

СПОСОБ И УСТРОЙСТВО ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ. АВТОКОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИИ СТАЦИОНАРНОГО СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА

Г.И. Кавалеров, Э.П. Тихонов
(Ленинград)

В последнее время значительный интерес проявляется к методу стохастической аппроксимации [1,2]. С помощью данного метода решается большое число задач оптимизации и нахождения нулей функции регрессии при малой начальной информации. Я.З.Цыпкин в своей работе [1] привел ряд примеров решения практических задач с использованием методов стохастической аппроксимации. Здесь рассматривается применение одного из методов стохастической аппроксимации для определения автокорреляционной функции (АКФ) квазистационарного (в широком смысле) случайного процесса.

Пусть имеется случайный квазистационарный процесс $\xi(t)$. Образует разность

$$\epsilon(\tau) = |\xi(t) - \xi(t + \tau)|, \quad (1)$$

где τ - временной сдвиг.

Тогда $\epsilon(\tau)$ есть случайная величина, функция распределения которой $F(\epsilon/\tau)$ зависит от параметра τ . Если предположить существование функции регрессии $R_\epsilon(\tau)$ случайной величины ϵ относительно τ , то мы сразу же попадем в условия, определенные методом стохастической аппроксимации: то есть при заданном вещественном ϵ_0 уравнение $R_\epsilon(\tau) = \epsilon_0$ имеет единственное решение τ_0 , которое отыскивается с помощью рекуррентного соотношения

$$\tau_{n+1} = \tau_n + a_n [\epsilon_0 - \epsilon(\tau_n)], \quad (2)$$

где a_n — последовательность положительных вещественных чисел
такова, что существуют такие c' и $c'' > 0$, при которых справедли-
вливо неравенство

$$\frac{c'}{n} \leq a_n \leq \frac{c''}{n}.$$

Последовательность a_n выбирается такой, чтобы τ_n сходилась к τ_0 с вероятностью 1. Нас интересует случай, когда коэффициент равен малой постоянной величине Δ . При этом, как было показано в работе [4], в результате n -кратной подстройки при определенных достаточно широких условиях τ_n будет флуктуировать около τ_0 , а вероятность неравенства $\varepsilon(\tau_n) > \varepsilon_0$ при $\Delta \rightarrow 0$ равна вероятности противоположного события. Это равенство вероятностей и используется для определения нормированной АКФ случайного процесса. Перепишем упомянутое равенство в следующем виде:

$$\int_{-\varepsilon_1}^{\varepsilon_1} w[\varepsilon(\tau)] d\varepsilon \approx \int_{\varepsilon_1}^{\infty} w[\varepsilon(\tau)] d\varepsilon + \int_{-\infty}^{-\varepsilon_1} w[\varepsilon(\tau)] d\varepsilon, \quad (3)$$

где $w[\varepsilon(\tau)]$ — плотность распределения разности (1) ε_i
 $i = 1, 2, \dots, k$ — заданные величины.

Пусть $\xi(t)$ представляет собой гауссовский процесс, тогда плотность вероятности $w[\varepsilon(\tau)]$ имеет вид;

$$w[\varepsilon(\tau)] = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma \sqrt{2[1 - r(\tau)]}} \exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{4\sigma^2[1 - r(\tau)]}\right); \quad (4)$$

где $r(\tau)$ — нормированная АКФ $\xi(t)$,

σ — дисперсия $\xi(t)$.

Подставляя значение $w[\varepsilon(\tau)]$ в уравнение (3), после преобразования получим уравнение

$$\int \left[\frac{\varepsilon_i}{\sigma \sqrt{2[1 - r(\tau)]}} \right] = \frac{1}{4}, \quad (5)$$

где $\Phi(x)$ — функция Лапласа. Отсюда легко получить формулу для определения нормированной АКФ:

$$r(\tau) = 1 - \frac{\varepsilon_1^2}{2\sigma^2 \tau^2}, \quad (6)$$

где

$$\Lambda = \Phi^{-1}\left(\frac{1}{k}\right), \quad i = 0, 1, \dots, k.$$

Дисперсия σ определяется из выражения:

$$\sigma = \frac{\varepsilon_k}{\sqrt{2\Lambda}}, \quad (7)$$

когда $r(\tau) = 0$. Здесь ε_k — заданная разность, при которой интервал квантования непрерывно увеличивается при возрастании числа шагов n независимо от ε_k .

Подставляя значение дисперсии (6) в формулу (5), находим выражение для определения нормированной АКФ через разности ($i = 0, 1, \dots, k$).

$$r(\tau_i) = 1 - \left(\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_k}\right)^2. \quad (8)$$

Покажем, что формулой (7) можно пользоваться и для процессов, отличных от гауссовских. Накладываются только следующие ограничения на плотность распределения:

- 1) Она является одномодальной;
- 2) По обе стороны от модального значения она имеет ветви, достаточно быстро приближающиеся к нулю при возрастании абсолютного значения аргумента.

В этом случае плотность $w_1[\varepsilon(\tau)]$ можно разложить в ряд по ортогональным полиномам Чебышева-Эрмита [8], которая для рассматриваемого случая имеет вид:

$$w_1[\varepsilon(\tau)] = w[\varepsilon(\tau)] \left[1 + \sum_{n=2}^N \frac{1}{n!} \frac{b_n}{\sigma_1^n} H_n\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_1}\right) \right], \quad (9)$$

где $w[\varepsilon(\tau)]$ - нормальная плотность вероятностей;

$$\sigma_1^2 = 2 \sigma^2 [1 - r(\tau)];$$

$H_n(x)$ - полиномы Чебышева-Эрмита;

b_n - квазикомпоненты, определяемые по формуле:

$$b_n = \sigma_1^n \int_{-\infty}^{\infty} w_1[\varepsilon(\tau)] H_n\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_1}\right) d\varepsilon. \quad (10)$$

Подставляя значение $w_1[\varepsilon(\tau)]$ в уравнение (3), получим

$$\Phi\left[\frac{\varepsilon_1}{\sigma\sqrt{2[1-r(\tau_1)]}}\right] = \frac{1}{4} - M, \quad (11)$$

где

$$M = \frac{1}{4} \left\{ - \int_{-\varepsilon_0}^{\varepsilon_0} w[\varepsilon(\tau)] \sum_{n=3}^N \left[\frac{1}{n!} \frac{b_n}{\sigma_1^n} H_n\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_1}\right) \right] d\varepsilon + \right. \\ \left. + \int_{-\infty}^{-\varepsilon_0} w[\varepsilon(\tau)] \sum_{n=3}^N [\cdot] d\varepsilon + \int_{\varepsilon_0}^{\infty} w[\varepsilon(\tau)] \sum_{n=3}^N [\cdot] d\varepsilon \right\}. \quad (12)$$

От выражения (11) легко перейти к формуле (7).

Процедура определения нормированной АКФ сводится к следующему. Устанавливается заданная величина разности (1) ε_1 . В соответствии с формулой (2) отыскивается значение аргумента τ_1 , при котором выполняется равенство:

$$P(\varepsilon(\tau_1) > \varepsilon_1) = P(\varepsilon(\tau_1) < \varepsilon_1).$$

Далее устанавливается новое значение ε_{1+1} и т.д. до тех пор, пока не находится минимальное значение ε_k , при котором интервал τ увеличивается независимо от ε_k , то есть итерационный процесс (2) расходится. Зная величины ε_i , τ_i ($i = 0, 1, \dots, k$) и ε_k , по формуле (8) находится нормированная АКФ. Погрешность определения АКФ по данному методу зависит:

1) от неточности определения ϵ_k ,
 2) от неточности определения τ_1 (за счет того, что берется конечная величина Δ),

3) от неточности равенства (3) (точное равенство (3) имеет вид: $P[\epsilon(\tau_1) > \epsilon_1] = P[\epsilon(\tau + \Delta\tau) < \epsilon_1]$)

Характер погрешностей определения АКФ по данному методу отличается от погрешностей определения АКФ по известному методу (5). Сюда не входят в явном виде погрешности, обусловленные квантованием реализаций случайных функций по амплитуде и конечной области наблюдений. Однако косвенным образом погрешность, вызванная конечной областью наблюдений, например, входит в определение величин τ_1 и ϵ_k

Погрешности (1) и (2) имеют вероятностный характер, и их математические ожидания совпадают с истинными значениями τ_1 и ϵ_k . Поэтому они могут быть уменьшены путем многократного считывания с последующим усреднением. Пусть абсолютная погрешность определения величины ϵ_k равна $\Delta\epsilon$ (с вероятностью P). Тогда, подставляя данное значение ϵ_k в формулу (7), после преобразования получим следующее выражение для определения относительной погрешности определения АКФ

$$\eta = \frac{\Delta\epsilon \epsilon_1^2 [\pm 2\epsilon_k - \Delta\epsilon]}{(\epsilon_k - \epsilon_1)^2 (\epsilon_k \pm \Delta\epsilon)^2} \cdot 100\% .$$

Погрешность определения аргумента τ (2) вызвана тем, что значению АКФ в точке $\tau + \Delta\tau$ приписывается значение АКФ в точке τ (с вероятностью P). Поэтому относительная погрешность определения АКФ из-за неточности определения имеет вид:

$$j = \frac{r'(\tau) \Delta\tau}{r(\tau)} \cdot 100\% . \quad (15)$$

Для определения АКФ с учетом равенства (12) имеем:

$$r(\tau_1) = 1 - \left(\frac{\epsilon_1}{\epsilon_k}\right)^2 \frac{\Delta^2}{B^2} , \quad (16)$$

где

$$B = e^{-1} \left\{ \frac{1}{4} + e^1 \left[\frac{\epsilon_0}{\sigma \sqrt{2} [1 - r(\tau)]} \right] \frac{\epsilon_0 r(\tau) \Delta \tau}{\sigma 2 \sqrt{2} [1 - r(\tau)]^{3/2}} \right\},$$

$$A = e^{-1} \left[\frac{1}{4} \right].$$

Относительная погрешность δ определения АКФ в этом случае имеет вид:

$$\delta = \frac{(B^2 - A^2) \epsilon_1^2}{\epsilon_k A^2 - \epsilon_1^2 B^2} \cdot 100\% \quad (17)$$

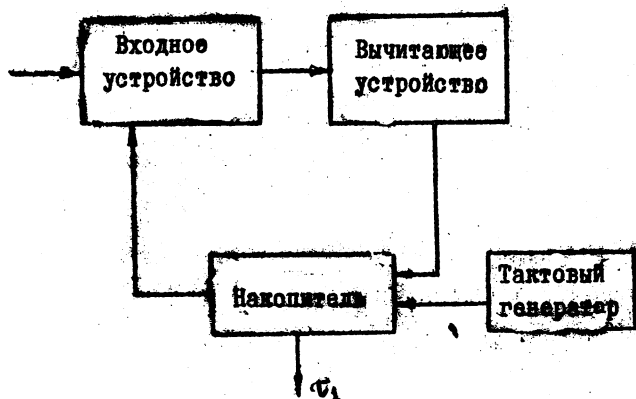
при малых значениях $\Delta \tau$ и ϵ_0 , $B \approx A$ и $\delta = 0$.

Структурная схема устройства, реализующего данный алгоритм, состоит из четырех блоков. Входное устройство преобразует входной сигнал в форму, удобную для его дальнейшей обработки (в двоичный код, либо во временной интервал). Вычитающее устройство определяет разность между текущим значением сигнала в момент времени $t + \tau$ и предыдущим значением сигнала, измеренным в момент времени t , и сравнивает её с заданной величиной ϵ_1 . В зависимости от знака сравнения на накопитель подается положительный или отрицательный сигнал, соответствующий величине $\Delta \tau$. Назначение накопителя состоит в том, что на нем накапливается число, пропорциональное времени задержки (аргументу АКФ) τ . Тактовый генератор синхронизирует работу всего устройства.

В качестве входного устройства можно использовать преобразователь аналог-код либо компенсационного типа, либо время-импульсный. В зависимости от вида преобразователя применяется соответствующее вычитающее устройство. В качестве накопителя может быть выбран реверсивный счетчик либо любой другой элемент, который может быть использован для сложения и вычитания импульсов. Функции такого элемента может выполнять, например, мейстор. Малые габариты, простота управления, высокая надежность делает их особенно перспективными для подобных схем.

Предложенный способ определения нормированной АКФ имеет следующие преимущества:

1) Исключается операция умножения для определения ординат



блок-схема устройства для определения
автокорреляционной функции

АКФ;

2) Может быть значительно повышена точность определения АКФ без увеличения объема используемой аппаратуры;

3) С помощью данного устройства можно квантовать по времени входной сигнал [4].

К недостаткам следует отнести то, что с прибора нельзя непосредственно снимать значения ординат АКФ.

ЛИТЕРАТУРА

1. Я. В. Цыпкин. Адаптация, обучение и самообучение в автоматических системах. - Автоматика и телемеханика, № 1, 1966.
2. М. В. Логинов. Методы стохастической аппроксимации. - Автоматика и телемеханика, № 4, 1966.
3. В. И. Тихонов. Статистическая радиотехника, Изд-во "Сов. радио", 1966.
4. В. П. Тихонов. Некоторые вопросы сжатия информации с использованием самообучающегося автомата. Тезисы докладов конференции по автоматическому контролю и методам электрических измерений. Новосибирск, 1966.
5. А. Н. Домарацкий, Л. Н. Иванов, Е. Н. Карышев, Б. С. Сеницын. Дискретная измерительная корреляционная система (ДИКС). Изд-во "Наука". Новосибирск, Сиб. отд., 1965.