

В результате уравнение (50) принимает вид:

$$\left\{ \left(\frac{d}{dy} |\tilde{E}_y^{(1)}| \right) + i |\tilde{E}_y^{(1)}| \frac{d}{dy} [\arg(\tilde{E}_y^{(1)})] \right\} \exp[i \arg(\tilde{E}_y^{(1)})] - \\ - i \gamma |\tilde{E}_z^{(1)}| \exp[i \arg(\tilde{E}_z^{(1)})] = \frac{1}{\varepsilon_a^{(1)}} |\tilde{\rho}_n^{(1)}| \exp[i \arg(\tilde{\rho}_n^{(1)})].$$

Полагая $y=0$ и используя условия (21)-(22) на границе раздела металл-полупроводник, получаем

$$\left(\frac{d}{dy} |\tilde{E}_y^{(1)}(y)| \right) \Big|_{y=0} \exp\{i \arg[\tilde{E}_y^{(1)}(0)]\} = \\ = \frac{1}{\varepsilon_a^{(1)}} |\tilde{\rho}_n^{(1)}(0)| \exp\{i \arg[\tilde{\rho}_n^{(1)}(0)]\}$$

Приравнявая аргументы комплексных чисел, стоящих в левой и правой частях равенства, приходим к доказуемому фазовому соотношению (49).

Литература

1. Кац Л.И., Попов В.В., Ревзин Р.М. К расчету невзаимных устройств для субмиллиметрового диапазона // Радиотехника и электроника. Т.22, №6, 1977. – С. 1107-1113.
2. Захаров В.А. О медленных волнах плоскопараллельного волновода, заполненного двухслойной структурой диэлектрик – поперечно намагниченная полупроводниковая плазма // Радиотехника и электроника. Т.26, №4, 1981. – С. 673-682.
3. Гусаков В.В., Кац Л.И. Модуляция миллиметрового излучения в МДП структуре // Журнал технической физики. Т.49, №6, 1979. – С. 1306-1309.
4. Гусаков В.В., Кац Л.И. МДП-модулятор СВЧ-диапазона на основе пленок InSb // Радиотехника и электроника. Т.28, №8, 1983. – С. 1671-1673.
5. Барыбин А.А. Волны в тонкопленочных полупроводниковых структурах с горячими электронами. М.: Наука, 1986. – 288 с.

УДК 621.395.8

КОРРЕЛЯЦИОННЫЙ АНАЛИЗ СЛУЧАЙНЫХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ В УСЛОВИЯХ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ОТНОСИТЕЛЬНО ИСКАЖАЮЩЕГО ВОЗДЕЙСТВИЯ

Горячкин О.В., Эрина Е.И.

Статья посвящена задаче восстановления ковариационной матрицы случайных информационных последовательностей, прошедших через линейную систему с неизвестными характеристиками. Такая постановка значительно усложняет задачу, и ее невозможно решить средствами корреляционного анализа. В статье предлагается «слепой» метод решения, в основу которого положено использование полиномиальных представлений конечных случайных последовательностей – так называемых полиномиальных статистик. Эффективность работы предлагаемого алгоритма подтверждается результатами математического моделирования.

Введение

В настоящее время наблюдается широкое распространение методов корреляционного анализа для решения различных практических задач. Необходимость выявления наличия и характера статистической зависимости наблюдаемых величин возникает в подавляющем большинстве областей исследования: это радио- и гидролокация, навигация и связь, химия, астрофизика, экология, и даже соци-

ология и психология. По результатам корреляционного анализа можно делать выводы о взаимозависимости случайных величин, проверять гипотезы относительно параметров их распределения, получать оценки коэффициентов парной, частной и множественной корреляции.

В статье рассматривается проблема восстановления ковариационной матрицы случайного дискретизированного сигнала, прошедшего искажающую среду с неизвестными параметрами. Решение этой задачи методами корреляционного анализа невозможно из-за априорной неопределенности как относительно статистических параметров самого сигнала, так и искажающей среды. Предлагаемый подход опирается на использование полиномиальных статистик – полиномиальных представлений случайных последовательностей [1]. Изначально интерес к этим математическим объектам был вызван их свойствами, полезными с точки зрения решения весьма актуальной сегодня проблемы «слепой» обработки сигналов, в частности «слепой» идентификации каналов связи [2].

«Слепой» корреляционный анализ на основе многообразий заданной корреляции

Пусть $x \in C^n$ – комплексный случайный вектор, описываемый плотностью вероятности $f_x(x_1, \dots, x_n)$, а $x(z), z \in C$ соответствующий ему комплексный полином $n-1$ степени со случайными коэффициентами.

Полиномиальным моментом порядка $(k+m)$, где $k = k_1 + k_2 + \dots + k_r$ и $m = m_1 + m_2 + \dots + m_r$, случайного вектора $x \in C^n$ называется полином из кольца $C[z_1, \dots, z_r]$ над полем комплексных чисел, сформированный следующим образом:

$$P_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^x(z_1, z_2, \dots, z_r) = M \left\{ x(z_1)^{k_1} \dots x(z_r)^{k_r} x^*(z_1)^{m_1} \dots x^*(z_r)^{m_r} \right\}, \quad (1)$$

где символ $*$ означает комплексное сопряжение, а M – оператор математического ожидания. Если $y(z) = h(z)x(z)$ – произведение случайного полинома $x(z)$ и неслучайного $h(z)$, тогда соответствующие им полиномиальные моменты будут связаны соотношением

$$P_1^y(z_1, \dots, z_l) = P_1^x(z_1, \dots, z_l) \cdot h(z_1) \cdot \dots \cdot h(z_l). \quad (2)$$

Если же $y(z) = x_1(z)x_2(z)$, где $x_1(z)$ и $x_2(z)$ – случайные полиномы с независимыми коэффициентами, то

$$P_1^y(z_1, \dots, z_l) = P_1^{x_1}(z_1, \dots, z_l) \cdot P_1^{x_2}(z_1, \dots, z_l). \quad (3)$$

Теперь определим полиномиальный кумулянт порядка $(k+m)$, где $k = k_1 + k_2 + \dots + k_r$ и $m = m_1 + m_2 + \dots + m_r$, случайного вектора $x \in C^n$ как полином от r переменных из кольца $C[z_1 \dots z_r]$:

$$K_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^x(z_1; z_2 \dots z_r) = \text{cum} \left\{ x(z_1)^{k_1} \dots x(z_r)^{k_r} x^*(z_1)^{m_1} \dots x^*(z_r)^{m_r} \right\}, \quad (4)$$

где cum – кумулянт случайной величины.

Для каждого полиномиального кумулянта можно определить множество точек в пространстве C^r , на котором значение полиномиального кумулянта принимает заданное значение $t \in C$:

$$\Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^x = \left\{ z \in C^r : K_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^x(z_1, z_2 \dots z_r) = t \right\}. \quad (5)$$

Заданное таким образом аффинное многообразие в пространстве C^r называется многообразием заданной корреляции.

Пусть $x_1(z)$ и $x_2(z)$ – случайные полиномы с независимыми векторами коэффициентов, $\Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1}(t_1)$ и $\Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_2}(t_2)$ – соответствующие им многообразия заданной корреляции. Тогда многообразия нулевой корреляции, возникающие в результате произведения и суммы соответствующих полиномов, описываются следующими выражениями:

$$\begin{aligned} \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1 x_2}(0) &= \\ &= \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1}(0) \cup \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_2}(0), \quad (6) \\ \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1 + x_2}(0) &= \\ &= \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1}(t) \cap \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_2}(-t). \quad (7) \end{aligned}$$

Пусть $x_1(z), x_2(z), \dots, x_n(z)$ – набор независимых случайных полиномов, а $\Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1}(t_1) \dots \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_n}(t_n)$ – соответствующие им многообразия заданной корреляции, тогда

$$\Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1 \dots x_n}(0) = \bigcup_{i=1}^n \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_i}(0), \quad (8)$$

$$\Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1 \dots x_n}(t_1 t_2 \dots t_n) = \bigcap_{i=1}^n \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_i}(t_i), \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_1 + x_2 + \dots + x_n}(t_1 + t_2 + \dots + t_n) &= \\ &= \bigcap_{i=1}^n \Xi_{k_1, \dots, k_r, m_1, \dots, m_r}^{x_i}(t_i). \quad (10) \end{aligned}$$

В (9) и (10) $t_i \neq 0$.

Многообразие $\Xi \subset C^r$ называется неприводимым, если оно может быть представлено в виде $\Xi = \Xi_1 \cup \Xi_2$, где Ξ_1 и Ξ_2 – аффинные многообразия, в том и только том случае, когда или $\Xi_1 = \Xi$, или $\Xi_2 = \Xi$. Если $\Xi \subset C^r$ – аффинное многообразие, тогда существует единственное разложение вида:

$$\Xi = \bigcup_{i=1}^n \Xi_i, \quad (11)$$

где каждое Ξ_i – неприводимое многообразие и $\Xi_i \not\subset \Xi_j$ $i \neq j$.

Таким образом, многообразием заданной корреляции случайного полинома, как и любое аффинное многообразие, может быть получено конечным объединением неприводимых многообразий или разложено в такое объединение.

Используя предложенный математический аппарат, можно восстановить ковариационную матрицу информационной последовательности, ко-

торая подверглась линейным искажениям. Пусть модель системы описывается линейной комбинацией полиномов положительной степени:

$$y(z) = h(z)x(z) + n(z). \quad (12)$$

В этом выражении $h(z)$ – неслучайный полином конечной дискретной ИХ системы (это означает, что вносимые искажения не изменяются во времени), а $y(z), x(z), n(z) \in C[z]$ – случайные полиномы, соответствующие наблюдаемому дискретному отклику системы, информационной последовательности на входе и отсчетам шума.

Уравнение, связывающее полиномиальные кумулянты на входе и выходе системы (12), можно записать в следующем виде:

$$\begin{aligned} K_{k,m}^y(z_1 \dots z_r) &= h(z_1)^{k_1} \dots h(z_r)^{k_r} \times \\ &\times h^*(z_1)^{m_1} \dots h^*(z_r)^{m_r} K_{k,m}^x(z_1 \dots z_r) + \\ &+ K_{k,m}^n(z_1 \dots z_r), \end{aligned} \quad (13)$$

где

$$\begin{aligned} K_{k,m}^h(z_1 \dots z_r) &= \\ &= h(z_1)^{k_1} \dots h(z_r)^{k_r} h^*(z_1)^{m_1} \dots h^*(z_r)^{m_r}. \end{aligned}$$

Когда о статистике информационной последовательности имеются лишь общие предположения, для корреляционного анализа можно использовать структуру декоррелирующих многообразий (многообразий нулевой корреляции). Поскольку статистика шума предполагается известной, то согласно (5) выражение (13) можно записать в виде:

$$\Xi_{k,m}^{y-n}(0) = \Xi_{k,m}^h(0) \cup \Xi_{k,m}^x(0), \quad (14)$$

где

$$\Xi_{k,m}^x(t) = \{K_{k,m}^x(z_1 \dots z_r) = t, t \in C\}, \quad (15)$$

$$\Xi_{k,m}^h(t) = \{K_{k,m}^h(z_1 \dots z_r) = t, t \in C\}, \quad (16)$$

$$\begin{aligned} \Xi_{k,m}^{y-n}(t) &= \{K_{k,m}^y(z_1 \dots z_r) - \\ &- K_{k,m}^n(z_1 \dots z_r) = t, t \in C\}. \end{aligned} \quad (17)$$

Выше уже отмечалось, что любое многообразие может быть представлено в виде объединения конечного числа неприводимых многообразий, и более того, что такое представление единственно. Если $\Xi_{k,m}^h(0) \not\subset \Xi_{k,m}^x(0)$, то представление (14) единственно. А значит, многообразие $\Xi_{k,m}^x(0)$ полностью характеризует импульсную характеристику системы и может быть найдено разло-

жением многообразия $\Xi_{k,m}^{y-n}(0)$ на объединение неприводимых многообразий. При этом нам не требуется априорного знания моментов информационной последовательности. Однако подобное разложение крайне сложная задача в поле комплексных чисел. Поэтому мы воспользуемся отличием размерностей многообразий, порожденных ИХ системы и информационной последовательностью.

Многообразие нулевой корреляции $\Xi_{k,m}^h(0)$ порождено нульмерным многообразием (конечным множеством точек) в C и представляет собой объединение комплексных гиперплоскостей в C^r . Многообразие $\Xi_{k,m}^x(0)$ порождается, как правило, одномерным многообразием в C .

Итак, с учетом размерности можно разделить неизвестные многообразия, выбирая различные сечения. И слепой алгоритм восстановления входной ковариационной матрицы при $r = 2$ сводится к следующей последовательности действий:

1. Оцениваем полиномиальную ковариацию $\hat{P}_{2,0}^y(z_1, z_2)$ по M реализациям наблюдаемого отклика системы.

2. Вычисляем корни полиномов от одной переменной $\hat{P}_{2,0}^y(z_1, z_2^1)$ и $\hat{P}_{2,0}^y(z_1, z_2^2)$ при $z_2^1 \neq z_2^2$ и формируем из них векторы r_1 и r_2 соответственно.

3. По критерию $\|r_1 - r_2\| \leq \varepsilon(\sigma^2)$ формируем вектор r_h , состоящий из L ближайших корней выбранных сечений $\hat{P}_{2,0}^y(z_1, z_2)$ в комплексной плоскости C .

4. Восстанавливаем ИХ системы $\hat{h} = \text{roots}^{-1}(r_h)$.

5. Используя знание о корнях ИХ системы r_h , составляем матрицу коэффициентов N нормированных сечений $\hat{P}_{2,0}^x(z_1, z_2)$:

$$P = \begin{pmatrix} \hat{P}_{2,0}^x(z_1, z_2^1) \\ \hat{P}_{2,0}^x(z_1, z_2^2) \\ \vdots \\ \hat{P}_{2,0}^x(z_1, z_2^N) \end{pmatrix}.$$

6. Находим старшие коэффициенты a^i полиномиального момента $\hat{P}_{2,0}^x(z_1, z_2^i)$, $i = 1, \dots, N$ из условия:

$$a^i \cdot \hat{P}_{2,0}^x(z_1, z_2^i) = \frac{\hat{P}_{2,0}^y(z_1, z_2^i)}{\hat{h}(z_1) \hat{h}(z_2^i)}.$$

7. Оцениваем ковариационную матрицу входной информационной последовательности по полиномиальной ковариации $\hat{P}_{2,0}^x(z_1, z_2)$:

$$\mathbf{P}_x = \mathbf{P}^T \cdot \left(\mathbf{V}_N^T(z_2^1, z_2^2, \dots, z_2^N) \right)^{-1},$$

где $\mathbf{V}_N(z_2^1, z_2^2, \dots, z_2^N)$ – $N \times N$ матрица Вандермонда.

В общем случае, при $r > 2$ принцип разделения остается тем же. То есть проекция $C^r \rightarrow C$ многообразия $\Xi_{k,m}^h(0)$, порожденного ИХ системы, на любую координату нульмерна, а многообразия $\Xi_{k,m}^x(0)$, порожденного информационной последовательностью, как правило, имеет размерность 1.

Результаты математического моделирования

Для оценки эффективности предложенного алгоритма использовалась относительная погрешность восстановления Q , которая рассчитывалась по формуле:

$$Q = \mathbf{M} \left\{ \left\| \mathbf{R}_x - \mathbf{P}_x \right\| / \left\| \mathbf{R}_x \right\| \right\}.$$

На рис. 1 представлены графики, отражающие зависимость относительной погрешности восстановления Q от использованного числа реализаций M наблюдаемого случайного процесса. В качестве входной информационной последовательности рассматривался случайный вектор с заданной ковариационной матрицей. Моделирование проводилось для трех следующих типов матриц.

$$1. R_x = \begin{pmatrix} 1 & 0,5 & & 0 \\ 0,5 & 1 & & \\ & & \ddots & 0,5 \\ 0 & & & 0,5 & 1 \end{pmatrix}.$$

$$2. R_x = \begin{pmatrix} d_1 & r_1 & & 0 \\ r_1 & d_2 & r_2 & \\ & r_2 & \ddots & r_{n-1} \\ 0 & & & r_{n-1} & d_n \end{pmatrix}.$$

3. R_x – произвольная симметрическая положительно определенная матрица.

Импульсная характеристика системы была выбрана произвольным образом, но не изменялась в течение всего эксперимента.

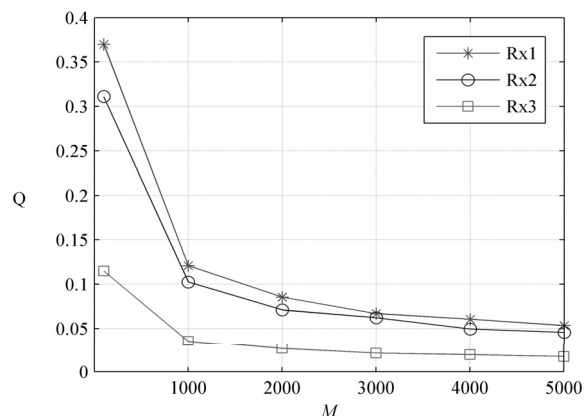


Рис. 1. Относительная погрешность восстановления Q в зависимости от числа реализаций M

Заключение

Представлен метод корреляционного анализа конечных случайных последовательностей. Алгоритм позволяет получить оценку ковариационной матрицы конечной информационной последовательности, прошедшей неизвестную линейную искажающую систему с конечной импульсной характеристикой. При этом на ковариационную матрицу случайной последовательности не накладываются никакие ограничения.

Литература

1. Горячкин О. В. Методы слепой обработки сигналов и их приложения в системах радиотехники и связи. М.: Радио и связь, 2003. – 230 с.
2. Горячкин О.В., Эрина Е.И. Слепая идентификация информационного канала по многообразиям заданной корреляции, порожденным случайными полиномами // Успехи современной радиоэлектроники. №8, 2008 – С. 70-77.

УДК 621.396.4

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ЛИНИИ ЗАДЕРЖКИ

Алышев Ю.В.

В статье приводится математическая модель линии задержки, в основе которой используются указатели и переменные. Эта модель позволяет адекватно описать процессы, происходящие в вычислительном устройстве, на базе которого реализована линия задержки.

Введение

В [1] рассматривались некоторые элементы математического описания переменных x и ука-

зателей ζ в виде пар чисел $(\zeta; x)$. В этой работе были рассмотрены такие элементы (объекты), как одномерный массив и очередь, а также операции, которые могут выполняться над рассматриваемыми объектами. В радиотехнических задачах часто применяется такой элемент как линия задержки (ЛЗ). Реализация данного объекта на базе вычислительной техники достаточно проста. Однако существует несколько вариантов реализаций это-