автором методом прямого многомерного интегрирования точные аналитические выражения для моментов обратной степенной функции всех трех статистик. Эти выражения использовались для нахождения вероятностного распределения статистик с помощью разложения в ряд по полной системе ортогональных смещенных полиномов Якоби. Путем численного моделирования была продемонстрирована высокая точность аппроксимации и точность нахождения пороговых значений решающих статистик в случае коротких выборок, объем которых сравним с количеством элементов приемной антенны. Для каждой из статистик было выполнено детальное исследование точности аппроксимации функции. Полученные результаты показывают, что с ростом порядка аппроксимации ошибка определения пороговых значений быстро уменьшается. Например, в случае статистики №2 для N=10 уже приближение позволяет определить вероятность ложной тревоги с точностью лучше, чем 21%. Использование четырех и шести членов ряда позволяет довести точность



определения порога до 3% или 0,5%, соответственно. На рисунке приведены кривые обнаружения для порога $p=0{,}01$ для всех трех статистик в случае пространственно-однородного и пространственно-неоднородного аддитивного шума. Как видно из приведенных графиков, помехоустойчивость статистики “2” выше, чем помехоустойчивость статистики “1” как в случае неоднородного аддитивного шума, так и в случае однородного аддитивного шума. Поэтому ее можно рекомендовать для использования в системах обнаружения многомерных сигналов с априори неизвестными пространственно-корреляционными свойствами.

Работа выполнена при поддержке грантов РФФИ № 00-02-17602 и Ведущая научная школа № 00-15-96620.

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ХАРАКТЕРИСТИК СВЕРТОЧНЫХ КОДОВ, ИСПОЛЬЗУЮЩИХ МЯГКИЕ И ЖЕСТКИЕ МЕТРИКИ

А.В.Давыдов, А.А.Мальцев

Нижегородский госуниверситет

Сверточные коды широко используются во многих практических приложениях при построении систем связи [1]. Для кодов с относительно небольшим кодовым ограничением для декодирования, как правило, применяется алгоритм Витерби, осуществляющий, на основании принятой последовательности и выбранной метрики, поиск ближайшего кодового слова, по которому далее восстанавливается информационная последовательность. Декодер с “жестким” решением использует метрику Хэмминга, при этом на его вход поступает двоичная последовательность символов с демодулятора. При декодировании “мягких” решений применяют корреляционную метрику или Евклидово расстояние. Из анализа известных выражений для границ вероятности ошибок следует, что использование декодеров с мягкими решениями является предпочтительным. Однако, использование непрерывных (неквантованных) сигналов на входе декодера с мягким решением оказывается нецелесообразным, что связано с большими вычислительными затратами. Поэтому, для получения различных метрик, как правило, используют равномерный квантователь, преобразующий входную непрерывную последовательность символов в квантованную (рис.1). При этом на характеристики декодера с нежесткими метриками существенное влияние оказывает выбор параметров квантователя: разрядность и порог квантования.

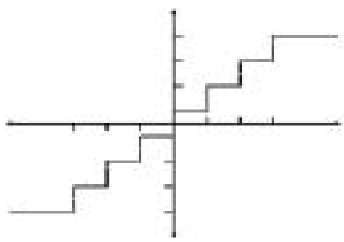


Рис.1

Удобно ввести для анализа коэффициент пропорциональности между порогом квантования D и корнем обратного удвоенного отношения сигнал-шум. Рис.2 иллюстрирует зависимость вероятности ошибки декодера с восьмиуровневым равномерным квантователем как функцию от коэффициента пропорциональности. При моделировании использовался [133, 175] сверточный код и двоичная модуляция. Из рис.2 видно, что имеется достаточно широкая оптимальная область между порогами, так что происходит незначительное ухудшение качества декодирования при вариации начального порога квантования [1]:

$$D \approx \frac{1}{2} \cdot \sqrt{\frac{N_0}{2 \cdot E_s}} \cdot$$

Помимо соответствующего выбора расстояния между порогами квантования, можно улучшить характеристики декодера, изменяя его разрядность. На рис.3 изображены результаты моделирования для [133,175] сверточного кода с различным числом уровней квантования. Применение уже четырехуровнего квантователя дает преимущество порядка 1,5dB над схемой декодирования с жестким решением. Увеличение же разрядности свыше трех бит практически не улучшает параметры декодера. Поэтому оптимальной величиной разрядности квантователя, как правило, считается три бита, что дает выигрыш около 2dB над декодером с жестким решением и требует незначительного усложнения схемы декодирования.

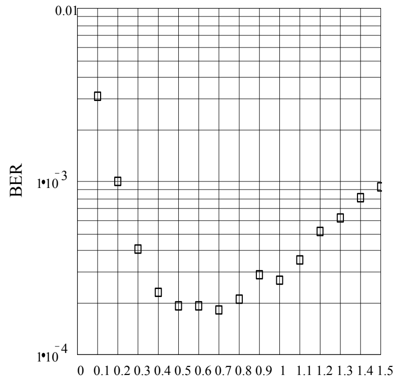


Рис.2

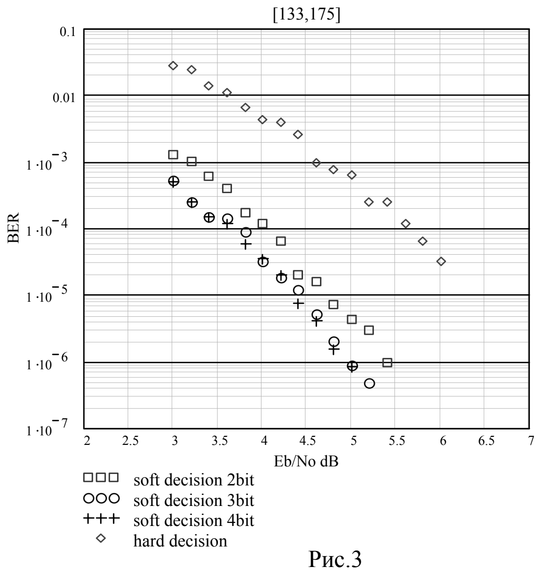


Рис.3

[1] Прокис Д. Цифровая связь. –М.: Радио и связь, 2000, с.402.

NONLINEAR INTERACTION BETWEEN NONPROPAGATING AND PROPAGATING ACOUSTIC-GRAVITY WAVES

M.Yu.Petukhov

Nizhni Novgorod State University

Based on a plane-parallel isothermal atmosphere model permeated by a nonuniform magnetic field decreasing with height in proportion to the square root of the ambient density and directed perpendicular to the action of gravity the basic patterns of generation of acoustic-gravity waves through nonlinear interaction between nonpropagating and propagating acoustic-gravity waves are investigated, only the vertical propagation being considered. It is also assumed that the atmosphere borders on an absolutely rigid surface, which undergoes steady-state (in time t) oscillations at frequencies ω_1 and ω_2 with the respective amplitudes A_1 and A_2 of vertical velocity v. The treatment of nonlinear generation of acoustic-gravity waves at difference and sum frequencies is further examined in such a way that the primary waves at frequencies ω_1 and ω_2 are nopropagating and propagating one's correspondingly. The latter circumstance means that the following conditions $\omega_1<\omega_{cf}$, $\omega_2>\omega_{cf}$, where ω_{cf} – is the cutoff frequency for acoustic-gravity waves, take place.

To obtain an analytic solution of the problem, a well known system of magnetohydrodynamic equations [1] is used. It describes the motion of a perfectly conducting, compressible gas in gravitational and magnetic fields. Then from this system a nonlinear equation for acoustic-gravity waves is derived, to within terms of the second order of smallness in Mach number. The analysis of the wave equation solutions allows formulating the following results and some their consequences.

Both nonpropagating and propagating acoustic-gravity waves at the difference frequency and those propagating only at the sum frequency were shown to be generated through nonlinear interaction between the primary nonpropagating and propagating waves. The waves at the difference frequency and sum frequency differ in their amplitudes only in the case when their frequencies are close to the cutoff frequency ω_{cf}. It should be pointed out that increasing magnetic field leads to decreasing wave amplitudes.

In addition to that, nonlinear generation of propagating acoustic-gravity waves at the second harmonic 2ω via the interaction of disturbances from the "forbidden" frequency range is analyzed, the latter lying below the cutoff frequency. Both nonpropagating and propagating waves were found to be generated during the nonlinear interaction of primary nonpropagating waves at the second harmonic for $2\omega>\omega_{cf}$ with wave amplitudes decreasing with magnetic field increasing. It should be noted that, at certain generation frequencies, nonpropagating acoustic-gravity oscillations were shown to mainly contribute to the acoustic-gravity wave field at the second harmonic outside the "forbidden" frequency range at considerable heights.

The results cited above allow making some conclusions, concerning the Solar atmosphere. The acoustic energy transport to the upper Solar atmosphere layers is possible due to acoustic-gravity waves at sufficiently low difference frequencies generated as a result of nonlinear interaction not only between propagating waves [2] but also between nonpropagating and propagating waves. Furthermore, the acoustic energy from “forbidden” frequency range can be transported effectively to the upper Solar atmosphere at sufficiently low sum frequencies generated via nonlinear interaction not only between nonpropagating waves [2] but also between nonpropagating and propagating acoustic-gravity waves.

This research was supported by the RFBR grant 02-02-17374.

[1] Priest E. R. Solar Magnetohydrodynamics (Reidel, Dordrecht, 1982. -Moscow: Mir, 1985).
[2] Petukhov M.Yu. and Petukhov Yu.V. Pis’ma Astron. Zh. 2001. V.27,№3. P.220.

ВЛИЯНИЕ ОШИБОК ОЦЕНКИ КАНАЛЬНОЙ МАТРИЦЫ НА ПРОПУСКНУЮ СПОСОБНОСТЬ MIMO СИСТЕМ С ПАРАЛЛЕЛЬНОЙ ПЕРЕДАЧЕЙ ИНФОРМАЦИИ

В.Т.Ермолаев[1], И.М.Аверин[2], И.П.Ковалев[2], А.Г.Флаксман[1]

[1]*Нижегородский госуниверситет,* [2]*Нижегородский технический университет*

Рассматриваются системы связи, состоящие из M передающих и N приемных антенн, и использующие параллельные собственные подканалы для передачи данных. Такие системы, называемые MIMO (multiple-input multiple-output) системами, обеспечивают значительное увеличение пропускной способности (ПС) [1,2]. Свойства пространственного канала описываются переходной матрицей **H** комплексных коэффициентов передачи h_{nm} сигналов из m-ой передающей антенны в n-ую приемную антенну. Амплитуды и фазы коэффициентов h_{nm} в общем случае являются случайными величинами из-за наличия интерференции рассеянных лучей. Коэффициенты h_{nm} оцениваются с помощью тренирующих последовательностей, каждая из которых состоит из L символов. Для разделения сигналов в приемных антеннах число последовательностей должно быть равно M. Таким образом, вместо точной матрицы **H** имеется оценочная матрица $\hat{\mathbf{H}} = \mathbf{H} + \Delta\mathbf{H}$.

Матрица $\mathbf{\Delta H}$ приводит к ошибкам в формировании собственных подканалов в MIMO системе. Эти ошибки нарушают независимость этих подканалов и уменьшают ПС системы. В настоящее время аналитические выражения для ПС отсутствуют, и средняя ПС оценивается моделированием с помощью следующих выражений:

$$C = \left< \sum_{i=1}^{N_{eig}} \log_2\left(1+\eta_i\right) \right>, \tag{1}$$

$$\eta_i = \frac{P}{\sigma_0^2 N_{eig}} \left| \left(\hat{\mathbf{U}}^H \mathbf{H} \hat{\mathbf{V}}\right)_{i,i} \right|^2 \left\{ 1 + \frac{P}{\sigma_0^2 N_{eig}} \sum_{\substack{j=1 \\ j\neq i}}^{N_{eig}} \left| \left(\hat{\mathbf{U}}^H \mathbf{H} \hat{\mathbf{V}}\right)_{i,j} \right|^2 \right\}^{-1}, \tag{2}$$

где N_{eig}=min{M,N} – число собственных каналов, η_i – отношение сигнала к шуму

(ОСШ) на выходе i-го собственного канала, $\hat{\mathbf{V}}$ и $\hat{\mathbf{U}}$ – матрицы передающей и приемной диаграммообразующих схем, соответственно, P – полная излучаемая мощность, σ_0^2 - дисперсия собственного шума, <…> и $(.)^H$ – обозначают статистическое среднее и эрмитовое сопряжение. Матрицы $\hat{\mathbf{V}}$ и $\hat{\mathbf{U}}$ состоят из векторов сингулярного разложения оценочной матрицы $\hat{\mathbf{H}}$.

В случае максимально правдоподобных оценок, элементы матрицы $\mathbf{\Delta H}$ являются статистически независимыми, случайными, нормально распределенными величинами с нулевым средним и дисперсией $\sigma^2 = M\sigma_0^2\ (PL)^{-1}$. Коэффициент усиления K_{ii} i-го собственного канала, при точно известной матрице $\mathbf{H}$, равен собственному числу λ_i матрицы $\mathbf{H}\mathbf{H}^{\mathrm{H}}$ (при $M>N$), или матрицы $\mathbf{H}^{\mathrm{H}}\mathbf{H}$ (при $M<N$), а коэффициент усиления K_{ij} между i-ым и j-ым каналами равен нулю, так как взаимные помехи между собственными каналами отсутствуют. При оценочной канальной матрице можно показать, что средние значения коэффициентов усиления равны

$$< K_{ij} > = \frac{<\lambda_i>}{1+\sigma^2}\delta_{ij} + \frac{\sigma^2}{1+\sigma^2}\ , \tag{3}$$

где δ_{ij} – символ Кронекера.

Если используется равномерное распределение полной мощности P между собственными подканалами, то среднее значение ОСШ η_i на выходе i-го собственного канала равно

$$\eta_i = \frac{P}{\sigma_0^2 N_{eig}}\left(\frac{<\lambda_i> + \sigma^2}{1+\sigma^2}\right)\left\{1 + \frac{P}{\sigma_0^2 N_{eig}}\left[\frac{\sigma^2}{1+\sigma^2}\left(N_{eig}-1\right)\right]\right\}^{-1}, \tag{4}$$

а средняя ПС MIMO системы определяется формулой вида:

$$C(L,P) = \sum_{i=1}^{N_{eig}} \log_2\left[1+\eta_i(L,P)\right]. \tag{5}$$

Для MIMO систем с различным числом передающих M и приемных N антенн и при произвольной длине L обучающей последовательности была найдена ПС с помощью (1) и (2), а также на основе аналитических выражений (3-5). Предполагалось, что замирания сигналов являются Релеевскими. Результаты моделирования показали, что погрешность, даваемая выражениями (3-5), не превышает 3% .

Таким образом, получены приближенные аналитические формулы для ПС MIMO систем с параллельной передачей информации, в случае неточной известной переходной матрицы в зависимости от длины обучающей последовательности и излучаемой мощности.

[1] Andersen J.B. //IEEE Antennas and Propagation Magazine. 2000. V.42,№2. P.12.

[2] Shiu D, Foschini G.J and Gans M.J. and Kahn J.M. //IEEE Transactions on Communications. 2000. V.48,№3. P.502.

PERFORMANCE OF THE ADAPTIVE RECURSIVE ARRAY IN MULTIPATH ENVIRONMENT

F.Sellone[1], G.Serebryakov[2], S.Tiraspolsky[3]

[1]*Politecnico di Torino,* [2]*Institute of Applied Mathematics and Cybernetics,* [3]*Nizhni Novgorod State University*

In a wireless communication system, signals sent into the channel interact with the environment in a very complex way. Thereby transmitted signals may be subject to many forms of degradation among which there are causes of multipath propagation:

- Reflections due to obstacles with the size greater than a wavelength;
- Refractions due to the non-homogeneity of the medium;
- Diffractions due to obstacles with the size smaller than a wavelength.

The most relevant effect caused by the aforementioned phenomena is related to the simultaneous presence of several copies (multipath) of the original signal, differing in attenuation, phase, delay, and direction of arrival. In frequency selective slow varying fading channels these copies give rise to inter symbol interference (ISI).

Apparently, a natural remedy for the multipath problem would be either to reject all delayed versions of the transmitted signal or to properly combine them. The first approach based on using an adaptive infinite impulse response (IIR) filter at the single element receiver has been investigated in [1]. The proposed processor with adaptive IIR filter is capable of rejecting multiple reflections, and, moreover, it may be used for the estimation of channel parameters. The computational complexity of suggested algorithm is kept at a very low level.

The second approach used for dealing with the multipath propagation involves spatial-temporal processors whose purpose is to combine the multipath in order to take advantage of the inherent diversity factors of the channel. The main problem concerning the application of such techniques is that they are computationally intensive and that the complete source path must be known at the receiver. Therefore, suitable channel estimation algorithms able to estimate and track channel variations are critical and must be implemented at the receiver. In this case the computational complexity should be kept as low as possible, so that multi-user real-time implementation can be afforded at reasonable costs.

In the present work we suggest to combine both approaches above-mentioned to design the optimal solution of the problem of signal detection by an antenna array with quadratic processor [2]. We propose to employ the all-poles adaptive IIR filter at the output of each sensor of antenna array with quadratic processing in order to easily estimate and track the required channel parameters [3]. Note, that signals processed by such filters are ISI-free.

The main advantages of the adaptive IIR filter are as follows:

- Long channels can be estimated with filters much shorter than filters using finite impulse response (FIR) implementations;

- All-poles filter coefficients can be easily updated to track the channel variations by means of the classical least mean square algorithm similar to the one employed for FIR filters;
- In the single-user case no training sequences are required;
- Convergence and stability properties of the IIR filter can be easily controlled.

At the same time, the adaptive IIR filter has the following disadvantages:

- The channel is required to be minimum-phase. In the case if it would be not a minimum-phase, an all-pass filter should be added to the processing chain;
- In the absence of training sequences, system performance is negatively affected by low signal-to-noise ratio (SNR);
- With low SNR or in the presence of multiple users, a training sequence is required.

In conclusion note, that we have proposed a computationally non-intensive adaptive recursive array, which can be adopted for several applications: adaptive rejection of multipath components from the received signal, adaptive channel estimation and tracking etc.

The proposed scheme can also be easily integrated with even simple beamforming schemes in order to increase the SNR while reducing ISI.

This work was supported in part by RFBR grants No. 00-02-17602, No. 02-02-17056 and NATO grant PST.CLG 977419.

[1] Sellone F., Serebryakov G. //Proc. of the European Personal Mobile Communications Conference (EPMCC 2001). 2001. Vienna.
[2] Morgan D.R, Smith T.M. //Journal of the Acoust. Soc. of America. 1990. V.87, №2. P.737.
[3] Sellone F., Serebryakov G., Tiraspolsky S. //Proc. of the International Conference on Electromagnetics in Advanced Applications (ICEAA 01). 2001. Torino, Italy.

DISCRETE TIME SIGNAL ESTIMATION IN THE TASK WITH BIMODAL OBSERVATION

S.A.Samylin, A.M.Silaev

Nizhni Novgorod State University

The majority of problems of radiophysical measurements is reduced to conditions estimating of various physical systems. In practical situations results of supervision over a condition of physical objects always to some extent are subject to influence of noise and handicaps, and the signals carrying the helpful information, have casual character. Thus for the decision of tasks of optimum processing measurements statistical methods are used.

Assume that information signal can be described by linear model in discrete time

$$\vec{z}_{k+1} = F_k \vec{z}_k + G_k \vec{\xi}_k$$

where F_k, G_k – allows known matrix; $\{\vec{\xi}_k\}$ consequence of independent vector randomized values with gaussian distribution. Also allows that at the time moment k = 0 known distribution of beginning value.

Also assume that observation process is described by following equation

$$\vec{y}_k = \begin{cases} 1, & \vec{z}_k \ge \vec{a} \\ 0, & \vec{z}_k < \vec{a} \end{cases}$$

The problem of processing is that on accepted to the moment of time k realizations of supervision $\{\vec{y}_1, \vec{y}_2, \dots, \vec{y}_k\} \equiv \vec{y}^k$ by optimal image to make estimation an information signal. The most full information about estimated signal contains his a posteriori density of probabilities. The knowledge of the given function allows us to find usual integration estimations of information signal for any functions of losses. Used Bayes' formula it is possible to receive recurrence expression, which allow us to find a posteriori density of probabilities in current time.

$$P(\vec{z}_{k+1} \mid \vec{y}^{k+1}) = \frac{P(\vec{y}_{k+1} \mid \vec{z}_{k+1}) \int P(\vec{z}_{k+1} \mid \vec{z}_k) P(\vec{z}_k \mid \vec{y}^k) d\vec{z}_k}{P(\vec{y}_{k+1})}$$

For practical realization of algorithm it is necessary to simplify the considered equation. For this purpose it is applicable to approximate gaussian distribution to a posteriori density of probabilities on each step of discrete time. In this case the equation for a posteriori density of probabilities passes in system of more simple equations for a vector of a population mean and covariance matrix.

Computer simulation of the simplified algorithm realized for a case of scalar processes has shown serviceability of the received algorithm.

[1] Стратанович Р.Л. Условные марковские процессы и их применение к теории оптимального управления. –М.: МГУ, 1966.
[2] Тихонов В.И., Харисон В.Н. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем. –М.: Радио и связь, 1991.

ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТНОГО ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ФИНАНСОВЫХ ДАННЫХ РОССИЙСКОЙ ТОРГОВОЙ СИСТЕМЫ

Е.Ю.Губина, Е.А.Домбровский

Нижегородский госуниверситет

В работе проведена идентификация закона распределения – одномоментной плотности вероятности доходности различных активов Российской торговой системы (РТС). Исходными данными в работе являлись истории изменения цен десяти различных акций РТС, взятые за период относительной стабильности экономики

России с 01.06.1999 г. по 31.12.2000 г. На основании этих данных были рассчитаны доходности каждого актива $R_i\,(t)$, как относительные изменения цен P_i:

$$R_i\,(t) = [P_i\,(t+1) - P_i\,(t)]/P_i\,(t).$$

Полученные временные ряды доходностей рассматривались как реализации десяти различных стационарных дискретных процессов во времени.

Для рассматриваемых реализаций доходностей каждого из десяти активов были оценены первые четыре моментные функции (начальные и центральные)

$$m_{\mathrm{n}} = \langle x^{\mathrm{n}} \rangle, \qquad \mu_{\mathrm{n}} = \langle [x - \langle x \rangle]^{\mathrm{n}} \rangle,$$

на основе которых найдены коэффициенты эксцесса и асимметрии:

$$\mathrm{K_Э} = (\mu_4/\mu_2{}^2) - 3, \qquad \mathrm{K_A} = \mu_3/\mu_2{}^{3/2}.$$

При рассмотрении данных коэффициентов оказалось, что для всех десяти активов коэффициент асимметрии близок к нулю $\mathrm{K_A} \approx 0$, т.е. все рассматриваемые распределения близки к симметричным относительно математического ожидания.

Широкий класс симметричных, неограниченных плотностей вероятностей случайных величин может быть описан единой аналитической моделью (класс экспоненциальных распределений или показательно-степенное семейство распределений) [1]:

$$W_X\,(x) = \{\alpha\,/\,[2\lambda\sigma\,\Gamma\,(1/\alpha)]\}\exp[-\,|(x-m)/(\lambda\sigma)|^{\alpha}\,],\; -\infty < x < \infty, \qquad (1)$$

где $\lambda = [\Gamma\,(1/\alpha)/\Gamma\,(3/\alpha)]^{1/2}$ – параметр, σ – с.к.о., m – математическое ожидание, α – некоторая характерная для данного распределения величина – его показатель степени. Эксцесс ε экспоненциальных распределений связан с показателем степени α следующим соотношением:

$$\varepsilon = \Gamma(1/\alpha)\Gamma(5/\alpha)|\Gamma(3/\alpha)|^{-2}.$$

При $\alpha < 1$, аналитическая модель описывает распределение с очень пологими спадами, близкими по своим свойствам к распределению Коши. При $\alpha = 1$ ($\varepsilon = 6$), модель соответствует распределению Лапласа, при $\alpha = 2$ ($\varepsilon = 3$) – нормальному распределению, при $\alpha > 2$ – распределениям, близким по своим свойствам к трапецеидальным, и, наконец, при $\alpha \to 4$ – равномерному распределению.

Коэффициенты эксцесса $\mathrm{K_Э}$, оцененные по рассматриваемым выборкам доходностей различных активов, оказались в интервале от 0 до 3, что соответствует значениям величины a в пределах от 1 до 2.

Так минимальный коэффициент эксцесса $\mathrm{K_Э} \approx 0$ для рассматриваемых доходностей соответствует активу Ростелеком. Распределение доходностей данного актива достаточно хорошо может быть идентифицировано гауссовским (нормальным) распределением: $W_X\,(x) = \{1/[(2\pi)^{1/2}\sigma]\}\,\exp\{-[(x - m)^2/2\sigma^2]\}$. Максимальный коэффициент эксцесса $\mathrm{K_Э} \approx 3$ оказался у актива Аэрофлот, т.е. распределение доходностей этого актива может быть идентифицировано распределением Лапласа $W_X\,(x) = [(2^{1/2})/2\sigma]\,\exp[-\,((2^{1/2}(x - m)/\sigma)]$.

Для распределений доходностей рассматриваемых активов были построены гистограммы и проведена проверка гипотез идентификации по χ^2 – критерию. На рис. 1 и 2 для активов Ростелеком и Аэрофлот приведены гистограммы распределений доходностей и построены аналитические законы распределения Гаусса и Лапласа. Критерий χ^2 показал, что гипотезы нормального и лапласовского распределений для актива Ростелеком принимаются на восьмидесятипроцентных и тридцатипроцентных уровнях, соответственно, а для актива Аэрофлота: Гаусс – на сорокопроцентном уровне, и Лаплас – на восьмидесятипрцентном.

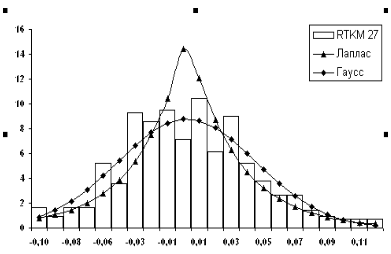


Рис. 1

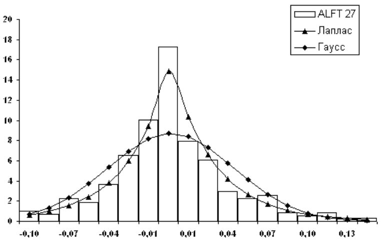


Рис. 2

Анализ распределений остальных акций показал, что в общем случае распределение доходности отдельного актива может быть описано плотностью вероятности (1) с параметром α, лежащим в пределах: $1 \le \alpha \le 2$.

[1] Лабутин С.А. Разработка и исследование методов обработки результатов измерений и их применение в приборах контроля параметров физических сред. Дисс. на соискание уч. степени доктора техн. наук. –Н.Новгород, 2001, с.96.

УВЕЛИЧЕНИЕ ВРЕМЕНИ ЖИЗНИ НЕУСТОЙЧИВЫХ СОСТОЯНИЙ ПОД ДЕЙСТВИЕМ ШУМА

Н.В. Агудов[1], А.В.Сафонов[1], Р.Манелла[2], Б.Спаньоло[2]

[1]*Нижегородский госуниверситет,* [2]*Университет Палермо, Италия*

В работе [1] было теоретически показано, что присутствие аддитивного шума может увеличивать среднее время распада нестабильных состояний. В настоящей работе мы детально исследуем это явление (ЗРШ) аналитическими и численными методами. Наряду со средним временем первого достижения (СВПД), являющимся весьма ограниченной характеристикой процессов распада неустойчивых состояний, мы рассмотрим время релаксации (ВР), учитывающее обратный поток вероятности, направленный из стабильного состояния в нестабильное, которым пренебрегается в СВПД. Аналитическое выражение для ВР было получено в [2]. Мы покажем, что ВР может сильно увеличиваться под действием шума, интенсивность которого меняется в очень широких пределах.

Будем рассматривать модель одномерного сверхвязкого броуновского движения в поле потенциальной силы:

$$\frac{dx}{dt} = -\frac{d\Phi(x)}{\eta dx} + \xi(t),$$

где x –координата частицы, $\Phi(x)$ –потенциал, описывающий систему, $\xi(t)$ –белый гауссовский шум, $\langle\xi(t)\rangle=0$, $\langle\xi(t)\xi(t+\tau)\rangle=2q\delta(\tau)/\eta$, $2q/\eta$ –интенсивность белого шума, η –коэффициент вязкости, $q=kT$ –энергетическая температура флуктуаций. Простейший случай, в котором появляется ЗРШ эффект – параболический потенциал:

$$\Phi(x) = -ax^2/2.$$

В работе [1] показано, что ЗРШ эффект появляется только при $x_0 \neq 0$. Нам удалось показать, что в этом случае СВПД имеет вид:

$$T(x_0, L, q) = \frac{1}{2q}\left[L^2\,{}_2F_2\left(1,1;\frac{3}{2},2;-\frac{\Phi(L)}{q}\right) - x_0^2\,{}_2F_2\left(1,1;\frac{3}{2},2;-\frac{\Phi(x_0)}{q}\right)\right],$$

где ${}_2F_2(a_1, a_2; b_1, b_2; z)$ – обобщенная гипергеометрическая функция, а x_0 изменяется в пределах $(-L, L)$. Для этого же случая ВР имеет вид:

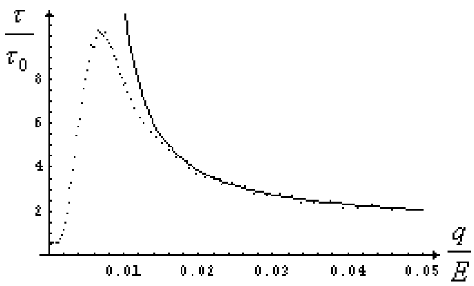
$$\tau(x_0, q) = T(x_0, L; q) + \frac{\eta\pi}{2a}\left(1 - Erf(\sigma^{-1})\right)Erfi\left(\sigma^{-\frac{1}{2}}\right).$$

Это выражение было проверено методами численного моделирования. Согласование с теорией очень хорошее.

Теперь рассмотрим потенциальный профиль с барьером высоты E:

$$\Phi(x) = -x^3/3 + x,$$

для случая $x_0=1{,}5$, когда броуновская частица находится за барьером, и ВР в отсутствии шума конечно. Согласно [2], ВР равно:



$$\tau(x_0, q) = \frac{\eta}{q}\int_{x_0}^{L} e^{\Phi(v)/q}\int_{-\infty}^{v} e^{-\Phi(u)/q}\,du\,dv + \frac{\eta}{q}\int_{x_0}^{\infty} e^{\Phi(v)/q}\int_{-\infty}^{L} e^{-\Phi(u)/q}\,du\,dv.$$

Из приведенной зависимости нормированного на детерминированное время ВР(q/E) видно, что при малой интенсивности шума возникает сильное расхождение между теорией и результатами численного моделирования: теоретическая кривая при $q\to0$ уходит в бесконечность, в то время как экспериментальная дает детерминированное время. Мы можем объяснить этот факт следующим образом: ВР уходит в бесконечность при $q\to0$, поскольку некоторые частицы могут попасть в потенциальную яму под действием шума и оставаться там длительное время. Очевидно, что это время будет неограниченно возрастать при $q\to0$, однако число таких частиц будет при этом уменьшаться. И лишь в бесконечно большом ансамбле найдутся такие, которые все же попадут в потенциальный колодец. А поскольку число частиц в численном эксперименте конечно, то при достаточно малом значении q все они достигнут границы L за детерминированное время.

[1] N.V.Agudov, A.N.Malakhov //Phys. Rev. 1999. E, 60, 6333
[2] A.N.Malakhov //Chaos. 1997. V.7,№3.

ОЦЕНИВАНИЕ ЧИСЛА СЛУЧАЙНЫХ ИМПУЛЬСНЫХ ВОЗМУЩЕНИЙ В ДИНАМИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ В ДИСКРЕТНОМ ВРЕМЕНИ

А.В.Курина, О.В.Польдин, А.М.Силаев

Нижегородский госуниверситет

При исследовании физических систем, подверженных влиянию шумовых и случайных импульсных возмущений, часто возникает проблема оптимального оценивания числа импульсных возмущений, воздействовавших на систему за время наблюдения, например, при оценивании числа отраженных сигналов в радио- и гидролокации, измерении параметров случайных импульсных потоков на фоне шумов и т.п.

В данной работе рассматривается задача оценивания числа случайных импульсных возмущений в динамической системе, описываемой линейными разностными уравнениями в дискретном времени. Уравнения для вектора состояния динамической системы z_k и наблюдений y_k описываются уравнениями:

$$z_{k+1} = \alpha z_k + \gamma + \xi_k + \sum A_i \delta(k, \tau_i)\,,$$
$$y_{k+1} = z_{k+1} + \eta_k\,, \quad k = 0,1,2,\dots .$$

Здесь α, γ – заданные параметры; $\{\xi_k\}$, $\{\eta_k\}$ последовательность независимых гауссовских случайных величин с нулевыми средними и дисперсиями R_ξ и R_η; A_i – амплитуда импульсного возмущения, распределена по гауссовскому закону со средним $m(A)$ и дисперсией R_A. Моменты появления импульсов τ_i образуют точечный случайный процесс, описываемый распределением вероятности:

$$\mathrm{P}(\tau_i \mid \tau_{i-1}) = \begin{cases} \nu(1-\nu)^{\tau_i - \tau_{i-1}}, & \tau_i \ge \tau_{i-1} + 1 \\ 0, & \tau_i \le \tau_{i-1} \end{cases}$$

где ν – заданный параметр.

Оптимальная, в смысле минимума среднеквадратичной ошибки, оценка числа возмущений ищется по формуле:

$$\hat{N} = \sum_{l=0}^{L} P_l(k) \cdot l\,.$$

Здесь $P_l(k)$ – апостериорная вероятность события, заключающегося в том, что к моменту времени k появилось l импульсов.

Для нахождения вероятностей $P_l(k)$ был синтезирован алгоритм на основе методов нелинейной фильтрации марковских случайных процессов [1,2]. В качестве примера для численного моделирования были выбраны параметры α=0,9, γ=1. Распределения шумовых возмущений имели нулевые средние и дисперсии, равные R_ξ=0,1, R_η=0,9. График зависимости наблюдений от времени представлен на рис.1.

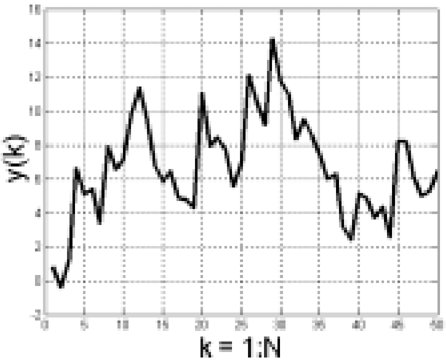


Рис.1

На рис.2 приведены результаты оценивания числа импульсов синтезированным алгоритмом. Параметры импульсных возмущений взяты следующие: априорная вероятность появления импульса на каждом шаге ν=0,1. Распределение амплитуд импульсов имело среднее значение $m(A)$=5 и дисперсию R_A=0,3.

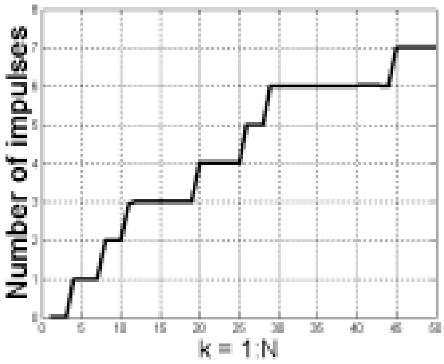


Рис.2

Исследовалась погрешность оценивания числа импульсов при различных значениях параметров. В частности, установлено, что при соотношении $R_\eta/m(A)$>1/4 импульсы становятся практически неразличимыми на фоне шума.

Работа поддержана грантами РФФИ № 00-02-17602, № 00-15-96620.

[1] Тихонов В.И., Харисов В.Н. Статистический анализ и синтез радиотехнических систем. –М.: Радио и связь, 1991.

[2] Польдин О.В., Силаев А.М. //Изв. вузов. Радиофизика. 2001. Т.44,№12. С.1070.