

## БИОНИКА И СТАТИСТИЧЕСКАЯ РАДИОФИЗИКА

### ЭФФЕКТИВНОСТЬ АДАПТИВНОЙ МОДУЛЯЦИИ В МИМО-СИСТЕМАХ С СОБСТВЕННЫМИ КАНАЛАМИ

В.Т.Ермолаев<sup>1)</sup>, Е.А.Маврычев<sup>2)</sup>, А.Г.Флакман<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>Нижегородский госуниверситет, <sup>2)</sup>Нижегородский технический университет

Наиболее перспективный путь обеспечения высокой скорости передачи информации и малой вероятности битовой ошибки (bit error rate – BER) в беспроводной связи – это использование МИМО (multiple-input multiple-output) систем и адаптивной модуляции (АМ). Идея АМ заключается в том, что темп передачи задается пропорциональным отношением сигнала к шуму (ОСШ). В настоящей работе исследуется эффективность АМ в МИМО-системах с параллельной передачей данных по собственным каналам, которые являются согласованными со случайным пространственным каналом связи. АМ основана на увеличении темпа в энергетически сильных собственных каналах и на его уменьшении в слабых каналах. Предложена пороговая техника для разделения собственных каналов на сильные и слабые.

Рассмотрим МИМО-систему с  $M$  передающими и  $N$  приемными антеннами. Частотно-неселективный пространственный канал можно описать матрицей  $\mathbf{H}$  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 интерференции рассеянных лучей. Для формирования  $L = \min\{M, N\}$  собственных каналов в передающей и приемной антенных решетках производится линейное преобразование сигналов, основанное на векторах сингулярного разложения матрицы  $\mathbf{H}$ . ОСШ на выходе  $i$ -го собственного канала ( $i=1, 2, \dots, L$ ) равно [1]  $\rho_i = \lambda_i p_i / \sigma_0^2$ , где  $\lambda_i$  – ненулевые собственные числа матрицы  $\mathbf{H}^H \mathbf{H}$  или  $\mathbf{H} \mathbf{H}^H$ ,  $p_i$  определяет долю полной мощности  $P_0$ , распределенную в  $i$ -ый собственный канал в соответствии с правилом “water pouring” [2],  $\sigma_0^2$  – дисперсия гауссовских шумов,  $(\cdot)^H$  – знак эрмитова сопряжения.

Выбор модуляции в МИМО-системе может осуществляться отдельно в каждом собственном канале на основе сравнения выходных ОСШ с пороговыми значениями. Если статистические свойства замираний сигналов известны, то пороги для выбора битовой загрузки символов можно выбрать исходя из заданного среднего темпа передачи в МИМО-системе. Обозначим  $C_k$  бит/символ ( $k=1, 2, \dots, K$ ) набор используемых битовых загрузок ( $C_1 < C_2 < \dots < C_K$ ), а  $b_k$  – вероятность использования соответствующей модуляции с темпом  $C_k$ . Тогда результирующий темп передачи МИМО-системы будет равен  $C = b_1 C_1 + b_2 C_2 + \dots + b_K C_K$ . Выбор  $k$ -ой модуляции  $C_k$  в любом собственном канале может быть сделан из условия

$$\sum_{m=1}^{k-1} b_m < f(\gamma) \leq \sum_{m=1}^k b_m, \quad (1)$$

где  $f(\gamma)$  – одномерная функция плотности вероятности неранжированного по величине собственного числа  $\gamma$  матрицы  $\rho_0 \mathbf{H} \mathbf{H}^H$  ( $M \geq N$ ) или  $\rho_0 \mathbf{H}^H \mathbf{H}$  ( $M < N$ ), ОСШ  $\rho_0 = P_0 / \sigma_0^2$ ,  $P_0$  – полная мощность. Функция  $f(\gamma)$  имеет вид:

$$f(\gamma) = \frac{\exp(-\gamma \rho_0^{-1})}{L \rho_0^{Q-L+1}} \sum_{i=0}^{L-1} \frac{(i)! \gamma^{Q-L}}{(i+Q-L)!} \left[ L_i^{Q-L}(\gamma \rho_0^{-1}) \right]^2, \quad (2)$$

где  $L_i^{Q-L}$  – полином Лагерра  $i$ -го порядка,  $Q = \max(M, N)$ .

В качестве примера рассмотрим эффективность ММО-системы с четырьмя передающими и приемными антеннами ( $M=N=4$ ) в условиях некоррелированных релейских замираний сигналов. Будем использовать двоичную, четверичную и восьмеричную фазовую модуляцию (ФМ), то есть  $C_1=1$ ,  $C_2=2$ ,  $C_3=3$  бит/символ. Выбор типа ФМ произведем путем сравнения собственных чисел матрицы  $\rho_0 \mathbf{H} \mathbf{H}^H$  с порогоми, которые зададим так, чтобы каждый тип ФМ использовался равновероятно ( $b_1=b_2=b_3=1/3$ ). Функция распределения  $f(\gamma)$  неранжированных собственных чисел матрицы  $\rho_0 \mathbf{H} \mathbf{H}^H$  и пороги показаны на рис.1. Сравним такую ММО-систему с аналогичной системой ( $M=N=4$ ), использующей фиксированную четверичную ФМ (4-ФМ). Средняя скорость передачи данных в обеих системах одинаковая и равна  $C=8$  бит/символ. На рис.2 показаны BER при использовании адаптивной и фиксированной модуляции. Видно, что АМ дает возможность значительно уменьшить ОСШ, необходимое для обеспечения заданного уровня BER. Например, BER=1% достигается при ОСШ меньшим на 5дБ.

Работа поддержана грантами РФФИ НШ-1729.2003.2 и № 03-02-17141.

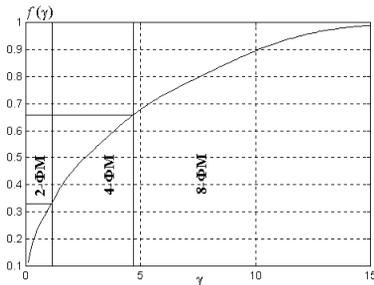


Рис. 1

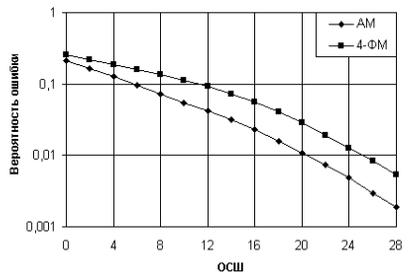


Рис. 2

- [1] Andersen J.B. //IEEE Antennas and Propagation Magazine. 2000. V.42, №2. P.12.  
 [2] Gallager R.G. Information Theory and Reliable Communication. –New York: John Wiley & Sons, 1968.

## АНАЛИЗ СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ОПТИМАЛЬНОГО ДИНАМИЧЕСКОГО ПОРТФЕЛЯ БЛЭКА В СЛУЧАЕ ДВУМЕРНОЙ МАРКОВСКОЙ МОДЕЛИ НАБЛЮДЕНИЙ

И.В.Артюхин, Е.А.Домбровский

*Нижегородский госуниверситет*

В работе проведено сравнение статистических характеристик ожидаемой и реальной доходностей динамического портфеля ценных бумаг Блэка с учетом оптимального одношагового прогноза в случае двумерной марковской модели наблюдений. Уравнение динамики рассматриваемой двумерной модели доходностей активов в дискретном времени  $t$  имеет вид:

$$\mathbf{X}(t+1) = f \cdot \mathbf{X}(t) + \xi(t), \quad (1)$$

где  $\mathbf{X}(t) = \mathbf{R}(t) - \langle \mathbf{R}(t) \rangle$  – флуктуации случайного двумерного вектора доходностей активов  $\mathbf{R}(t) = \{R_1(t), R_2(t)\}^T$  относительно вектора его средних значений  $\langle \mathbf{R}(t) \rangle$ ;  $\xi(t)$  – гауссовский двумерный шум с нулевым вектором средних значений и ковариационной матрицей  $\mathbf{B}_{\xi\xi} = \langle \xi_i(t) \cdot \xi_j^T(t) \rangle = \mathbf{Q} \delta_{ij}$ ;  $f$  – постоянный переходный коэффициент.

Задача оптимального управления инвестиционным портфелем Блэка состоит в нахождении такого распределения инвестируемого капитала по активам (нормированного вектора весовых коэффициентов), которое будет максимизировать некоторую условную функцию полезности портфеля [1]. При пассивной стратегии управления основными параметрами данной функции являются средняя (безусловная) доходность портфеля и ее дисперсия, а при динамическом управлении – прогнозируемая (условная) по некоторому критерию доходность портфеля и дисперсия ошибок ее прогноза. Для двумерного портфеля Блэка решение экстремальной задачи – максимизации функции полезности легко находится в аналитическом виде [2].

В настоящей работе для статистического ансамбля реализаций случайного вектора доходностей  $\mathbf{R}(t)$  рассмотрено формирование множества оптимальных динамических и пассивных портфелей Блэка. Для модели случайного вектора доходностей (1) с равными средними значениями  $\langle R_1 \rangle = \langle R_2 \rangle = \langle R \rangle$  и дисперсиями  $\sigma_{R_1}^2 = \sigma_{R_2}^2 = \sigma^2$  активов найдены аналитические выражения для основных статистических характеристик распределений ожидаемой  $\hat{R}_p(t+1|t)$  и реальной  $R_p(t+1)$  доходностей оптимальных динамических портфелей Блэка: средние значения, дисперсии, а также их совместный кумулянт.

Полученные выражения для средних значений распределений ожидаемой и реальной доходностей совпадают и равны:

$$\langle \hat{R}_p(t+1|t) \rangle = \langle R_p(t+1) \rangle = \langle R \rangle + \frac{f^2}{2\lambda \cdot (1 - f^2)}, \quad (2)$$

где  $\lambda$  – постоянный положительный коэффициент в условной функции полезности, характеризующий соотношение “риск-доход”. Следует заметить, что первое сла-

гаемое в (2) соответствует средней доходности оптимального портфеля в случае пассивной инвестиционной стратегии управления, а второе слагаемое характеризует средний выигрыш в доходности динамической стратегии управления по отношению к пассивной. Из выражения (2) видно, что поскольку  $\lambda > 0$  и  $|f| < 1$ , то средняя доходность оптимального портфеля при динамической стратегии управления всегда больше, чем при пассивной стратегии. Причем чем больше статистическая зависимость между последовательными значениями случайного вектора доходностей (чем ближе  $|f|$  к единице), тем большую “в среднем” доходность может обеспечить динамическая стратегия.

Полученные выражения для дисперсий ожидаемой и реальной доходностей при динамической стратегии управления принимают вид:

$$\hat{\sigma}_{Rp}^2 = \frac{1}{2} f^2 \sigma^2 (1+k) + \frac{f^4}{2\lambda^2 (1-f^2)^2} \quad (3)$$

$$\sigma_{Rp}^2 = \frac{1}{2} \sigma^2 (1+k) + \frac{f^2}{4\lambda^2 (1-f^2)^2} + \frac{f^4}{4\lambda^2 (1-f^2)^2}, \quad (4)$$

где  $k$  – коэффициент взаимной корреляции между компонентами двумерного вектора доходностей активов  $\mathbf{R}(t)$ . Заметим, что дисперсия ожидаемой доходности меньше чем дисперсия реальной доходности. Очевидно, что это связано с наличием дополнительных случайных факторов, не учитываемых оптимальным одношаговым прогнозом случайного вектора доходностей активов.

Выражение для совместного нормированного кумулянта ожидаемой и реальной доходностей динамического портфеля ценных бумаг Блэка представляется в виде:

$$\gamma = \sqrt{\frac{\frac{1}{2} f^2 \sigma^2 (1+k) + \frac{1}{2} \cdot \frac{f^4}{\lambda^2 (1-f^2)^2}}{\frac{1}{2} \sigma^2 (1+k) + \frac{1}{4} \cdot \frac{f^2}{\lambda^2 (1-f^2)^2} + \frac{1}{4} \cdot \frac{f^4}{\lambda^2 (1-f^2)^2}}}. \quad (5)$$

Полученное выражение (5) для совместного нормированного кумулянта может являться некоторой количественной оценкой, характеризующей меру взаимосвязи между ожидаемой и реальной (полученной на самом деле) доходностями оптимального портфеля Блэка.

Работа поддержана грантами РФФИ № 03-02-17141 и “Ведущая научная школа” НШ-1729.2003.2.

[1] Markovitz H. Portfolio Selection //J. Finance, 1952. V.7, №1.

[2] Артюхин И.В., Домбровский Е.А., Мальцев А.А. //В кн. Труды четвертой научн. конф. по радиофизике. 5 мая 2000 г. /Ред. А.В.Якимов.–Нижний Новгород: ТАЛИАМ, 2000, с.240.

## СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ РАЗЛИЧНЫХ СТАТИСТИК ОБНАРУЖЕНИЯ МНОГОМЕРНЫХ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ СИГНАЛОВ АНТЕННОЙ РЕШЕТКОЙ

О.В.Болховская

*Нижегородский госуниверситет*

Многоэлементные антенные решетки находят все более широкое применение для пространственной обработки сигналов в системах радиосвязи, пассивной радио- и гидролокации. В данной работе проведен сравнительный анализ нескольких алгоритмов обработки сигналов в антенной решетке, используемой для обнаружения многомерных гауссовских комплексных сигналов с априорно неизвестной пространственной ковариационной матрицей на фоне гауссовского шума.

Рассмотрим  $p$ -элементную узкополосную приемную антенную решетку с произвольным расположением датчиков. Будем считать, что сигналы с элементов антенны образуют комплексный случайный  $p$ -мерный гауссовский вектор  $\mathbf{z}$ . Предполагается, что осуществляется  $N$  выборок выходного сигнала  $\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_N$ , которые являются статистически независимыми, одинаково распределенными случайными векторами с нулевым средним значением и пространственной ковариационной матрицей  $\Sigma$ .

Задача обнаружения узкополосного пространственно коррелированного сигнала антенной решеткой формулируется как классическая двухальтернативная задача:

- нулевая гипотеза (только шум),  $H_0: \Sigma = \Sigma_0$ ,
- альтернативная гипотеза (сигнал плюс шум),  $H_1: \Sigma \neq \Sigma_0$ .

В зависимости от имеющейся априорной информации о шумовом фоне будем рассматривать три различных варианта нулевой гипотезы в порядке возрастания имеющейся априорной информации.

Пусть в первом случае мы не имеем никакой априорной информации о шуме, кроме условия независимости его отсчетов в различных элементах антенны. Ковариационная матрица  $\Sigma_0$  такого шума будет иметь вид:

$$\Sigma_{01} = \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (1)$$

Если дополнительно к независимости шума в элементах антенны имеется априорная информация об его однородности (одинаковой мощности в разных элементах антенны), то ковариационная матрица будет равна

$$\Sigma_{02} = \sigma^2 I. \quad (2)$$

Если дополнительно к этой информации известна еще и мощность шума  $\sigma^2$ , ковариационная матрица шума будет единичной:

$$\Sigma_{03} = I. \quad (3)$$

Для каждой из этих гипотез на основе обобщенного отношения правдоподобия было получено явное выражение для решающей статистики. Для определения пороговых значений решающих статистик их плотности вероятности раскладывались в ряд по ортогональным многочленам Якоби. На основе найденных порогов построены кривые обнаружения для всех рассматриваемых случаев. Для полноты было проведено сравнение со статистикой, полученной из обобщенного отношения правдоподобия в случае нулевой гипотезы (3), но при дополнительной априорной информации о полной пространственной когерентности полезного сигнала. Эта статистика подробно исследована в работе [2]. Полученные кривые обнаружения приводятся на рис. 1 и 2.

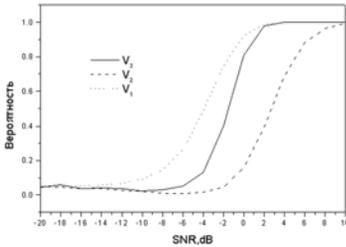


Рис.1

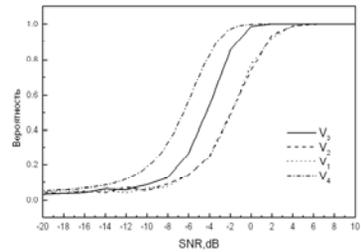


Рис.2

Сигнал в обоих случаях моделировался частично-когерентный, а шум, в первом случае, – однородный единичной мощности, а во втором – неоднородный, но такой, что шпур ковариационной матрицы был равен шпuru однородной. Очевидно, что при увеличении количества информации обнаружение улучшается. Однако дополнительная рассматриваемая статистика, использующая наибольшее количество информации, не может применяться в случае неоднородных шумов в связи с отсутствием аналитических пороговых значений.

Работа выполнена при поддержке грантов РФФИ № 03-02-17141, НШ-1729.2003.2, NATO PST.CLG977419.

- [1] Болховская О.В., Мальцев А.А. //Изв. вузов. Радиофизика. 2002. Т.45, №12. С.1077.
- [2] Родюшкин К.В. Статистическое исследование методов обнаружения, разрешения и оценки числа источников сигналов, принимаемых антенной решеткой в случае короткой выборки и неизвестного волнового фронта: Дис. канд. физ.-мат. наук. – Н.Новгород: ННГУ, 2001. 128 с.

## ЭФФЕКТИВНОСТЬ ПРОСТРАНСТВЕННОГО РАЗДЕЛЕНИЯ ПОЛЬЗОВАТЕЛЕЙ В МИМО-СИСТЕМАХ СВЯЗИ С ПАРАЛЛЕЛЬНОЙ ПЕРЕДАЧЕЙ ИНФОРМАЦИИ

В.Т.Ермолаев<sup>1)</sup>, А.Г.Флакман<sup>1)</sup>, И.М.Аверин<sup>2)</sup>, Д.В.Грибов<sup>2)</sup>

<sup>1)</sup>Нижегородский госуниверситет, <sup>2)</sup>Нижегородский технический университет

В МИМО-системах (multiple-input multiple-output systems), использующих антенные решетки на обоих концах линии связи, возможно пространственное разделение пользователей (Space Division Multiple Access – SDMA) в дополнение к временному, частотному или кодовому разделению пользователей [1-2]. В данной работе исследуется эффективность SDMA в МИМО-системах, в которых передача информации осуществляется по параллельным собственным каналам, согласованным со случайным пространственным каналом связи.

Предположим, что МИМО-система состоит из  $M$  передающих антенн и обеспечивает одновременную передачу данных  $Q$  пользователям, каждый из которых имеет  $N$  приемных антенн. Максимальное число пространственно разделяемых пользователей  $Q_{max} = \lfloor M/N \rfloor$ , где  $\lfloor x \rfloor$  – целая часть  $x$ . Полная мощность  $P_0$  является ограниченной и не зависит от числа пользователей.

Частотно неселективный пространственный канал связи можно описать  $Q$  матрицами  $\mathbf{H}^{(1)}, \mathbf{H}^{(2)}, \dots, \mathbf{H}^{(Q)}$  (верхний индекс обозначает номер пользователя), каждая из которых состоит из коэффициентов передачи  $(h^{(q)})_{mn}$  сигналов из  $m$ -ой передающей антенны в  $n$ -ую приемную антенну  $q$ -го пользователя. В условиях случайной однородной рассеивающей среды эти коэффициенты имеют релеевское распределение амплитуд. Передающую и приемную диаграммообразующие схемы (ДОС), формирующие собственные каналы для  $q$ -го пользователя, будем описывать матрицами  $\mathbf{V}^{(q)}$  и  $\mathbf{U}^{(q)}$ , состоящими из весовых векторов  $\mathbf{V}_i^{(q)}$  и  $\mathbf{U}_i^{(q)}$ , которые являются собственными векторами матриц  $\mathbf{H}^{(q)H}\mathbf{H}^{(q)}$  и  $\mathbf{H}^{(q)}\mathbf{H}^{(q)H}$ , соответственно. Тогда ПС МИМО-системы равна [3]

$$C = \sum_{q=1}^Q \sum_{i=1}^K \log_2 \left[ 1 + \rho_i^{(q)} \lambda_i^{(q)} \left( \mathbf{V}_i^{(q)H} \mathbf{P}_i^{(q)} \mathbf{V}_i^{(q)} \right) \right], \quad (1)$$

где  $\rho_i^{(q)} = p_i^{(q)} / \sigma_0^2$ ,  $p_i^{(q)}$  – мощность, распределенная в  $i$ -ый собственный канал  $q$ -го пользователя,  $\sigma_0^2$  – мощность собственного шума,  $\lambda_i^{(q)}$  – ненулевые собственные числа матрицы  $\mathbf{H}^{(q)H}\mathbf{H}^{(q)}$  или  $\mathbf{H}^{(q)}\mathbf{H}^{(q)H}$ ,  $K$  – число собственных каналов для каждого пользователя ( $K=N$ ),  $(\cdot)^H$  – знак эрмитова сопряжения. Матрица  $\mathbf{P}_i^{(q)}$  проектирует вектор  $\mathbf{V}_i^{(q)}$  на подпространство, ортогональное всем другим векторам, и равна [4]

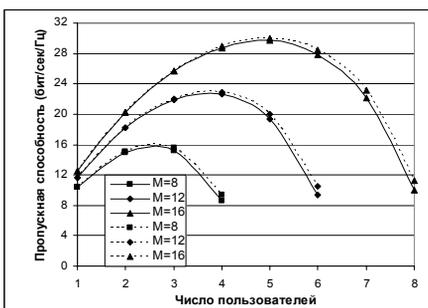
$$\mathbf{P}_i^{(q)} = \mathbf{I} - \mathbf{A}_i^{(q)} \left( \mathbf{A}_i^{(q)H} \mathbf{A}_i^{(q)} \right)^{-1} \mathbf{A}_i^{(q)H}, \quad (2)$$

где  $\mathbf{A}_i^{(q)}$  – матрица, составленная из всех весовых векторов, передающих ДОС, за исключением вектора  $\mathbf{V}_i^{(q)}$ .

В практически важном случае однородной рассеивающей среды с некоррелированными релейскими коэффициентами передачи между передающими и приемными антеннами можно получить значительно более простое выражение для средней ПС ММО-системы. В результате средняя ПС ММО-системы, обеспечивающей пространственное разделение  $Q$  пользователей, равна

$$\langle C \rangle \approx QN \cdot \log_2 \left[ 1 + \frac{P_0}{QN\sigma_0^2} M \left( 1 - \frac{QN-1}{M} \right) \right]. \quad (3)$$

Таким образом, средняя ПС ММО-системы увеличивается с ростом числа  $Q$  пользователей за счет увеличения общего числа собственных каналов. Однако среднее ОСШ на выходе собственных каналов уменьшается при увеличении  $Q$ . Поэтому существует оптимальное число  $Q_{opt}$  пользователей для их пространственного разделения, которое зависит от полной мощности  $P_0$  передатчика. Если мощность является малой ( $P_0 \ll \sigma_0^2 NM^{-1}$ ), то из (3) можно получить, что  $Q_{opt}=1$ . В предельном случае достаточно большой мощности, оптимальным является обслуживающее максимально возможное число пользователей и  $Q_{opt} = \lfloor M/N \rfloor$ .



На рисунке показана средняя ПС ММО-системы в зависимости от числа  $Q$  пользователей для разного числа передающих антенн  $M=8; 12$  и  $16$ . Число приемных антенн  $N=2$ , а полная относительная мощность  $P_0/\sigma_0^2=10$  дБ. Сплошные кривые соответствуют (1), а пунктирные кривые, получены с помощью (3). Видно, что это выражение обеспечивает высокую точность. Приведенные результаты показывают высокую эффективность

SDMA в ММО-системе с собственными каналами. Так ПС увеличивается в 2,4 раза (с 12,5 до 30 бит/сек/Гц) при  $M=16, N=2$ .

Данная работа выполнена при поддержке грантов: НШ-1729.2003.2 и РФФИ № 03-02-17141.

- [1] Kohno R. //IEEE Personal Communications. 1998. February. P.28.  
 [2] Vornefeld U., Walk C., Walk B. //IEEE Communications Magazine. 1999. V.37, №11. P.52.  
 [3] Флакман А.Г. //Изв. вузов. Радиофизика. 2002. Т.45, № 11. С.986.  
 [4] Воеводин В.В. Линейная алгебра. –М.: Наука, 1980.

## ПОДАВЛЕНИЕ ПЕРЕКРЕСТНЫХ ПОМЕХ В МИМО-СИСТЕМАХ СВЯЗИ

А.В.Хоряев, Р.О.Масленников

*Нижегородский госуниверситет*

Применение МИМО-систем (multiple-input multiple-output systems), одновременно использующих несколько приемопередатчиков на обоих концах линии связи, один из наиболее перспективных путей повышения скорости передачи данных. Для увеличения пропускной способности необходимо подавить все перекрестные помехи на ближнем и дальнем конце линии связи, неизбежно возникающие при одновременном действии передатчиков. В данной работе рассматривается метод подавления перекрестных помех на дальнем конце ограниченного по полосе канала МИМО-системы.

Предположим, что МИМО-система имеет  $M$  передатчиков и  $M$  приемников. В канале с межсимвольной интерференцией принимаемый сигнал в дискретной форме описывается уравнением:

$$y_i[k] = \sum_{j=1}^M h_{ij}[k] \otimes s_j[k] + n_i[k] = \sum_{j=1}^M \sum_{m=0}^{L_{ij}} h_{ij}[m] \cdot s_j[k-m] + n_i[k] \quad i, j = 1, \dots, M, \quad (1)$$

где  $y_i[k]$  – сигнал на входе  $i$ -го приемника;  $h_{ij}[k]$  – импульсная характеристика (ИХ) канала между  $j$ -ым передатчиком и  $i$ -ым приемником;  $s_j[k]$  – сигнал на выходе  $j$ -го передатчика;  $n_i[k]$  – аддитивный шум  $i$ -ого приемника;  $L_{ij}$  – длина ИХ  $h_{ij}[k]$ ;  $\otimes$  – дискретная свертка. Объединяя сигналы  $y_i[k]$  и  $s_j[k]$  в соответствующие вектор столбцы  $\mathbf{y}[k]$  и  $\mathbf{s}[k]$ , и группируя  $n_i[k]$  в шумовой вектор  $\mathbf{n}[k]$ , запишем (1) в матричном виде:

$$\mathbf{y}[k] = \mathbf{H}[k] \otimes \mathbf{s}[k] + \mathbf{n}[k] = \sum_{m=0}^L \mathbf{H}[m] \mathbf{s}[k-m] + \mathbf{n}[k]. \quad (2)$$

Здесь  $\mathbf{H}[m]$  – ( $M \times M$ ) – мерная канальная матрица, состоящая из временных выборок ИХ  $h_{ij}[m]$ ;  $L$  – максимальная длина ИХ канала. Заметим, что перекрестные помехи на дальнем конце линии связи МИМО-системы описываются недиагональными элементами матрицы  $\mathbf{H}[m]$ .

Для подавления перекрестных помех введем на приемном конце матричный фильтр  $\mathbf{Q}[m]$ . Составим элементы  $q_{ij}[m]$  этого фильтра из импульсных характеристик  $h_{ij}[m]$  в виде:

$$q_{ij}[m] = (-1)^{i+j} H_{i,j}[m], \quad (3)$$

где фильтр  $H_{ij}[m]$  отыскивается подобно нахождению минора матрицы  $\mathbf{H}[m]$  с той лишь разницей, что вместо процедуры умножения ( $h_{ij}[m] \cdot h_{pr}[m]$ ) применяется операция свертки ( $h_{ij}[m] \otimes h_{pr}[m]$ ). Сигнал на выходе фильтра  $\mathbf{Q}[m]$  описывается уравнением:

$$\mathbf{x}[k] = \mathbf{Q}[k] \otimes \mathbf{H}[k] \otimes \mathbf{s}[k] + \mathbf{Q}[k] \otimes \mathbf{n}[k]. \quad (4)$$

Отметим, что в случае (узкополосной системы связи), когда ИХ может быть представлена одним отсчетом (коэффициентом передачи на заданной частоте), матричный фильтр  $\mathbf{Q}[m]$  вырождается в матрицу вида [1]:  $\mathbf{Q} = \det(\mathbf{H}) \cdot \mathbf{H}^{-1}$ . В результате обработки (4) получим свободный от перекрестных помех сигнал  $\mathbf{x}[k]$ :

$$\mathbf{x}[k] = \mathbf{Q} \cdot \mathbf{H} \cdot \mathbf{s}[k] + \mathbf{Q} \cdot \mathbf{n}[k] = \det(\mathbf{H}) \cdot \mathbf{H}^{-1} \cdot \mathbf{H} \cdot \mathbf{s}[k] + \mathbf{Q} \cdot \mathbf{n}[k] = \det(\mathbf{H}) \cdot \mathbf{s}[k] + \mathbf{n}'[k]. \quad (5)$$

В случае ММО-системы с двумя передатчиками и приемниками ( $M=2$ ) и канала связи с ИХ  $h_{ij}[m]$ ,  $i, j=1,2$ , используя (3), получим:

$$\mathbf{Q}[m] = \begin{pmatrix} h_{22}[m] & -h_{12}[m] \\ -h_{21}[m] & h_{11}[m] \end{pmatrix}. \quad (6)$$

Введем обозначение  $\mathbf{G}[m] = \mathbf{Q}[m] \otimes \mathbf{H}[m]$  и выполним операцию свертки. В силу линейности операции свертки можно показать, что  $\mathbf{G}[m]$  имеет диагональный вид с одинаковыми элементами на главной диагонали, равными  $g[m] = h_{22}[m] \otimes h_{11}[m] - h_{12}[m] \otimes h_{21}[m]$ . Таким образом, в случае известного канала связи перекрестные помехи на выходе фильтра  $\mathbf{Q}[m]$  полностью устраняются.

На практике характеристики канала обычно не известны. В этом случае анализ эффективности подавления перекрестных помех выполняется с использованием методов оценки канала. В данной работе для формирования матричного фильтра  $\mathbf{Q}[m]$  применялась пороговая техника оценивания ИХ канала связи. В качестве примера были выбраны ИХ проводных сетей связи [2]. В результате методом компьютерного моделирования получена степень подавления перекрестных помех для различных отношений сигнал/помеха. На рисунке изображена зависимость коэффициента подавления перекрестной помехи от отношения сигнал/шум. Кривые (1, 2, 3) получены при отношении мощности перекрестной помехи к мощности полезного сигнала -10, -20, -30 дБ, соответственно. Приведенные результаты моделирования показывают высокий уровень подавления перекрестных помех.

Работа поддержана грантами РФФИ НШ-1729.2003.2 и № 03-02-17141.

- [1] Golden G.D., Foschini G.J., Valenzuela R.A., and Wolniansky P.W. //IEEE Electronics Letters. 1999. V.35, №1. P.14.  
 [2] Cherubini, G., Olcer, S., Ungerboeck, G. //Proceedings IEEE International Conference on Communication, ICC'93. Geneva, p.1814.

## ШИРИНА ЛИНИИ ДЖОЗЕФСОНОВСКОГО ОСЦИЛЛЯТОРА

С.Л.Кирухова, А.Л.Панкратов

*Институт физики микроструктур РАН*

Рассмотрен точечный джозефсоновский контакт с малой емкостью, находящийся в режиме генерации. Аналитически и численно исследована спектральная форма и ширина линии генерации. Джозефсоновский контакт с малой емкостью, по которому течет ток  $I$ , хорошо описывается уравнением Ланжевена [1]:

$$\omega_c^{-1} \frac{dx(t)}{dt} = -\frac{dU(x)}{dx} - i_F(t), \quad (1)$$

где  $x(t)$  – разность фаз на противоположных сторонах контакта;  $U(x)$  – безразмерный потенциальный профиль;  $U(x)=1-\cos x-ix$ ;  $i=I/I_C$ ;  $I_C$  – критический ток;  $i_F(t)$  – случайная компонента тока, которая обычно хорошо описывается моделью белого гауссова шума  $\langle i_F(t) \rangle = 0$ ,  $\langle i_F(t) i_F(t+\tau) \rangle = (2\gamma/\omega_c) \delta(\tau)$ ,  $\omega_c$  – характеристическая частота контакта,  $\omega_c = 2eR_n I_C / \hbar$ ,  $\gamma$  – безразмерная интенсивность шума  $\gamma = 2ekT/\hbar I_C$ .

Как известно, спектральная плотность мощности ( $\nu = \dot{x}(t)$  – напряжение на контакте) является прямым Фурье-преобразованием от корреляционной функции:

$$K_{\dot{x}}(\tau) = \langle \dot{x}(t) \dot{x}(t + \tau) \rangle. \quad (2)$$

Точно аналитически найти эту функцию не удастся, но можно найти ее приближенно, в пределе малого шума, и численно. Характерный вид функции корреляции для  $i=1,2$  и интенсивности шума  $\gamma=0,01$  представлен на рис.1. Вид спектральной плотности мощности для тех же значений параметров приведен на рис.2.

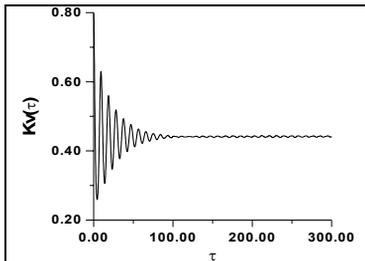


Рис.1

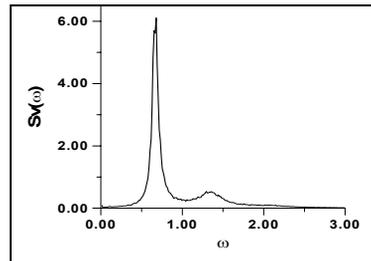


Рис.2

Также уравнение (1) можно решить приближенно, в пределе  $i \gg 1$ , и в пределе малого шума. Из этого решения, используя стандартные подходы теории спектрального анализа [2], могут быть найдены форма и ширина спектральной линии рассматриваемого джозефсоновского генератора. Ширину линии определим как ширину равновеликого по площади прямоугольника [2]:

$$\Delta f = \int_0^{\omega'} S_v(\omega) d\omega / \max\{S_v(\omega)\}. \quad (3)$$

Можно показать, что в приближении малого шума и в пределе  $i \gg 1$  ширина линии генератора имеет вид:

$$\Delta f = \pi r_d^2 S_v(0), \quad S_v(0) = \gamma(1 + 1/2\sqrt{2v^2}), \quad (4)$$

где  $v = (i^2 - 1)^{1/2}$ ,  $r_d = dv/di = i/(i^2 - 1)^{1/2}$  – дифференциальное сопротивление.

На рис.3 представлена зависимость ширины линии  $\Delta f$  от интенсивности шума  $\gamma$  при постоянном значении тока  $i=1,5$ , а на Рис.4 – зависимость ширины линии от тока  $i$  при постоянном значении интенсивности шума  $\gamma=0,01$ . Сплошной линией приведены результаты численного счета, пунктирной – результаты, полученные по формуле (4), а штрих-пунктирной – результаты, полученные Лихаревым [1] несколько иным подходом, которые выражаются той же формулой (4), но

$$S_v(0) = \gamma(1 + 1/2i^2). \quad (5)$$

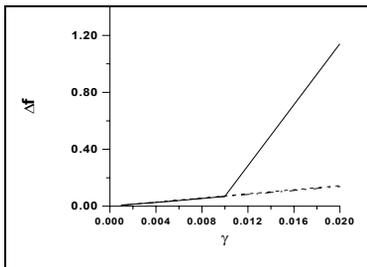


Рис.3

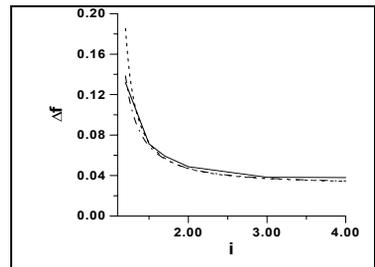


Рис.4

Как видно из рисунка, асимптотическая формула (4) хорошо совпадает с результатами численного счета при токах  $i > 1,5$  и при малой интенсивности шума. Следует отметить, что хотя формула (5) дает более хорошее совпадение с результатами численного счета при малых токах  $i$ , используемый нами подход является более универсальным, и позволяет вычислять ширину линии джозефсоновских генераторов с произвольной емкостью, а также пространственно распределенных структур. Работа выполнена при поддержке РФФИ (проект № 02-02-16775).

- [1] Лихарев К.К. Введение в динамику джозефсоновских переходов. –М.: Наука, 1985, с.70.  
 [2] Малахов А.Н. Флуктуации в автоколебательных системах. –М.: Наука, 1968, с.159.

## Пороговая техника для оценки импульсной характеристики канала связи

Р.О.Масленников, А.В.Хоряев

*Нижегородский госуниверситет*

В данной работе рассматривается использование пороговой техники для оценки импульсной характеристики (ИХ) канала связи. Предлагается алгоритм оценивания, включающий нахождение максимально правдоподобной оценки (МПО) ИХ и уточнение полученной оценки с помощью использования пороговой техники.

Для нахождения МПО ИХ используется известная обучающая последовательность. Следует отметить, что МПО канальной ИХ является эффективной, т.е. несмещенной оценкой с минимальной дисперсией [1,2]. Однако длина оцениваемой ИХ должна быть априори известна. МПО длины ИХ не существует. Таким образом, при практической реализации алгоритма МПО длина ИХ должна быть задана. Если реальная характеристика оказывается короче заданной длины, то это приводит к появлению “ложных” отсчетов в МП оценке из-за наличия шума. Влияние “ложных” отсчетов на точность оценки будет тем больше, чем больше разница между реальной и предполагаемой длинами ИХ. Использование пороговой техники позволяет существенно уменьшить влияние “ложных” отсчетов на точность оценивания ИХ. Тем самым ослабляет влияние неточности задания длины оценки ИХ.

Рассмотрим применение пороговой техники для улучшения точности МПО ИХ. Полученная МПО ИХ  $\hat{\mathbf{h}}^{ML}$  используется для вычисления  $N$  порогов  $\mathbf{t}=[t_1, \dots, t_N]$ , равных:

$$t_j = \max_{k=0, L-1} \left| \hat{h}_k^{ML} \right| N^{-1} j, \quad j=1, \dots, N,$$

где  $L$  – длина МПО ИХ. Далее полученные значения порогов используем для нахождения набора из  $N$  оценок ИХ  $[\hat{\mathbf{h}}^{(1)}, \dots, \hat{\mathbf{h}}^{(N)}]$ , где каждая оценка  $\hat{\mathbf{h}}^{(j)}$  определяется по следующему правилу:

$$\hat{h}_k^{(j)} = \begin{cases} \hat{h}_k^{ML}, & \text{если } \left| \hat{h}_k^{ML} \right| \geq t_j \\ 0, & \text{если } \left| \hat{h}_k^{ML} \right| < t_j \end{cases}, \quad j=1, \dots, N; k=0, \dots, L-1.$$

Далее следует выбор наиболее точной оценки из полученного набора ИХ. Для этого обучающая последовательность свергается с каждой полученной оценкой ИХ:

$$b_i^{(j)} = \sum_{k=0}^{L-1} s_{i-k+L-1} \hat{h}_k^{(j)}, \quad j=1, \dots, N; i=1, \dots, M-L+1.$$

В результате получим набор векторов  $[\mathbf{b}^{(1)}, \dots, \mathbf{b}^{(N)}]$ . Сравним найденные вектора  $[\mathbf{b}^{(1)}, \dots, \mathbf{b}^{(N)}]$  с принятой обучающей последовательностью  $\mathbf{y}$ . Для этого требуется вычислить расстояния между полученными векторами  $[\mathbf{b}^{(1)}, \dots, \mathbf{b}^{(N)}]$  и принятой обучающей последовательностью  $\mathbf{y}$ :

$$d_j = \|\mathbf{b}^{(j)} - \mathbf{y}\|, j = 1, \dots, N,$$

где  $\|\cdot\|$  – евклидова норма. Величина  $d_j^2$  имеет физический смысл остаточной мощности, равной сумме мощности шума, содержащегося в  $\mathbf{y}$ , и остаточной мощности обучающей последовательности. Среди полученных расстояний  $d_j$  выбирается минимальное  $d_{j_0}$ . Окончательная оценка ИХ определяется как оценка, обеспечивающая минимальное расстояние  $d_{j_0}$ , то есть  $\hat{\mathbf{h}} = \hat{\mathbf{h}}^{(j_0)}$ .

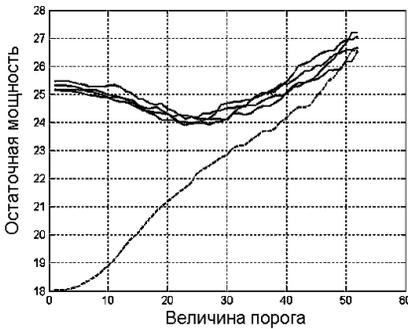


Рис. 1

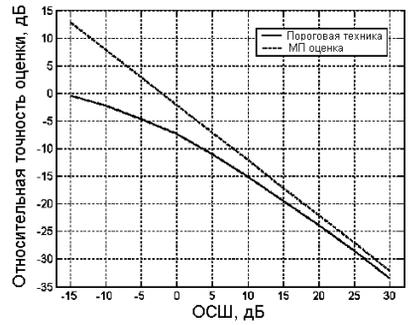


Рис. 2

На рис.1 приведен пример зависимости между остаточной мощностью и величиной порога. Пунктирной кривой показан случай, когда для нахождения МПО и применения пороговой техники использовалась одна реализация принятой обучающей последовательности, а сплошными кривыми – случаи для различных реализаций. Таким образом, необходима вторая принятая обучающая последовательность с другой реализацией шума.

Было проведено численное моделирование предложенного алгоритма. В качестве оцениваемой ИХ была взята спадающая ИХ длиной 512 отсчетов. Длина ИХ для МПО задавалась равной 1024 отсчетам. На рис.2 представлены зависимости относительной точности оценивания от отношения мощностей принимаемого сигнала и шума для алгоритма, использующего пороговую технику (кривая 1) и МПО (кривая 2). Из рисунка видно, что применение пороговой техники позволяет добиться существенного улучшения точности оценивания (на 3-5 дБ), особенно при низких отношениях сигнал/шум.

Работа поддержана грантами РФФИ НШ-1729.2003.2 и № 03-02-17141.

[1] Manton G.H.//Proc. ISSPA'2001. P.601.

[2] Tugnait J.K., Tong L., Ding Z. //IEEE Signal Processing Magazine.2000. May. P.17.

## СТОХАСТИЧЕСКИЕ НЕСТАЦИОНАРНЫЕ ПРОЦЕССЫ В БИОЛОГО-ЭКОНОМИКО-СОЦИОЛОГИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ

В.Г.Медведев, Г.Г.Телегин

*Чувашский госуниверситет*

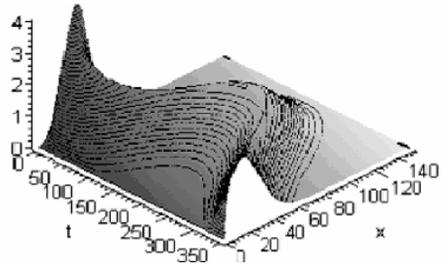
В работе исследуются статистические явления нестационарных процессов в нелинейных системах, описываемых моделями типа Мальтуса-Ферхюльста, Олли и их модификаций [1,2]. В присутствии аддитивных шумов анализ проводится на основе стохастических дифференциальных уравнений ланжевеновского типа и уравнений Фоккера-Планка [2-4]:

$$\dot{x} = A(x) + D + \xi(t), \quad (1)$$

$$\partial_t P(x,t) = -\partial_x [A(x,t)P(x,t)] + D\partial_x^2 [x\partial_x P(x,t)], \quad (2)$$

где  $A(x)$  - детерминированное выражение, определяющее вид модели;  $D$  - интенсивность шума  $\xi(t)$ ;  $P(x,t)$  – вероятность обнаружения случайной переменной  $x$  в интервале  $(x, x+\Delta x)$  в момент времени  $t$ .

В качестве основной модели в (1) и (2) выбрана модель нелинейной системы автоколебательного типа с несимметричной кубической характеристикой [5], вариация параметров которой задает модификации вышеназванных моделей. Рассматривается гармоническое изменение управляющего параметра. Один из результатов, полученный для модели Мальтуса-Ферхюльста на основе уравнения (2), приведен на рисунке. Сравнительный анализ результатов такого моделирования позволяет оценивать и прогнозировать значения параметров и характер случайных воздействий в биолого-экономико-социологических системах.



- [1] Свирижев Ю.М. Нелинейные волны, диссипативные структуры и катастрофы в экологии. –М.: Наука, 1987. 368с.
- [2] Ван Кампен. Стохастические процессы в физике и химии. –М.: Высшая школа, 1990, 376с.
- [3] Понтрягин Л., Андронов А., Витт А. //ЖЭТФ. 1933. Т.3, В.3. С.165.
- [4] Телегин Г.Г. Динамика генерации газовых лазеров. –Чебоксары: Изд-во Чуваш. Ун-та, 1997, 192с.
- [5] Медведев В.Г. //В кн.: Тр. 6-й научн. конф. по радиофизике. 7 мая 2002 г. /Ред. А.В.Якимов. –Нижний Новгород: ТАЛАМ, 2003, с.230.

## МИНИМИЗАЦИЯ ЗАВИСИМОСТИ ЧАСТОТЫ ПАССИВНОГО МАЗЕРА ОТ ИНТЕНСИВНОСТИ ПУЧКА АТОМОВ ВОДОРОДА

С.Ю.Медведев<sup>1)</sup>, П.Н.Смирнов<sup>2)</sup>, Д.А.Мельников<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>Нижегородский госуниверситет, <sup>2)</sup>ЗАО «ВРЕМЯ-Ч»

Квантовый дискриминатор пассивного водородного лазера представляет собой двухрезонаторную колебательную систему. Он содержит СВЧ резонатор, роль

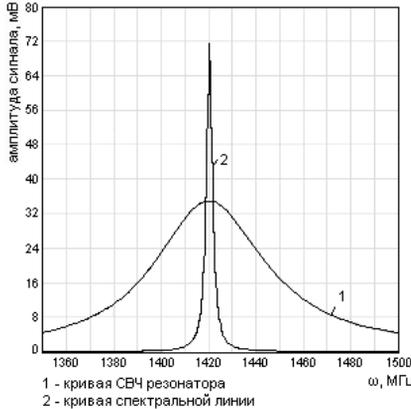


Рис.1

второго резонатора играет спектральная линия излучения водорода. При расстройке СВЧ резонатора возникает эффект затягивания частоты, изменяющий частоту выходного сигнала. Поэтому возникает необходимость в пассивном водородном лазере иметь два кольца автоподстройки: кольцо подстройки частоты кварцевого генератора на частоту спектральной линии и кольцо подстройки СВЧ резонатора на частоту кварцевого генератора. Частота лазера определяется следующей формулой:

$$\omega_m = \omega_n + \frac{Q_p}{Q_n}(\omega_p - \omega_n), \quad (1)$$

где  $\omega_n$  – частота спектральной линии;  $\omega_p$  – частота СВЧ резонатора;  $Q_n$  – добротность спектральной линии;  $Q_p$  – добротность СВЧ резонатора. Чтобы избежать эффекта затягивания частоты резонатором, нужно чтоб  $\omega_p \approx \omega_n$ , т.е. вершина кривой СВЧ резонатора совпадала с вершиной кривой спектральной линии (рис.1), тогда

Табл.1

Const	Ток очистителя <i>I</i> , А	Относительная разность частот на интервале измерений 1000 с	$\Delta_n$
0	0.8	$1.71 \times 10^{-12}$	$\Delta_1 = -0.71 \times 10^{-12}$
	0.5	$1.88 \times 10^{-12}$	
– 10000	0.8	$0.24 \times 10^{-12}$	$\Delta_2 = -0.66 \times 10^{-12}$
	0.5	$0.9 \times 10^{-12}$	
+ 10000	0.8	$3.10 \times 10^{-12}$	$\Delta_3 = +0.17 \times 10^{-12}$
	0.5	$2.93 \times 10^{-12}$	
Расчетное значение			
+ 6000	0.8	$2.51 \times 10^{-12}$	$\Delta_{\text{опт.}} = +1 \times 10^{-13}$
	0.5	$2.41 \times 10^{-12}$	

$\omega_m \approx \omega_n$ . Точность настройки можно оценить, исследуя изменение частоты сигнала

от добротности линии. Добротность излучения линии зависит, в частности, от интенсивности пучка атомов водорода. Критерием точной настройки является минимизация зависимости частоты пассивного лазера от интенсивности пучка атомов

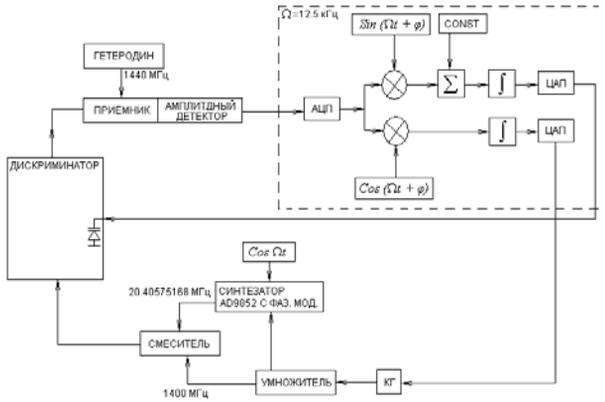


Рис.2

изменений состоит в следующем: в петлю подстройки СВЧ резонатора добавляем некоторую константу, которая дополнительно смещает частоту СВЧ резонатора. Величина константы определяется экспериментальным путем при разных значениях тока очистителя (табл.1), где  $\Delta_n$  – разность частот при двух значениях тока очистителя. После получения экспериментальных данных определяется оптимальное значение константы по формуле (2):

$$Const = 10000 - \frac{\Delta_3}{\Delta_3 - \Delta_2} \times 20000, \quad (2)$$

в представленном случае оптимальное значение константы  $\approx 6000$  (табл.1).

Табл.2

Температура, $C^\circ$	Относительная разность частот при $const = 0$	Относительная разность частот при $const = +6000$
$t_1 = 8$	$f_1 = 1.77 \times 10^{-12}$	$f_1 = 2.48 \times 10^{-12}$
$t_2 = 29$	$f_2 = 1.54 \times 10^{-12}$	$f_2 = 2.55 \times 10^{-12}$
$t_3 = 45$	$f_3 = 2.61 \times 10^{-12}$	$f_3 = 3.09 \times 10^{-12}$

зависимость стала иметь более линейный вид (табл.2), чем с использованием традиционной схемы. Представленная схема реализована в разработанном компанией ЗАО “ВРЕМЯ-Ч” пассивном водородном лазере VCH-1006.

Внесем некоторые изменения в схему пассивного водородного лазера (рис.2), чтобы минимизировать зависимость частоты от интенсивности пучка атомов водорода, и тем самым точнее настроить вершину кривой СВЧ резонатора с вершиной кривой спектральной линии. Суть

Были также проведены эксперименты по исследованию зависимости относительной разности частот от температуры. С использованием предложенной схемы пассивного водородного лазера, исследуемая

## ТОКОВЫЕ ЗАВИСИМОСТИ $1/f$ ШУМА В КВАЗИБАЛЛИСТИЧЕСКИХ ПОЛЕВЫХ ТРАНЗИСТОРАХ С V-ОБРАЗНЫМ ЗАТВОРОМ

А.В.Беляков<sup>1)</sup>, М.А.Китаев<sup>2)</sup>, А.В.Моряшин<sup>1)</sup>, С.В.Оболенский<sup>1)</sup>, М.Ю.Перов<sup>1)</sup>,  
Л.К.Дж.Фандамме<sup>3)</sup>, А.В.Якимов<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>Нижегородский госуниверситет, <sup>2)</sup>НИИ «Салют»,

<sup>3)</sup>Eindhoven University of Technology

Для улучшения высокочастотных характеристик полевых транзисторов, было предложено изготовить транзисторы с затвором V-образной формы [1]. Это позволило существенно уменьшить длину канала, что в свою очередь дало значительное увеличение предельной частоты усиления по мощности до 150 ГГц. Новая конструкция затвора привела к проявлению новых эффектов. При малых значениях напряжения на затворе длина канала стала отличаться от длины свободного пробега электронов всего на порядок, что дало возможность их баллистического движения, кроме того, существенно уменьшены токи утечки через буферный слой, возникающие при напряжении на затворе близком к напряжению запираения канала.

Здесь приводятся результаты исследования зависимостей  $1/f$  шума от тока протекающего через канал, полученные для одного из транзисторов. Измерения проводились при двух значениях напряжения на затворе, одно выбиралось для области с баллистическим движением электронов, а второе вблизи напряжения запираения.

Значение напряжения на затворе  $U_g$  соответствующее баллистическому движению электронов было взято равным  $-0,4$  В, ток в канале изменялся в диапазоне  $0,4$  мА –  $2$  мА (что соответствует изменению напряжения сток исток  $U_{sd}$  от  $0,01$  В до  $0,05$  В). Во всем диапазоне сопротивление транзистора принимало постоянное значение, равное  $22,45$  Ом. Анализ вольтамперной характеристики при нулевом напряжении на затворе позволил определить сопротивление пассивных участков транзистора и контактов, которое составляет  $18$  Ом. Если канал представить как сумму пассивных участков, лежащих под контактами и активного, расположенного под затвором, то видно, что сопротивление последнего равно  $4,45$  Ом.

Измеренная зависимость спектральной плотности мощности шумового напряжения  $S_v(I)$  выражается степенным законом с показателем степени близким к двойке. Полученная зависимость хорошо согласуется с формулой Хоухе [2], основанной на представлении канала транзистора простым сопротивлением, согласно которой  $S_v(I) \approx I^2$ . Показатель формы спектра  $\gamma$  изменяется в пределах нескольких сотых вблизи значения равного  $1,12$ . Вычисленное значение параметра Хоухе  $\alpha \approx 7,6 \cdot 10^{-9}$ , оно на два порядка меньше чем в области, где нет баллистического движения.

Таким образом, получено, что при фиксированном значении напряжения на затворе наличие баллистического движения электронов влияет на уровень спектра и не вносит изменений в токовую зависимость, основной вклад в которую вносят пассивные участки.

Теоретически определенное значение напряжения запираения канала равно  $-1,85$  В. Для измерения выбрали  $U_g = -1,8$  В. Диапазон изменения тока остался

прежним, а сопротивление канала принимает два значения: 308 Ом в диапазоне токов  $0,4 \div 1,1$  мА и 757 Ом – в оставшемся. Это объясняется тем, что при больших отрицательных напряжениях, когда транзистор практически закрыт, ток прибора определяется током утечки через буферный слой. При малых напряжениях  $U_{sd}$  усредненная траектория движения носителей заряда будет, в основном, проходить в области с малым уровнем легирования (буферный слой), а при увеличении напряжения  $U_{sd}$  она смещается в область канала, более сильно легированную. Существенная (несколько порядков) разница в концентрации примеси приводит к уменьшению в 1,2–1,4 раза средней скорости движения носителей заряда в канале, что, в свою очередь, ведет к увеличению сопротивления.

Этот эффект оказал слабое влияние на токовую зависимость спектральной плотности мощности шумового напряжения, в которой переход к удвоенному сопротивлению вызвал незначительное уменьшение наклона от 5,2 до 4,9, но, по-прежнему, остался близок к пяти. Наблюдаемый на вольтамперной характеристике переход четко отслеживается на зависимости показателя формы спектра, который уменьшается с 1,12 до 1,08 и становится более стабильным. Параметр Хоухе для первой ветви равен  $\alpha \approx 2,5 \cdot 10^{-7}$ , для второй –  $1,3 \cdot 10^{-7}$ .

Получили, что к величине токов утечки более чувствителен показатель формы, в то время как токовая зависимость спектра реагирует (наклон изменяется с 2 на 5) только на их появление.

Работа выполнена при поддержке грантов РФФИ № 01–02–16666 и НШ–1729.2003.2, гранта SfP–973799 Semiconductors Программы “Наука для Мира” Отделения Науки НАТО.

- [1] Оболенский С.В., Китаев М.А. //Письма в ЖТФ. 2000. Т.26, Вып. 10. С.13.  
[2] Hooge F.N., Kleinpenning T.G.M., Vandamme L.K.J. //Reports on Progress in Physics. 1981. P.479–532.

## ВЛИЯНИЕ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ СТРУКТУРЫ КОЭФФИЦИЕНТА ДИФфуЗИИ СРЕДЫ НА ВРЕМЯ “РАССАСЫВАНИЯ” ПРИМЕСИ

Е.Л.Панкратов

*Нижегородский госуниверситет*

В работе исследуется зависимость времени установления стационарной концентрации примеси в среде от закона изменения в пространстве коэффициента диффузии среды. Актуальность задачи обусловлена широким распространением неоднородных структур в твердотельной электронике.

В настоящей работе рассматривается случай неоднородного одномерного образца длины  $L$ . В момент времени  $t=0$  по образцу начинает распространяться примесь. Рассмотрено два случая. В первом случае в среду вводится небольшое количество примеси (меньше предела растворимости примеси в образце) с начальным распределением концентрации  $C(x,0)=f(x)$ ,  $\int_0^{\infty} f(x)dx = 1$ . Во втором случае примесь поступает из неограниченного источника, сформированного на границе образца. Стационарные концентрации примеси в этих случаях соответственно равны  $C(x,\infty) = 1/L$  и  $N$ , где  $N$  – предел растворимости примеси в среде [1]. Время установления стационарной концентрации примеси в фиксированной точке среды  $x$  определялось с помощью асимптотически оптимального интегрального критерия в виде равновесного по площади прямоугольника [2]:

$$\Theta(x) = [C(x,0) - C(x,\infty)]^{-1} \int_0^{\infty} [C(x,t) - C(x,\infty)] dt.$$

Пространственно-временное распределение концентрации примеси  $C(x,t)$  определяется из уравнения диффузии,

$$\frac{\partial C(x,t)}{\partial t} = D_0 \frac{\partial}{\partial x} \left\{ [1 + \varepsilon g(x)] \frac{\partial C(x,t)}{\partial x} \right\},$$

где  $D_0$  – среднее значение коэффициента диффузии,  $0 \leq \varepsilon < 1$ ,  $|g(x)| \leq 1$ . Точное решение уравнения диффузии неизвестно. Решение уравнения (2) искалось приближённо в виде степенного ряда по параметру  $\varepsilon$  [3]:  $C(x,t) = C_0(x,t) + \varepsilon C_1(x,t) + \varepsilon^2 C_2(x,t) + \dots$ . В силу линейности критерия (1) по концентрации примеси время установления также имеет вид степенного ряда по параметру  $\varepsilon$  [3]:

$$\Theta(x) = \Theta_0(x) \left[ 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \varepsilon^k \Theta_k(x) \right], \quad (1)$$

где  $\Theta_0(x)$  – время установления при среднем значении коэффициента диффузии. В наиболее интересной с практической точки зрения ситуации (при  $f(x) = \delta(x)$  и  $x=L$ ), время установления при постоянном коэффициенте диффузии равно  $\Theta_{0a}(L) = L^2/6D_0$  (при ограниченном источнике) и  $\Theta_{0b}(L) = L^2/2D_0$  (при неограниченном источнике),

На первом этапе анализа рассматривалось линейное приближение времени установления. Этот этап анализа справедлив при  $\varepsilon \ll 1$ . Первые нормированные поправки определяются соотношениями при условии  $f(x) = \delta(x)$  и  $x = L$ :

$$\tau_{1a}(L) = \int_0^L g(v)v(vL^{-1} - 1)dv, \tau_{1b}(L) = 2L^{-2} \int_0^L g(v)vdv.$$

В качестве пространственной зависимости коэффициента диффузии рассмотрим кусочно-постоянную структуру, аппроксимируемую функциями Уолша  $wal(m, x)$  [4]. Зависимость поправок  $\tau_{1a}(L)$  (ромбы) и  $\tau_{1b}(L)$  (квадраты) от порядка функции Уолша представлена на рис.1. Учет нелинейных членов ряда (1) позволил исследовать зависимость времени установления от величины отклонения коэффициента диффузии от среднего значения  $\varepsilon$  (рис.2). Максимальное уменьшение времени установления при ограниченном источнике примеси составляет  $\sim 3,65\%$  от  $\Theta_{0a}$ , при неограниченном источнике примеси –  $\sim 6,65\%$  от  $\Theta_{0b}$ . Максимальное замедление диффузии примеси может достигать  $\sim 400\%$  от  $\Theta_{0a}$  и  $\Theta_{0b}$ .

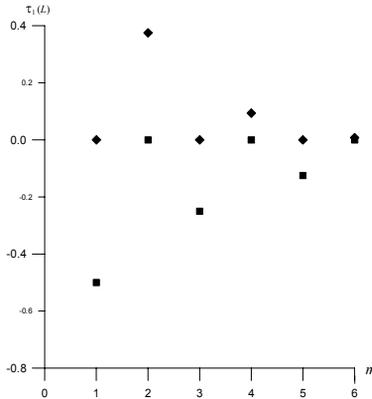


Рис. 1

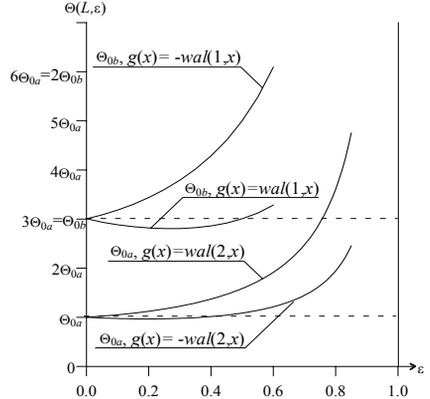


Рис. 2

Данная работа поддержана РФФИ (№02-02-17517 и №00-15-96620), НШ-1729.2003.2 и INTAS № 2001-0450.

- [1] Степаненко И.П. Основы микроэлектроники. –М.: Советское радио, 1980, 423 с.
- [2] Малахов А.Н., Панкратов Е.Л. //Изв. вузов. Радиофизика. 2001. Т.44. С.367.
- [3] Дубков А.А., Мальцев А.А., Панкратов Е.Л. //ЖТФ. 2002. Т.72. С.14.
- [4] Гоноровский И.С. Радиотехнические цепи и сигналы. –М.: Наука, 1977, 607 с.

## НЕКОТОРЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКСПЕРИМЕНТОВ ПО ИЗМЕРЕНИЮ ТКЧ ПАССИВНОГО ВОДОРОДНОГО СТАНДАРТА ЧАСТОТЫ

С.Ю.Медведев, А.Ю.Павленко

*Нижегородский госуниверситет*

Пассивный водородный стандарт частоты и времени VCH-1006 – прибор нового поколения, предназначенный для формирования высокостабильных по частоте стандартных сигналов, привязанных к частоте квантового перехода атомов водорода. Для получения требуемой точности и стабильности частоты необходимо минимизировать зависимость выходной частоты прибора от изменений свойств окружающей среды, таких как давление, магнитное поле и температура. С этой целью область квантового дискриминатора, содержащая резонатор и накопительную колбу, закрывается набором магнитных экранов, а температура резонатора поддерживается стабильной при помощи автоматической системы термостатирования. В данной работе отражены некоторые результаты экспериментов по измерению зависимости выходной частоты от изменений внешней температуры.

На первом этапе эксперимента была создана установка для измерения влияния температуры на параметры водородных стандартов частоты. Основной данной системы является специальная температурная камера, позволяющая менять внешнюю температуру прибора от 5°C до 50°C с точностью поддержания 0,1°C. Измерительная часть состоит из цифровой 16-канальной системы с 12-разрядным АЦП, которая соединена с персональным компьютером. Структурная схема установки приведена на рис.1. Для проведения частотных измерений сигнал 5 МГц от пассивного стандарта совместно с сигналом 5 МГц от опорного активного водородного генератора подаётся на частотный компаратор VCH-308A. Разность частот этих



Рис. 1

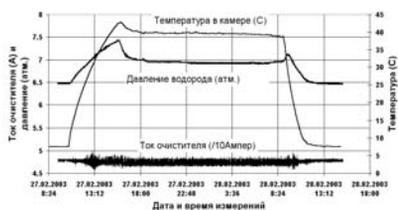


Рис. 2

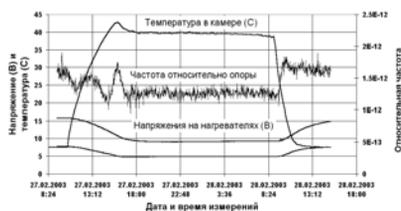


Рис. 3

сигналов на выходе компаратора, а также контрольные параметры физической части дискриминатора и теплоизолированной камеры обрабатываются компьютером. Для исключения влияния температуры на электронику в камеру была помещена только физическая часть, а все электронные блоки прибора были вынесены за её пределы. Графики измеряемых параметров, а также изменение выходной частоты прибора относительно опорного генератора при изменении температуры приведены на рисунках 2 и 3, соответственно. В результате проведённых экспериментов было получено значение ТКЧ водородного дискриминатора  $\approx 1,06 \cdot 10^{-14}/^{\circ}\text{C}$  при изменении окружающей температуры от  $7^{\circ}\text{C}$  до  $39,5^{\circ}\text{C}$ . Видно, что при изменении температуры в камере происходит, хоть и незначительное, изменение тока очистителя и давления в источнике молекулярного водорода.

Следующим этапом было определение влияния различных блоков физической части дискриминатора на ТКЧ прибора. Путём проведения соответствующих экспериментов было показано, что ни изменение тока очистителя, ни изменение давления не оказывают влияния на выходную частоту сопоставимого с ТКЧ прибора. При уменьшении тока очистителя на величину  $\Delta I_{\text{pur}}=178\text{мА}$  наблюдалось относительное смещение выходной частоты  $\Delta F=1,59 \cdot 10^{-13}$  (рис.4). Таким образом чувствительность частоты дискриминатора к току очистителя составляет порядка  $-8,93 \cdot 10^{-13}/\text{А}$ . В эксперименте по измерению ТКЧ  $\Delta I_{\text{pur}}=40\text{мА}$  при  $\Delta T=33,5^{\circ}\text{C}$ , что, следовательно, вносило вклад в относительное смещение частоты порядка  $3,57 \cdot 10^{-14}$  (или  $1,06 \cdot 10^{-15}/^{\circ}\text{C}$ ). При уменьшении давления водорода в источнике на величину  $\Delta P=6,65\text{атм.}$  наблюдалось относительное смещение выходной частоты  $\Delta F=0,73 \cdot 10^{-13}$ , что соответствует чувствительности выходной частоты стандарта к давлению водорода порядка  $-1,10 \cdot 10^{-14}/\text{атм.}$  В вышеуказанном эксперименте  $\Delta P=2,02\text{атм.}$  при  $\Delta T=33,5^{\circ}\text{C}$ , что вносило вклад в относительное смещение частоты примерно  $-2,2 \cdot 10^{-14}$  (или  $-6,6 \cdot 10^{-16}/^{\circ}\text{C}$ ). Таким образом, ни чувствительность частоты к изменению тока очистителя, ни чувствительность частоты к изменению давления не являются определяющими факторами, влияющими на ТКЧ пассивного водородного стандарта частоты.

Температурный коэффициент частоты вследствие изменения давления водорода в источнике и тока очистителя составляет порядка  $4,4 \cdot 10^{-16}/^{\circ}\text{C}$  и является малым по сравнению с измеренным ТКЧ физической части. Следовательно, некоторая другая часть дискриминатора вносит существенный вклад в ТКЧ прибора. В настоящий момент ведутся работы по её определению. Это позволит в будущем достичь лучших значений точности и стабильности выходной частоты прибора.

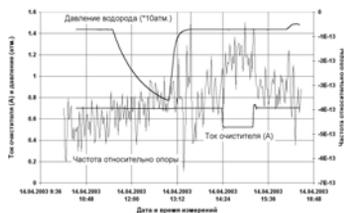


Рис. 4

[1] Vanier J., Audoin C. The Quantum Physics of Atomic Frequency Standards: Bristol, England, 2 Vols., 1989.

## УПРЕЖДАЮЩЕЕ УПРАВЛЕНИЕ В СИСТЕМАХ ПРОТИВОУДАРНОЙ ИЗОЛЯЦИИ

С.В.Пурцезов

*Нижегородский госуниверситет*

Противоударные изоляторы, применяемые в настоящее время, начинают реагировать на удар только после того, как он произошел. Фактически удар служит сигналом для включения противоударной системы. Вместе с тем в ряде случаев возможен достаточно точный прогноз времени начала ударного воздействия и его характеристик. В таких случаях обработку ударного воздействия можно начать заранее. В настоящей работе на простом примере линейной системы с одной степенью свободы в случае мгновенного удара исследуются предельные возможности изоляторов упреждающего действия. Оценивается эффективность такого изолятора в сравнении с традиционным.

Упреждающий противоударный изолятор можно реализовать на основе традиционных пассивных элементов, таких как пружины и демпферы. Упреждающее действие таких изоляторов можно обеспечить предварительным сжатием (“взводом”) пружины и освобождением её в определенный момент времени до удара. Степень сжатия пружины и момент её освобождения суть параметры настройки изолятора, которые определяются из условий его максимальной эффективности [1]. Рассмотрим простейшую модель противоударной изоляции объекта с одной степенью свободы. Защищаемый объект подвижно связан с несущим телом (основанием) посредством противоударного изолятора, состоящего из пружины и демпфера с линейными характеристиками. Движение защищаемого объекта относительно основания описывается уравнением

$$m\ddot{x} + c\dot{x} + kx = m v, \quad v = -\ddot{z}, \quad (1)$$

где  $m$  – масса защищаемого объекта,  $x$  – его смещение относительно основания,  $z$  – смещение основания относительно неподвижной (инерциальной) системы координат,  $c$  – коэффициент упругости пружины,  $k$  – коэффициент демпфирования. В момент освобождения пружины  $t = -t_0$  (за  $t_0$  единиц времени до удара) защищаемое тело смещено в положение  $x = a$  (пружина взведена) и покоится. Соответственно имеем начальные условия

$$x(-t_0) = a, \quad \dot{x}(-t_0) = 0.$$

В случае мгновенного удара, описываемого импульсной функцией  $v(t) = v_0 \delta(t)$ , где  $\delta(t)$  – дельта-функция Дирака, правая часть уравнения (1) равна нулю. В момент удара ( $t=0$ ) скорость защищаемого объекта относительно основания скачком меняется на величину  $v_0$ , что выражается дополнительным условием

$$\dot{x}(+0) = \dot{x}(-0) + v_0.$$

Здесь  $x'(-0)$  и  $x'(0)$  обозначают скорости непосредственно перед ударом (предел слева функции  $x'(t)$  в точке  $t=0$ ) и непосредственно после удара (предел справа функции  $x'(t)$  в точке  $t=0$ ), соответственно. За критерий качества изоляции принимается максимум модуля смещения защищаемого объекта относительно основания,

$$J(t_0, a, c, k) = \max_{[t_0, \infty)} |x(t)|, \quad (2)$$

при условии, что сила, действующая на объект со стороны изолятора, не превышает заданной величины  $U$ ,

$$c|x| \leq U. \quad (3)$$

Требуется определить оптимальные значения коэффициента упругости пружины ( $c=c_0$ ), коэффициента демпфирования ( $k=k_0$ ), начальной координаты защищаемого объекта ( $a=a_0$ ) и времени упреждения ( $t=t_0^*$ ), обеспечивающие минимум величины (2) при ограничении (3).

Данная задача была решена в два этапа. На первом этапе на основании теоретических расчетов было получено, что при отсутствии демпфирования ( $k=0$ ) оптимальные значения коэффициента упругости пружины, начального смещения защищаемого объекта и времени упреждения суть  $c_0=4U^2/(mv_0^2)$ ,  $a_0=mv_0^2/(4U^2)$ ,  $t_0^*=\pi mv_0/(4U)$ , а соответствующее минимальное значение максимума модуля смещения защищаемого объекта определяется выражением

$$J(t_0^*, a_0, c_0, k_0) = \frac{mv_0^2}{4U^2}. \quad (4)$$

На втором этапе путем численного моделирования было доказано, что нулевое значение коэффициента демпфирования ( $k_0=0$ ) является оптимальным, а значение функционала (4) – предельно достижимым. Известно [2], что без упреждающего управления линейный изолятор с коэффициентами  $k=0,931U/v_0$ ,  $c=1,330U^2/(mv_0^2)$  обеспечивает минимальное значение функционала

$$J = 0.521mv_0^2/U. \quad (5)$$

Сравнение равенств (4) и (5) показывает, что настройка пружины на упреждающий режим позволяет в два раза уменьшить значение критерия качества по сравнению с неупреждающим режимом.

Работа выполнена при поддержке грантами: НШ-1729.2003.2 и РФФИ № 03 02 17141.

- [1] Balandin D.V., Bolotnik N.N., Pilkey W.D. Optimal protection from impact, shock and Vibration. –Amsterdam: Gordon and Breach Science Publishers, 2001, 436с.  
[2] Болотник Н.Н. Оптимизация амортизационных систем. –М.: Наука, 1983, 256с.

## ВЛИЯНИЕ НЕТОЧНОСТИ ОЦЕНКИ КАНАЛА НА ВЕРОЯТНОСТЬ БИТОВЫХ ОШИБОК СИСТЕМ СВЯЗИ С M-QAM МОДУЛЯЦИЕЙ

А.Е.Рубцов, В.С.Шпагина

*Нижегородский государственный университет*

Многопозиционная квадратурная амплитудная модуляция (M-QAM) обладает высокой спектральной эффективностью, что делает привлекательным ее использование во многих приложениях, например, для высокоскоростной передачи информации в локальных вычислительных радиосетях. Однако амплитудные и фазовые флуктуации каналов связи подобных систем могут значительно ухудшить значение вероятности битовых ошибок (bit error rate – BER) [1]. Целью данной работы являлось исследование влияния неточности оценки комплексного коэффициента передачи релейского канала в присутствии аддитивного белого гауссовского шума (АБГШ) на вероятность битовых ошибок системы радиосвязи с M-QAM модуляцией и пакетным режимом передачи.

При использовании M-QAM модуляции входной поток битов разделяют на блоки, число битов в которых зависит от используемого вида модуляции ( $\log_2 M$  бит в блоке). Биты блока в соответствие с сигнальным созвездием определяют комплексный модуляционный символ  $S=I+jQ$ .

На стороне приемника принятый сигнал описывается выражением  $R=H \cdot S + \xi$ , где  $\xi$  – АБГШ с нулевым средним и дисперсией  $\sigma_\xi^2$ ,  $H$  – комплексный коэффициент передачи канала. Для успешной демодуляции сигнала необходимо корректировать искажения, вносимые каналом, т.е. проводить коррекцию канала:

$$S^{est} = \frac{R}{H^{est}} = \frac{H \cdot S + \xi}{H^{est}} = \frac{H}{H^{est}} \cdot S + \frac{\xi}{H^{est}}. \quad (1)$$

В работе предполагается, что оценка значения комплексного коэффициента передачи канала  $H^{est}$  находится с помощью метода наименьших квадратов по  $N$  обучающим символам, которые заранее известны на приемном конце радиосистемы:

$$H^{est} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_i = H + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \xi_i = H + \Delta H. \quad (2)$$

Исходя из предположения о малости оценки коэффициента передачи канала  $\Delta H$ , выражение (1) можно преобразовать к следующему виду, вводя в рассмотрение эквивалентный аддитивный шум  $\eta$ :

$$S^{est} \approx S + \eta, \quad \eta = -S \cdot \frac{\Delta H}{H} + \frac{\xi}{H}. \quad (3)$$

В работе показано, что дисперсия эквивалентного аддитивного шума  $\eta$  определяется следующим выражением:

$$\sigma_{\eta}^2 = \frac{\sigma_{\xi}^2}{|H|^2} \cdot \frac{N+1}{N}. \quad (4)$$

В дальнейшем считается, что на длине пакета значение комплексного коэффициента передачи канала  $H$  не меняется, а от пакета к пакету изменение  $H$  описывается релейской статистикой.

В данной работе были получены аналитические выражения для условной вероятности битовой ошибки с учетом неточности оценки канала. Эти выражения получены путем подстановки эффективного отношения сигнал/шум  $\gamma^{\text{eff}}$  в выражения для вероятности битовых ошибок в канале с АБГШ, полученных ранее в [2]. Эффективное отношение сигнал/шум  $\gamma^{\text{eff}}$ , учитывающее влияние эквивалентного аддитивного шума  $\eta$ , записывается на основе (4) следующим образом:

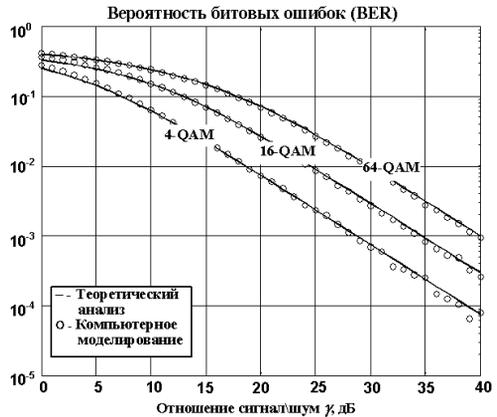
$$\gamma^{\text{eff}} = \frac{\sigma_s^2}{\sigma_{\eta}^2} = \frac{\sigma_s^2}{\sigma_{\xi}^2 \cdot D} = \frac{\gamma}{D}, \quad D = \frac{1}{|H|^2} \cdot \frac{N+1}{N}. \quad (5)$$

где  $\gamma$  – отношение сигнал/шум системы в канале связи с АБГШ,  $D$  – коэффициент деградации отношения сигнал/шум, обусловленной неточностью оценки канала.

Вероятность битовой ошибки системы связи в релейском канале можно найти, усредняя условные вероятности битовых ошибок по распределению коэффициента передачи канала. Итоговые аналитические зависимости, полученные путем численного интегрирования в среде MatLab, представлены на рисунке сплошными линиями (для  $N=2$ ).

Для проверки аналитических результатов было проведено численное моделирование работы M-QAM системы связи в релейском канале, результаты которого изображены на рисунке точками. Как видно из рисунка, результаты теоретического анализа хорошо согласуются с результатами моделирования.

Настоящая работа поддержана грантами РФФИ №03-02-17141, №НШ-1729.2003.2 и NATO CLG 977419.



[1] Prokis J.G. Digital Communications. –NY: McGraw-Hill, 1995, 928p.

[2] Мальцев А.А., Рубцов А.Е., Шпагина В.С. //В кн.: Тр. 8-й нижегородской сессии молодых ученых.– Н.Новгород, 2003 (в печати).

## СРЕДНЕЕ И ДИСПЕРСИЯ ВРЕМЕНИ РАСПАДА НЕУСТОЙЧИВОГО СОСТОЯНИЯ ЛИНЕЙНОЙ СИСТЕМЫ

Н.В.Агудов, А.В.Сафонов, А.В.Якимов

*Нижегородский госуниверситет*

Поведение многих физических систем может быть адекватно описано при помощи модели сверхвязкого броуновского движения во внешнем потенциальном поле силы. Проблема изучения этой модели привлекает в настоящее время большое внимание [1]. В большинстве работ, как правило, рассматривается одномерная диффузия частиц в потенциальных профилях, ограниченных поглощающими и отражающими границами. В настоящей статье исследуется поведение среднего (СВПД) и дисперсии (ДВПД) времени первого достижения броуновскими частицами этих границ в зависимости от интенсивности шума для линейной системы, т.е. для параболического потенциального профиля. Такой выбор потенциала обусловлен тем, что он часто используется для изучения характеристик конкретных радиофизических систем. Среди них, например: время установления стационарных колебаний в томсоновском генераторе и ширина линии лазерного излучения [2]; другими примерами использования такого потенциала могут служить исследования гидродинамических неустойчивостей [3] и суперфлюоресценции [4].

Одномерное сверхвязкое движение броуновских частиц в безразмерном параболическом потенциальном профиле  $\varphi(x) = -ax^2/2kT$  ( $a > 0$ ) с двумя поглощающими границами в точках  $x = \pm L$  описывается следующим уравнением Ланжевена:

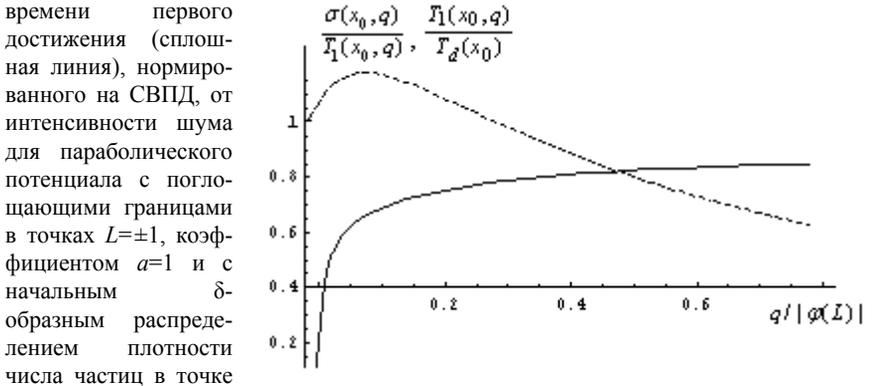
$$\frac{dx}{dt} = \frac{ax}{\eta} + \xi(t),$$

где  $x$  – координата диффундирующей броуновской частицы,  $\eta$  – коэффициент вязкости,  $\xi(t)$  – стационарный белый гауссов шум,  $\langle \xi(t) \rangle = 0$ ,  $\langle \xi(t) \cdot \xi(t+\theta) \rangle = 2q\delta(\theta)/\eta$ ,  $2q/\eta$  – интенсивность флуктуаций. Если шум тепловой, то  $q = kT$  ( $k$  – постоянная Больцмана,  $T$  – температура). Поскольку потенциальный профиль ограничен поглощающими границами, то со временем все частицы покинут систему. Пусть  $\tau$  – это время, необходимое броуновской частице для того, чтобы в первый раз достигнуть поглощающей границы (время первого достижения). Из-за воздействия шума  $\tau$  является случайной величиной. Поэтому встает задача нахождения ее статистических характеристик: среднего  $T_1 = \langle \tau \rangle$  и дисперсии  $\sigma^2 = T_2 - T_1^2$  ( $T_2 = \langle \tau^2 \rangle$ ) времени первого достижения. Впервые уравнения для моментов времени первого достижения были получены Понтрягиным, Андроновым и Виттом [5].

В большинстве работ при исследовании СВПД в параболическом потенциале полагалось, что в начальный момент времени все частицы сосредоточены на вершине параболы в точке  $x_0 = 0$ . Заметим, что такое предположение является всего лишь идеализацией, в реальности же исходное положение частиц (изображающей точки в фазовом пространстве) может быть и на склоне параболы. Поэтому мы будем считать, что  $0 < x_0 < L$ . Этот случай интересен еще и тем, что при изучении в

нем распада неустойчивых состояний, которые имеют место при  $x_0 \neq 0$ , был обнаружен эффект задержки шумом (ЗРШ) распада таких состояний [5]. Суть эффекта состоит в том, что зависимость СВПД от интенсивности флуктуаций является не-монотонной, и существует такая область, где с ростом шума среднее время жизни частиц в системе увеличивается. Представляет несомненный интерес проследить, что при этом происходит с ДВПД.

На рисунке представлены зависимости СВПД (пунктирная линия), нормированного на динамическое время  $T_d(x_0)$  (СВПД в отсутствии шума), и стандарта времени первого достижения (сплошная линия), нормированного на СВПД, от интенсивности шума для параболического потенциала с поглощающими границами в точках  $L = \pm 1$ , коэффициентом  $a=1$  и с начальным  $\delta$ -образным распределением плотности числа частиц в точке



$x_0=0,3$ . Из приведенного графика видно, что при  $0 \leq q \leq 0,3|\varphi(L)|$  в системе возникает эффект ЗРШ (максимальное СВПД в присутствии шума примерно на 25% превышает динамическое), и во всей области его существования нормированная ДВПД не превосходит единицы. Это означает, что эффект ЗРШ, который до сих пор изучался только теоретическими и численными методами, должен практически всегда (при соответствующем выборе параметров) наблюдаться и в эксперименте, например, в любой из систем, рассмотренных в [1-4].

Работа поддержана грантами РФФИ (проекты 02-02-17517 и 1729.2003.2) и INTAS (проект 02-450).

- [1] Malakhov A.N., Pankratov A.L. //Adv. Chem. Phys. 2002. V.121. P.357.
- [2] Ахманов С.А., Дьяков Ю.Е., Чиркин А.С. Введение в статистическую радиофизику и оптику. –М.: Наука, 1981, с.484.
- [3] Newell A.C., Whitehead J.A. //J. Fluid. Mech. 1969. V.38. P.270.
- [4] Naake A., King H., and others //Phys. Rev. A. 1981. V.23, №6. P.1322.
- [5] Понтрягин Л.А., Андронов А.А., Витт А.А. //ЖЭТФ. 1933. Т.3. С.165.
- [6] Agudov N.V., Malakhov A.N. //Phys. Rev. E. 1999. V.60. P.6333.

## **РОЛЬ ПРОТОННОГО НАСОСА В ФОРМИРОВАНИИ ФАЗЫ ДЕПОЛЯРИЗАЦИИ ПОТЕНЦИАЛОВ ДЕЙСТВИЯ КЛЕТОК ВЫСШЕГО РАСТЕНИЯ (CUCURBITA PEPO)**

**А.Н.Шибарова**

*Нижегородский госуниверситет*

Протонный насос плазматических мембран, представленный  $H^+$ -АТФазой, является мощной электрогенной системой растительной клетки. Создаваемый ею электрохимический градиент протонов необходим для активации многих метаболических процессов в растительной клетке.

В последнее время становится более ясным, какую важную роль протонная помпа играет в генерации потенциалов действия (ПД) в клетках высших растений.

Механизм генерации ПД в растительной клетке обнаруживает большое сходство с таковым в нервах животных. Представленные в данной работе результаты показывают, что генерация ПД у высших растений является сложным комплексным процессом, включающим не только ионную, но и метаболическую компоненты.

В отличие от ПД, генерируемых в нервах животных, ПД растительных клеток не могут быть описаны только пассивным потоком потенциалобразующих ионов. Главное их отличие состоит в подключении протонной помпы, создающей метаболическую компоненту ПД.

Было показано, что большой выход ионов калия во время фазы деполяризации ПД значительно нарушает существующие градиенты этого иона, поэтому при реполяризации мембранный потенциал (МП) не может восстановиться до исходного уровня. Его “вытягивание” до этой величины осуществляется подключением  $H^+$ -АТФазы.

Предполагается, что  $H^+$ -АТФаза может также принимать участие в формировании фазы деполяризации МП за счет временного снижения активности. Вероятно, фактором инактивации насоса является увеличение концентрации ионов кальция в цитоплазме растительной клетки в начальный момент возбуждения.

Для проверки этого предположения были проведены исследования влияния ионов кальция различной концентрации на гидролитическую активность  $H^+$ -АТФазы плазмалеммы растительной клетки.

Исследования проводились на везикулах плазматических мембран клеток двухнедельных проростков тыквы (*Cucurbita Pepo*), полученных методом дифференциального центрифугирования с последующей очисткой на градиенте сахарозы.

Наиболее значительное падение активности фермента наблюдалось при изменении концентрации ионов кальция в растворе от  $10^{-7}$  до  $10^{-5}$  М.

Известно, что в растительной клетке концентрация ионов кальция изменяется от  $10^{-8}$  в покое до  $5 \cdot 10^{-6}$  при раздражении, что соответствует диапазону концентрационных изменений, при котором наблюдается значительное падение активности протонного насоса.

Следовательно, вход ионов кальция в цитоплазму растительной клетки, который имеет место в начальный момент возбуждения, должен значительно снижать активность электрогенного насоса (H<sup>+</sup>-АТФазы).

Таким образом, проведенное исследование показывает принципиальную возможность участия протонного насоса плазмалеммы растительных клеток в генерации фазы деполаризации ПД за счет временного снижения активности.

- [1] Опритов В.А., Пятыхин С.С., Ретивин В.Г. Биоэлектрогенез у высших растений. –М.: Наука, 1991. 216 с.
- [2] Опритов В.А., Пятыхин С.С., Воденев В.А. //Физиол. растений. 2002. Т. 49, №1. С.160-165.
- [3] Пятыхин С.С., Опритов В.А., Половинкин А.В., Воденев В.А. О природе генерации потенциала действия у высших растений // Докл. АН. 1999. Т. 366, №3. С.404-407.

## ОПРЕДЕЛЕНИЕ ТКЧ ВОДОРОДНОГО МАЗЕРА С ПОМОЩЬЮ РЕШЕНИЯ УРАВНЕНИЯ РЕГРЕССИИ

А.Г.Уткин

*Нижегородский госуниверситет*

Одним из важнейших параметров водородного лазера является зависимость выходной частоты от температуры окружающей среды. Для нахождения значения ТКЧ используется следующая технология: исследуемый прибор помещают в термокамеру и меняют температуру внутри. Одновременно с этим идёт измерение выходной частоты прибора. Метод состоит в измерении частоты при одной температуре и измерении частоты при другой температуре, ТКЧ вычисляется делением разности частот на разность температур.  $k=\Delta f/\Delta T$ . Этот параметр будет означать, насколько изменилась частота при изменении температуры на 1С°. Для увеличения точности метода необходимо менять температуру в максимально возможном диапазоне. В нашем случае объектом является водородный лазер с диапазоном рабочих температур 10-50С°. Недостатком данного метода является невысокая точность измерений в связи со сложностью поддержания точной температуры достаточно длительное время. Также необходимо иметь специальное дорогостоящее оборудование (термостатированную камеру с аппаратурой поддержания стабильной температуры).

Предложенная методика состоит в одновременном измерении температуры окружающей среды и частоты, и последующем решении уравнения регрессии:

$$Y(X)=kX+b+Z. \quad (1)$$

Данный метод имеет более высокую точность, чем стандартный. Его точность определяется точностью термодатчиков и временем, затрачиваемым на измерения. Также исключена ошибка, вводимая за счет неточности поддержания температуры термокамеры. Для реализации этого способа измерения ТКЧ нет необходимости

иметь специальное оборудование. В связи с более высокой точностью метода достаточно небольших изменений температуры  $1-3\text{C}^\circ$ , то есть суточные колебания температур будут вполне достаточны. В отличие от стандартного метода уменьшается необходимое для измерений время, поскольку учитываются все измерения, включая выход на режим

Среднеквадратические отклонения ошибок коэффициентов регрессии для простой линейной регрессии (1) могут быть вычислены:

$$S_b = \sqrt{\frac{S^2 \sum x^2}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}}, S_k = \sqrt{\frac{n S^2}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}}, \quad (2)$$

где  $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i^2}{n-2}$  – остаточная дисперсия ошибки.

Рассмотрим суть метода:  $Y$  – выходная частота,  $X$  – температура,  $Z$  – сигнал ошибки. Зависимость частоты от температуры является линейной функцией [1,2], и уравнение регрессии будет иметь вид (1). Здесь параметр  $k$  будет искомым параметром ТКЧ. Параметр  $b$  представляет собой частоту при нулевой температуре. Решая данную задачу методом наименьших квадратов [3,4], получаем

$$k = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_x^2}, b = E\{Y\} - kE\{X\} \quad (3)$$

Особенностью данного метода определения ТКЧ является необходимость находить в каждом случае фазовую задержку частотного сигнала относительно температуры. Для правильного решения уравнения регрессии необходимо найти эту задержку и компенсировать. Найти фазовый сдвиг можно, например, с помощью Фурье-преобразования или другими методами.

- [1] Пихтелев А.П., Ульянов А.А., Фатеев Б.П. Стандарты частоты и времени на основе квантовых генераторов и дискриминаторов. –М.: Сов. Радио, 1978.
- [2] Базаров Е.Н., Демидов Н.А., Жуков Е.Т. и др. Кварцевые и квантовые меры частоты. –М.: МО СССР, 1989.
- [3] Рыгов С.М. Введение в статистическую радиофизику. –М.: Наука, 1966.
- [4] Мостеллер Ф., Тьюпи Д., Анализ данных на компьютере и регрессия. –М.: Финансы и статистика, 1982.

## **РАЗРАБОТКА МЕТОДИКИ АНАЛИЗА ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ДЛЯ ЗАДАЧИ ИЗУЧЕНИЯ БЫСТРЫХ КОЛЕБАНИЙ ВОСПРИЯТИЯ ВРЕМЕНИ У БОЛЬНЫХ АФФЕКТИВНЫМИ РАССТРОЙСТВАМИ**

**С.В.Зимина**

*Нижегородский госуниверситет*

Восприятие времени человеком многие годы является предметом междисциплинарных исследований. Это связано с тем, что любые процессы, происходящие в организме человека, имеют свои временные характеристики. О времени как о таком можно говорить, только выявив временные особенности этих процессов и обобщив их [1]. Из клинических наблюдений известно о суточной динамике состояния больных аффективными расстройствами. Можно предположить, что аффективное расстройство навязывает свой ритм организму заболевшего человека. Представляет интерес изучение особенностей этого ритма, который должен проявить себя, в том числе и в различных психических процессах.

Исследовались временные характеристики процесса речевой моторики (использовался метод отмеривания минутного интервала (счёт до 60 через секунду)) и динамика процесса переключаемости внимания (применялись таблицы Шульте) у больных аффективными расстройствами. Отмеривание минутного интервала проводилось до и после тестирования по таблицам Шульте. Тестирование проводилось с интервалом в полчаса, с целью выявить достаточно быстрые колебания этих характеристик.

Исследование статистических характеристик динамических рядов является отдельной задачей обработки сигналов, поэтому была сформулирована методика анализа таких рядов для данной задачи [2]:

1. Найти коэффициенты корреляции между уровнями динамических рядов и коэффициенты корреляции между цепными абсолютными изменениями уровней этих же рядов.
2. Выявить тип тенденции динамики (форму тренда) для каждого из исходных рядов, найти параметры тренда. Определить вид колебаний фактического ряда уровней около тренда.

Данная методика была опробована на результатах тестирования 13 больных МДП и инволюционной меланхолией (все женщины), находившихся в тревожно-депрессивном состоянии. Тестирование с данной группой больных проводилось с 9 до 11 часов. Было получено три динамических ряда данных: длина индивидуальной минуты до и после тестирования, а также количество цифр, найденных по таблицам Шульте.

Были рассчитаны коэффициенты корреляции между длиной индивидуальной минуты до тестирования по таблицам Шульте и уровнем переключаемости внимания  $r_1$ , между длиной индивидуальной минуты после тестирования по таблицам Шульте и уровнем переключаемости внимания  $r_2$ , между длиной индивидуальной минуты до и после тестирования по таблицам Шульте  $r_3$ . Были рассчитаны также

коэффициенты корреляции между цепными абсолютными приростами этих рядов ( $a = x(n) - x(n-1)$ ), где  $n$  – момент времени), соответственно  $ra_1$ ,  $ra_2$ ,  $ra_3$  (таблица). Из

таблицы  
можно видеть,  
что имеют

	1	2	3
$r$	0.31; $p < 0.01$	0.36; $p < 0.01$	0.8683; $p < 0.01$
$ra$	-0.46; $p < 0.01$	0.12; $p > 0.01$	0.19; $p > 0.01$

место достаточно большие положительные значения коэффициентов корреляции между уровнями исходных динамических рядов. Однако эта закономерность исчезает при расчёте коэффициентов корреляции между цепными абсолютными приростами этих рядов. Исчезновение высокой коррелированности означает, что она была обусловлена наличием одинаково направленных трендов в рядах динамики.

Статистический анализ позволил определить параметры тренда для каждого динамического ряда. Исходная гипотеза состояла в том, что тренды имеют линейную форму:  $\tilde{y} = a + b \cdot t$ , где  $\tilde{y}$  – уровни динамического ряда, освобождённые от колебаний,  $a$  – начальный уровень тренда в момент, принятый за начало отсчёта времени  $t$ ;  $b$  – среднее изменение за единицу времени. Итак, для длины индивидуальной минуты до тестирования по таблицам Шульте уравнение линейного тренда имеет вид:

$$\tilde{y}_1 = 41.14 + 17.74 \cdot t ; \quad (1)$$

для длины индивидуальной минуты после тестирования по таблицам Шульте уравнение линейного тренда описывается выражением:

$$\tilde{y}_2 = 41.02 + 17.52 \cdot t ; \quad (2)$$

а для динамики переключаемости внимания уравнение линейного тренда записывается следующим образом:

$$\tilde{y}_3 = 22.85 + 0.18 \cdot t . \quad (3)$$

Из выражений (1)-(3) можно видеть, что тренды имеют одинаковую направленность, что и обеспечивает высокий уровень коррелированности исходных рядов. Именно это и скрывало истинные корреляционные зависимости между исследуемыми процессами.

Таким образом, проведённое исследование позволило сформулировать один из аспектов методики анализа динамических рядов для задачи изучения быстрых колебаний восприятия времени у больных аффективными расстройками.

[1] Стрелков Ю.К. Инженерная и профессиональная психология. –М., 2001.

[2] Елисеева И.И., Юзбашев М.М. Общая теория статистики. –М.: Финансы и статистика, 1995.