

3. Ган Л. Инструментальные средства автоматизации проектирования, обеспечивающие параллельную работу над проектами // Электроника, 1990, том 38, N7, с. 58-61

4. Малиняк Л. Дальнейшее расширение функциональных возможностей САПР // Электроника, 1991, том 64, N5, с. 15-21.

5. Костелло Д. Б. Следующее десятилетие развития САПР-электроники. общее ускорение процессов проектирования // Электроника, 1993 том 40, N11/12, с. 44-46

6. Стюарт Д. Как добиваться эффективного выполнения проектов при параллельной разработке // Электроника, 1993, том 41, N18, с. 24-25.

МЕДИАННЫЙ МЕТОД ОЦЕНИВАНИЯ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИИ СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА, ПОДВЕРГНУТОГО НЕРАВНОМЕРНОЙ ДИСКРЕТИЗАЦИИ

Л.С. Зеленко

При решении широкого круга технических задач и в научных исследованиях приходится сталкиваться со случайными процессами (СП) самой различной природы, а также с проблемами определения их вероятностных характеристик (ВХ) и обеспечения заданной точности оценивания. В научных исследованиях такие проблемы часто возникают при обработке экспериментальных данных, в технике - в задачах контроля состояния и функционирования сложных динамических систем. При обработке предпочтение обычно отдаётся цифровым методам из-за присущих им преимуществ (в первую очередь, эффективность) и быстрого развития вычислительной техники [3].

В подавляющем большинстве случаев предполагается, что СП $X(t)$ представлен последовательностью равноотстоящих друг от друга отсчётов $X(t_i)$. Вместе с тем в последние годы наблюдается повышенный интерес исследователей к анализу СП с неравномерной дискретизацией (НРД) (см. рис. 1), так как во многих областях науки и техники существуют задачи, когда значения СП находятся друг

от друга на произвольном (чаще всего случайном) расстоянии. Это - практические задачи тех научных направлений, где получение "равномерных" отсчётов практически невозможно (например, радиотехника, автоматическое управление, акустика и океанология, геофизика и т.п.).

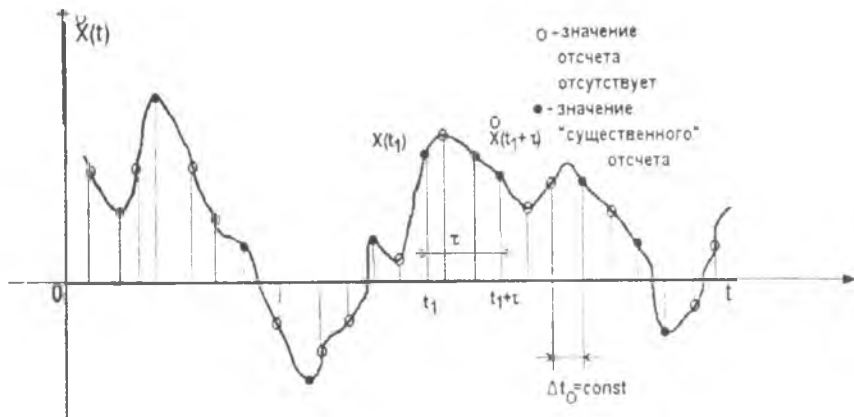


Рис. 1.

Возможность применения современных средств вычислительной техники в прикладных исследованиях, наличие мощного и развитого математического аппарата исследования (теория случайных функций и математическая статистика) позволяют исследователю успешно решать задачи оценивания ВХ СП.

Эффективным средством теоретического и экспериментального исследований СП, подвергнутых как равномерной, так и неравномерной дискретизации, является корреляционная теория.

На сегодняшний день накоплено множество методов оценивания корреляционных функций (КФ), достаточно подробно освещенных в литературе. Классическим (базовым) методом оценивания КФ следует считать мультипликативный (метод перемножения), так как в этом случае оценивание осуществляется в соответствии с адекватным алгоритмом и в получении оценок КФ непосредственно участвуют сами отсчёты. Кроме того, многие другие методы в той или иной мере используют элементы мультипликативного метода.

Формально корреляционная функция СП $X(t)$ определяется как

$$K_x(\tau) = M\{X(t) \cdot X(t + \tau)\} - S_x X(t)X(t + \tau) \quad (1)$$

где $M\{o\}$ - оператор математического ожидания,

$\bar{X}(t)$ - центрированное значение СП,

S_x - идеальный оператор усреднения ($d = N$ - объем выборки).

Стремление к максимальному упрощению процедур оценивания КФ СП и повышению точности оценивания применяемых алгоритмов привело к необходимости разработки новых алгоритмов оценивания КФ.

В работе предлагается медианный метод оценивания КФ, когда в качестве оценки ординаты КФ используется медиана, тогда оператором усреднения можно пренебречь. Медиана, как оценка выборочного среднего, достаточно употребима при нахождении математического ожидания, дисперсии, функции распределения [1]. Однако при нахождении оценок ординат КФ СП, подвергнутых различным видам дискретизации, медиана ранее не применялась.

Медиана является *робастной* (устойчивой к распределению) оценкой среднего значения выборки [3], и именно свойство робастности определяет преимущества этой оценки перед другими, использовавшимися до сих пор в теории оценивания КФ.

При использовании медианы обработка сводится к использованию аппарата порядковых статистик вариационного ряда случайных величин [2]

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq X_{(3)} \leq \dots \leq X_{(j+1)} \leq X_{(j)} \leq X_{(j+1)} \leq \dots \leq X_{(N)} \quad (2)$$

где $X_{(1)} = \min\{X_1, \dots, X_N\}$, $X_{(N)} = \max\{X_1, \dots, X_N\}$.

Медианой последовательности (2) является средний по значению член ряда и обозначается *med*

Применив понятие медианы к вычислению ординат КФ, заменим ряд случайных величин (2) рядом произведений их значений в соответствии с алгоритмом (1). Получим набор случайных последовательностей вида

$$X_1 X_{1+J}, X_2 X_{2+J}, X_3 X_{3+J}, \dots, X_j X_{j+J}, \dots, X_{nJ} X_n, \quad (3)$$

$$J = 0, L-1$$

и упорядочим их по возрастанию/убыванию. Получим набор из J вариационных рядов (J - номер ординаты КФ СП, L - число ординат КФ):

$$\Psi_{(1)}^J \leq \Psi_{(2)}^J \leq \dots \leq \Psi_{(k-1)}^J \leq \Psi_{(k)}^J \leq \Psi_{(k+1)}^J \leq \dots \leq \Psi_{(N)}^J, \quad J=0, L-1 \quad (4)$$

где $\Psi_{(i)}^J$ - i -ая порядковая статистика J -го вариационного ряда - равна произведению пары отсчетов СП $X(t)$, расположенных на расстоянии $\tau = J\Delta t_0$ друг от друга $(\Psi_{(i)}^J = \dot{X}_i \dot{X}_{i+J}, i = \overline{1, N})$. Для каждого полученного вариационного ряда необходимо найти медиану (в соответствии с алгоритмами табл. 1), которая и будет определять оценку значения J -ой ординаты корреляционной функции $(K_c(J))$.

Выбор лучшего из алгоритмов производится на основе результатов исследования погрешностей оценивания в зависимости:

- от объема выборки N , при этом необходимо помнить, что и быстродействие алгоритма ухудшается при увеличении N (за счёт роста числа сравнений при сортировке исходной последовательности);
- от закона распределения случайной последовательности (4) (в случае нормального распределения достаточно близкой оценкой к математическому ожиданию является оценка вида 3.1, а в случае равномерного распределения - оценка вида 2.1 (см. табл. 1)).

Как показали исследования, для получения наилучших оценок ординат КФ необходимо использовать алгоритмы со специально выбранными рангами (3.1-3.3 табл.1) или модификации алгоритма, использующего центральные порядковые статистики (1.4 табл. 1).

В литературе, посвященной вопросам построения и использования медианных оценок [1], предлагаются ранги вида 3.1, 3.2 табл.1, однако, данные рекомендации касаются в основном нормальных и других симметричных распределений, и напрямую их использовать невозможно при оценивании ординат КФ. При исследовании законов распределения последовательностей вида (4) оказалось, что они близки к нормальному, поэтому в работе предлагаются в качестве рангов следующие: $med_x = 0.5 (X_{(k_1)} + X_{(k_2)})$, где

$$k_1 = [0.85N], \quad k_2 = [0.15N]$$

$$k_1 = [0.80N], \quad k_2 = [0.20N]$$

$$k_1 = [0.83N], \quad k_2 = [0.17N]$$

Таблица 1

Алгоритмы оценивания медианы

Название алгоритма	№ п / п	Запись алгоритма
ЦПС-оценки (центральные порядковые статистики)	1.1	$Med = X_{(o)}$
	1.2	$Med = X_{(o+1)}$
	1.3	$Med = 0.5 (X_{(o-1)} + X_{(o)})$
со спец. выбранными рангами)	1.4	$Med = 1/3 (X_{(k_1)} + X_{(o)} + X_{(k_2)})$
		$k_1 = [0.9N], k_2 = [0.1N]$
КПС-оценки (крайние порядковые статистики)	2.1	$Med = 0.5 (X_{(1)} + X_{(N)})$
	2.2	$Med = 0.5 (X_{(j)} + X_{(N-j+1)})$
ВРМ-оценки (со спец. выбранными рангами и множителями)		$Med = 0.5 (X_{(k_1)} + X_{(k_2)})$
	3.1	$k_1 = [0.73N], k_2 = [0.27N]$
	3.2	$k_1 = [0.75N], k_2 = [0.25N]$
	3.3	$k_1 = [0.85N], k_2 = [0.15N]$

ЛИТЕРАТУРА

1. Микро-ЭВМ в информационно-измерительных системах /С.М. Перевёртин, Н.И.Гаранин, Ю.Н.Костин, И.И.Миронов/. - М.: Машиностроение, 1987.- 248 с., ил.
2. Хьюбер П. Робастность в статистике. - М.: Мир,1984 - 303 с.
3. Зеленко Л.С. Методы, алгоритмы и программное обеспечение корреляционного анализа неэквидистантных временных рядов. Диссерт. ... канд.техн.наук.- Самара : 1994.- 225 с.