

СПОСОБ ФОРМИРОВАНИЯ ВХОДНЫХ ВОЗДЕЙСТВИЙ ДЛЯ СИСТЕМ ИМИТАЦИОННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

Широков О. Ю.

Использование метода имитационного моделирования при экспериментальных исследованиях дает ряд преимуществ, наиболее ценное из которых – получение оценок при невозможности их аналитического описания. Другим важным достоинством является неограниченная возможность повтора эксперимента, причем исходными данными могут служить реальные выборки данных.

Важным этапом имитационного моделирования является выбор, обоснование и моделирование сигналов, используемых в модельном эксперименте. В самом общем виде выбор образцового сигнала осуществляется [4]:

- выбором наихудшего сигнала из множества возможных входных сигналов, для обеспечения гарантированной погрешности результата измерения;
- формированием набора типовых сигналов, то есть наиболее часто встречающихся входных сигналов или сигналов, наиболее интересующих исследователя;
- формированием набора типовых сигналов, включающих в себя наихудший сигнал.

Использование синтезированных входных воздействий позволяет получить общую картину исследуемых характеристик, а в ряде случаев перейти и к частным выводам. Примером успешного применения имитационного моделирования в решении задач современной радиотехники может служить методика, описанная в [2,4,5].

На практике, довольно часто возникает необходимость исследования характеристик неравномерно дискретизированных случайных процессов различной природы, так называемых неэквидистантных временных рядов. Наиболее часто встречающиеся в радиотехнике случайные процессы имеют нормальный закон распределения и при известном математическом ожидании полностью описываются корреляционными функциями. В [5] были представлены результаты оценок методических погрешностей измерения корреляционных функций неэквидистантных временных рядов. Метод предполагает проведение исследования в несколько этапов:

- моделирование сигналов, характеристики которых подлежат оценке;
- моделирование эталонного сигнала;

- реализация алгоритма оценки параметра моделируемого сигнала;
- реализация алгоритма оценки погрешности измерения выбранного параметра.

В данной работе рассмотрены первые два этапа исследования. Задача моделирования сигнала с заданным видом АКФ решается методом цифровой фильтрации. Как показано в [4], наименьшее время формирования и наименьшую погрешность восстановления имеют рекурсивные фильтры. В таблице 1 приведены формулы для вычисления коэффициентов импульсной характеристики рекурсивного цифрового фильтра при равномерном распределении входного сигнала [3]. Структурные схемы цифровых фильтров синтезируются, используя методики [1].

Для экспериментального исследования генерируются последовательности с шагом дискретизации, выбранным в соответствии с табл.2 для линейной интерполяции [4]. Сигнал с равномерным законом распределения в простейшем случае можно получить, используя стандартный генератор случайных чисел, обеспечивающий достаточную для инженерных расчетов точность. Пример моделирования для последовательности 5000 отсчетов с погрешностью интерполяции $\sigma = 2\%$ представлен на рисунке.

В качестве нерегулярных дискретизирующих потоков использовались две последовательности:

- модель случайной дискретизации с пропусками наблюдений;
- модель аддитивной случайной дискретизации.

При формировании первой модели потока использовался метод р-преобразования. При этом генерировалась случайная величина Θ_i , распределенная равномерно на интервале $[0;1]$, и отсчет записывался в поток в соответствии с алгоритмом:

$$x_i(t_i) = \begin{cases} 1, & \text{если } \theta_i > p; \\ 0 & \text{иначе,} \end{cases}$$

где p — постоянная величина, равная вероятности "попадания".

Значения потока с аддитивной случайной дискретизацией рассчитывались путем функционального преобразования, при котором отсчет x_i определяется обратной функцией распределения вероятностей. Для экспоненциального закона распределения $f_x(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ преобразование имеет вид [4]:

$$F_x(x) = 1 - e^{-\lambda x};$$

$$x = F_x^{-1}(\theta) = -\frac{\ln(1-\theta)}{\lambda}.$$

Проведенные эксперименты с описанными выше моделями позволили получить удовлетворительные результаты при анализе методической погрешности оценки корреляционных функций неэквиливантных временных рядов методом имитационного моделирования [5].

Таблица 1. Параметры формирующего ЦФ

Вид модели КФ	Имп. хар-ка фильтра	Параметры	
$e^{-\alpha \tau }$	$y(n)=a_0x(n)+b_1y(n-1)$	$a_0 = \sqrt{1-p^2}$; $b_1 = p$; $p = e^{-\gamma}$; $\gamma = \alpha \Delta t$	
$e^{-\alpha \tau } (1+\alpha \tau)$		$a_0 = k$; $a_1 = k_0/k$; $b_1 = 2p$; $b_2 = -p^2$; $k_0 = p^3(1+\gamma) - p(1-\gamma)$; $k_1 = 1 - p^4 - 4p^2\gamma$; $p = e^{-\gamma}$; $\gamma = \alpha \Delta t$	
$e^{-\alpha \tau } \text{Cos}(\omega_0\tau)$			$k_0 = p(p^2 - 1)\text{Cos}\gamma_0$; $k_1 = 1 - p^4$; $p = e^{-\gamma}$; $\gamma = \alpha \Delta t$; $\gamma_0 = \omega_0\Delta t$
$e^{-\alpha \tau } (\text{Cos}(\omega_0\tau) + \alpha/\omega_0 \text{Sin}(\omega_0 \tau))$	$y(n)=a_0x(n)+a_1x(n-1)+b_1y(n-1)+b_2y(n-2)$	$a_0 = k$ $a_1 = k_0/k$ $b_1 = 2p \text{Cos } \gamma_0$ $b_2 = -p^2$ $k = \sqrt{(k_1 \pm \sqrt{k_1^2 - 4k_0})/2}$	$k_0 = p(p^2 - 1)^* \text{Cos}\gamma_0 + \alpha/\omega_0(p^2 + 1)^* p \text{Sin}\gamma_0$; $k_1 = 1 - p^4 - 4p^2 \alpha/\omega_0^* \text{Sin}\gamma_0 \text{Cos}\gamma_0$; $p = e^{-\gamma}$; $\gamma = \alpha \Delta t$; $\gamma_0 = \omega_0\Delta t$
$e^{-\alpha \tau } (\text{Cos}(\omega_0\tau) - \alpha/\omega_0 \text{Sin}(\omega_0 \tau))$			$k_0 = p(p^2 - 1)^* \text{Cos}\gamma_0 - \alpha/\omega_0(p^2 + 1)^* p \text{Sin}\gamma_0$; $k_1 = 1 - p^4 - 4p^2 \alpha/\omega_0^* \text{Sin}\gamma_0 \text{Cos}\gamma_0$; $p = e^{-\gamma}$; $\gamma = \alpha \Delta t$; $\gamma_0 = \omega_0\Delta t$

Таблица 2. Интервалы дискретизации.

Вид модели	Δt_0
1. $\rho(\tau) = e^{-\alpha \tau }$	$\sqrt{8\sigma}/\alpha$
2. $\rho(\tau) = e^{-\alpha \tau } (1 + \alpha \tau)$	$\sqrt{8\sigma}/\alpha$
3. $\rho(\tau) = e^{-\alpha \tau } (1 - \alpha \tau)$	$\sqrt{\frac{8\sigma}{3}}/\alpha$
4. $\rho(\tau) = e^{-\alpha \tau } \cos(\omega_0\tau)$	$\frac{1}{\alpha} \sqrt{\frac{8\delta}{ \mu^2 - 1 }}$
5. $\rho(\tau) = e^{-\alpha \tau } [\cos(\omega_0\tau) + \alpha \sin(\omega_0\tau)/\omega_0]$	$\frac{1}{\alpha} \sqrt{\frac{8\delta}{ \mu^2 + 1 }}$



БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Гольденберг Л. М., Матюшкин Б. Д., Поляк М. Н. Цифровая обработка сигналов.– М.: Радио и связь, 1985.–312с.
2. Зеленко Л. С. Методы, алгоритмы и программное обеспечение корреляционного анализа неэквидистантных временных рядов.– Дисс. канд. техн. наук.– Самара: 1994.– 622с.
3. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Кн.1Изд.2.- М.; Сов. радио,1974.– 552 с.
4. Прохоров С. А. Измерение вероятностных характеристик при неравномерной дискретизации случайных процессов.– Дисс. докт. техн. наук.– Куйбышев: 1987.– 409с.
5. Широков О. Ю. Анализ составляющих методической погрешности оценки корреляционных функций неэквидистантных временных рядов. Вестник СГАУ. Актуальные проблемы радиоэлектроники. Вып.1Самара, ИПО СГАУ, 1999, с57–63.

АНАЛИЗ ПАРАЛЛЕЛЬНО ВКЛЮЧЕННЫХ RC-СТРУКТУР С РАСПРЕДЕЛЕННЫМИ ПАРАМЕТРАМИ

Дмитриев В.Д., Миронов А.А.

Пленочная RC-структура с распределенными параметрами представляет собой трехслойный элемент, состоящий из резистивной, диэлектрической и проводящей пленок. Такая RC-структура может быть использована в качестве фильтров нижних и верхних частот, ускоряющих цепей, фазосдвигающих цепей для RC-генераторов и режекторных фильтров. По своим частотным характеристикам она значительно отличается от цепей с сосредоточенными параметрами.

В данной работе рассматривается фильтр нижних частот, составленный из двух параллельно включенных RC-структур.

