

А.В. Кошулян, В.П. Малайчук

МОДЕЛИРОВАНИЕ АВТОКОРРЕЛИРОВАННЫХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ ИЗМЕРЕНИЙ ВДОЛЬ ЖОРДАНОВОЙ ТРАЕКТОРИИ

Аннотация. Предложен алгоритм формирования автокоррелированных последовательностей измерений вдоль простого замкнутого контура, на основе системы разностных уравнений 1-го порядка и результаты исследования их статистических закономерностей, отличающиеся от Марковских.

Ключевые слова: замкнутый случайный процесс, авторегрессия, модель.

Постановка задачи

В задачах проектирования информационно-измерительных технологий неразрушающего контроля и мониторинга технических объектов измеряемые параметры качества по своей физической природе являются случайными величинами. Причины их случайности – влияние неконтролируемых и случайных факторов технологических процессов производства, ошибок измерений, а также ограничение на объем измерений. Разработка решающих правил контроля, оценка их эффективности и прогноз остаточного ресурса невозможен без знания математических моделей измерений[1].

В [2] рассматривается класс линейно-протяженных замкнутых объектов контроля (сварные швы труб, железнодорожные колеса). Для таких объектов измерение параметров физического поля (напряженность магнитного поля, остаточные напряжения) выполняются вдоль замкнутого контура, который представляет собой в общем случае Жорданову кривую (кривая, которая имеет только одну точку самопересечения), в частности окружность. Математическая модель измерений объекта такого класса может быть представлена в виде

$$x(i, k) = H(i) + \Delta H(i) + \Delta x(i, k), \quad (1)$$

где i - номер точки измерения, $i \in [1, n]$ n - количество точек измерений; k - номер измерения в этой точке; $H(i)$ - детерминированная

медленно меняющаяся функция; $\Delta H(i)$ - флуктуации измеряемого параметра относительно $H(i)$; $\Delta x(i, k)$ - случайные независимые ошибки измерений.

Флуктуации $\Delta H(i) = z_i$ представляют собой автокоррелированную последовательность случайных величин, которая отличается от известной Марковской последовательности 1-го порядка, тем, что она конечная $i \in [1, n]$ и замкнутая: за последней точкой измерений с номером n следует первая.

Марковская последовательность описывается разностным уравнением

$$z_i = \alpha z_{i-1} + \delta \xi_i \quad (2)$$

где ξ_i - последовательность независимых нормальных случайных величин с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией; α и δ - постоянные множители.

Если к уравнению (2) добавить условие замыкания

$$z_1 = \alpha z_n + \delta \xi_1, \quad (3)$$

то уравнения (2) и (3) будут описывать замкнутую автокоррелированную последовательность случайных величин.

Для проведения вычислительных экспериментов по оценке эффективности решающих правил контроля качества объектов рассматриваемого типа необходимы математические модели и алгоритмы формирования последовательностей, обладающих свойством (2) и (3). Предлагается метод решения этой задачи и результаты исследования свойств таких замкнутых последовательностей случайных величин.

Алгоритм формирования замкнутых последовательностей

Уравнения (2) и (3) запишем как систему уравнений, в которой заданы формирующая выборка $\{\xi_i\}$ независимых случайных величин с математическим ожиданием $M\{\xi_i\} = m_\xi$, дисперсией $D\{\xi_i\} = \sigma_\xi^2$ и параметры $\alpha > 0$ и $\delta > 0$

$$\begin{cases} z_1 - \alpha z_n = \delta \xi_1, \\ z_2 - \alpha z_1 = \delta \xi_2, \\ \vdots \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ z_i - \alpha z_{i-1} = \delta \xi_i, \\ \vdots \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ z_n - \alpha z_{n-1} = \delta \xi_n. \end{cases} \quad (4)$$

Решение системы (4) можно представить в векторном виде

$$z = \delta B^{-1} \xi, \quad (5)$$

где $z = \{z_i\}$ - случайный вектор замкнутой последовательности; $\xi = \{\xi_i\}$ - вектор независимых случайных величин; $B = \{b_{ij}\}$ - квадратная матрица

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & -\alpha \\ -\alpha & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\alpha & 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & -\alpha & 1 \end{pmatrix}, \dim B = n \times n; b_{ij} = \begin{cases} 1, & i = j, \\ -\alpha, & i = j + 1, \\ -\alpha, & i = 1 \wedge j = n. \end{cases}$$

Определитель матрицы B равен:

$$\det B = 1 - \alpha^n.$$

Для существования обратной матрицы B^{-1} необходимо и достаточно, чтобы $\det B \neq 0$, что выполняется для любых α и n , за исключением $\alpha = 1$. Обратную матрицу можно представить в виде

$$B^{-1} = \frac{1}{1 - \alpha^n} C,$$

где союзная матрица C является вещественной матрицей циркулянтной формы и записывается в виде

$$C = \begin{pmatrix} 1 & \alpha^{n-1} & \alpha^{n-2} & \cdots & \alpha^3 & \alpha^2 & \alpha \\ \alpha & 1 & \alpha^{n-1} & \cdots & \alpha^4 & \alpha^3 & \alpha^2 \\ \alpha^2 & \alpha & 1 & \cdots & \alpha^5 & \alpha^4 & \alpha^3 \\ \alpha^3 & \alpha^2 & \alpha & \cdots & \alpha^6 & \alpha^5 & \alpha^4 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \alpha^{n-2} & \alpha^{n-3} & \alpha^{n-4} & \cdots & \alpha & 1 & \alpha^{n-1} \\ \alpha^{n-1} & \alpha^{n-2} & \alpha^{n-3} & \cdots & \alpha^2 & \alpha & 1 \end{pmatrix}; C = \{c_{ij}\},$$

$$c_{ij} = \begin{cases} \alpha^{i-j}, & i \geq j, \\ \alpha^{n-j+i}, & i < j. \end{cases} \quad (6)$$

Решение (5) получим в векторной форме

$$\mathbf{z} = \frac{\delta}{1 - \alpha^n} C \boldsymbol{\xi} . \quad (7)$$

Из (6) и (7) следует, что $z_i = \frac{\delta}{1 - \alpha^n} \sum_{k=1}^n c_{ik} \xi_k$ и, следовательно,

можно записать формулу для определения i -й компоненты вектора \mathbf{z}

$$z_i = \frac{\delta \alpha^i}{1 - \alpha^n} \sum_{k=1}^n \alpha^{n-k} \xi_k + \delta \sum_{k=1}^i \alpha^{i-k} \xi_k . \quad (8)$$

Полагая в (8) $i = n$, получим выражение для определения компоненты z_n

$$z_n = \frac{\delta}{1 - \alpha^n} \sum_{k=1}^n \alpha^{n-k} \xi_k . \quad (9)$$

Таким образом, для формирования замкнутой автокоррелированной последовательности случайных величин $\{z_i\}, i \in [1, n]$ размером n необходимо:

- 1) получить выборку независимых случайных величин $\{\xi_i\}, i \in [1, n]$;
- 2) по формуле (9) рассчитать значение z_n ;
- 3) используя z_n в качестве начального значения и выборку $\{\xi_i\}$ рассчитать по формуле (2) остальные члены $\{z_i\}, i \in [1, n - 1]$ замкнутой последовательности.

Основные свойства

Вектор математического ожидания случайного вектора \mathbf{z}

$$\mathbf{m}_z = M[\mathbf{z}] = \frac{\delta}{1 - \alpha^n} C M[\boldsymbol{\xi}] = \frac{\delta}{1 - \alpha^n} C \mathbf{m}_{\boldsymbol{\xi}} , \quad (10)$$

где $\mathbf{m}_{\boldsymbol{\xi}}$ - вектор математического ожидания случайного вектора $\boldsymbol{\xi}$.

Поскольку математическое ожидание всех компонент вектора $\boldsymbol{\xi}$ одинаково $M\{\xi_i\} = m_{\xi}$, а запись (10) аналогична (7), за исключением того, что в (10) вместо вектора $\boldsymbol{\xi}$ стоит вектор его математического ожидания, то используя (8) и подсчитав соответствующие суммы, получим

$$M[z_i] = \frac{\delta}{1-\alpha} m_\xi \quad (11)$$

Ковариационную матрицу случайного вектора z определим по формуле

$$R_z = M[zz^T] - m_z m_z^T. \quad (12)$$

Подстановкой (7) и (10) в (12) получим

$$R_z = \left(\frac{\delta}{1-\alpha^n} \right)^2 C R_\xi C^T, \quad (13)$$

где $R_\xi = M[\xi \xi^T] - m_\xi m_\xi^T$ - ковариационная матрица случайного вектора ξ , независимых случайных величин. Так как $D\{\xi_i\} = \sigma_\xi^2$, то $R_\xi = \sigma_\xi^2 I$ и (13) можно записать в виде

$$R_z = \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1-\alpha^n} \right)^2 C C^T. \quad (14)$$

Ковариационная матрица в (14) кроме того, что симметричная также циркулянтная, поскольку произведение двух циркулянтных матриц дает циркулянтную [4].

Каждый элемент $\{R_{ij}\}$ матрицы R_z определяется по правилу

$$R_{ij} = \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1-\alpha^n} \right)^2 \sum_{k=1}^n c_{ik} c_{jk}. \quad (15)$$

С учетом (15) и (6), и симметричности ковариационной матрицы, можно записать формулы для вычисления ее элементов

$$R_{ij} = \begin{cases} \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1-\alpha^n} \right)^2 \left[\sum_{k=1}^i \alpha^{i+j-2k} + \sum_{k=i+1}^j \alpha^{n+i+j-2k} + \sum_{k=j+1}^n \alpha^{2n+i+j-2k} \right], & i \leq j < n, \\ \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1-\alpha^n} \right)^2 \left[\sum_{k=1}^i \alpha^{i+n-2k} + \sum_{k=i+1}^n \alpha^{2n+i-2k} \right], & i \neq n \wedge j = n, \\ \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1-\alpha^n} \right)^2 \sum_{k=1}^n \alpha^{2(n-k)}, & j = n \wedge i = n. \end{cases} \quad (16)$$

Свернув суммы в (16) и выполнив упрощения, получим

$$R_{ij} = \delta^2 \frac{\alpha^{2j} + \alpha^{2i+n}}{\alpha^{i+j} (1-\alpha^n)(1-\alpha^2)} \sigma_\xi^2, \quad (17)$$

Замена $j = i + k$ приводит (17) к виду

$$R(k) = \delta^2 \frac{\alpha^k + \alpha^{n-k}}{(1 - \alpha^n)(1 - \alpha^2)} \sigma_\xi^2, k \in [0, n], k \in \mathbb{N}, \quad (18)$$

где под $R(k)$ понимается ковариационная функция $R(k) = R(|i - j|)$.

Ковариационная матрица R_z должна быть невырожденная и положительно определенная. Определитель ковариационной матрицы равен

$$\det K_z = \left| \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1 - \alpha^n} \right)^2 CC^T \right| = \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1 - \alpha^n} \right)^{2n} |C|^2 = \left(\frac{\delta \sigma_\xi}{1 - \alpha^n} \right)^{2n} \left| (1 - \alpha^n) B^{-1} \right|^2 = \frac{(\delta \sigma_\xi)^{2n}}{(1 - \alpha^n)^2} \quad (19)$$

Матрица R_z является циркулянтной. Для матриц циркулянтной формы собственные числа представляют собой дискретное преобразование Фурье первой строки матрицы[4]. С учетом (18) можно записать

$$\lambda_j = \sum_{k=0}^{n-1} R(k) \exp\left(-\frac{2\pi i j k}{n}\right) = \frac{\delta^2 \sigma_\xi^2}{(1 - \alpha^n)(1 - \alpha^2)} \left[(\alpha^n + 1) + \sum_{k=1}^{n-1} (\alpha^k + \alpha^{n-k}) \exp\left(-\frac{2\pi i j k}{n}\right) \right] \quad (20)$$

где λ_j - j -е собственное число, $j \in [1, n]$, $j \in \mathbb{N}$; i - мнимая единица.

После вычисления суммы в (20) и упрощений с использованием формулы Эйлера, получим

$$\lambda_j = \frac{\delta^2 \sigma_\xi^2}{\left[\alpha - \cos\left(\frac{2\pi j}{n}\right) \right]^2 + \sin^2\left(\frac{2\pi j}{n}\right)} = \frac{\delta^2 \sigma_\xi^2}{\alpha^2 - 2\alpha \cos\left(\frac{2\pi j}{n}\right) + 1} \quad (21)$$

Как следует из (19) и (21) ковариационная матрица R_z является невырожденной и положительно определенной при любых значениях δ , σ_ξ и $\alpha \neq 1$.

Из (18) следует, что $R(k) = R(n - k)$, т.е. ковариационная функция симметрична относительно точки $n / 2$, в которой имеет минимум.

Дисперсия и корреляционная функция равны

$$D[z_i] = R(0) = \delta^2 \frac{\alpha^n + 1}{(1 - \alpha^n)(1 - \alpha^2)} \sigma_\xi^2 = const; \quad (22)$$

$$r(k) = \frac{R(k)}{R(0)} = \frac{\alpha^k + \alpha^{n-k}}{1 + \alpha^n}, k \in [0, n], k \in \mathbb{N}. \quad (23)$$

Если выбрать $\alpha \in (0, 1)$ то при малых и больших значениях k относительно n , корреляция $r(k) \approx \alpha^k$ будет примерно такой же, как и для Марковского процесса (2), а дисперсия, при больших значениях n , равна $D[z_i] \approx \frac{\delta^2 \sigma^2}{1 - \alpha^2}$.

Если дисперсия $D[z_i]$ задана, то значение δ рассчитывается по формуле (22), полагая известной дисперсию σ_ξ^2 .

Если компоненты $\{\xi_i\}$ вектора ξ независимые нормальные случайные величины, тогда (7) представляет собой их линейное преобразование и согласно [3] вектор $z = \{z_i\}$ имеет многомерное нормальное распределение с корреляционной матрицей R_z и математическим ожиданием $M[z_i]$. В этом случае замкнутые последовательности отвечают требованию стационарности в узком смысле.

Вычислительный эксперимент

Для параметров $\delta = 1$, $\alpha = 0.9$ из выборки размером $n = 30$ независимых нормальных случайных величин (табл. 1) с математическим ожиданием $m_\xi = 0$, и дисперсией $\sigma_\xi^2 = 1$ получена замкнутая последовательность (табл. 2), для которой, как можно убедиться, выполняются требование замкнутости (2) и (3).

Таблица 1

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ξ_i	1.328	-0.265	0.535	-2.389	0.821	-0.047	0.208	-0.115	0.386	-1.273
i	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
ξ_i	-0.423	-0.105	-0.771	1.23	-0.775	2.118	-0.744	-0.289	1.284	0.287
i	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
ξ_i	0.636	-1.704	-0.256	-0.861	0.833	0.835	-0.975	0.124	1.512	-0.024

Таблица 2

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
z_i	2.416	1.909	2.253	-0.361	0.495	0.398	0.567	0.396	0.742	-0.605
i	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
z_i	-0.968	-0.976	-1.65	-0.254	-1.004	1.214	0.349	0.024	1.306	1.462
i	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
z_i	1.952	0.053	-0.208	-1.048	-0.11	0.736	-0.313	-0.158	1.37	1.208

На рис. 1а показана траектория случайной последовательности из табл.2 в полярной системе координат. Значение полярного угла рассчитывается по формуле $\varphi_i = \Delta\varphi \cdot (i - 1)$, где $\Delta\varphi = 2\pi / n$ - угол между точками. Значение полярного радиуса определяется по формуле $\rho(\varphi_i) = H + \Delta H(i)$, где $\Delta H(i) = z_i$, а $H = 2\sigma_z \approx 5$.

На рис 1. б-г показаны примеры траекторий иных реализаций замкнутых случайных последовательностей полученных при тех же значениях параметров.

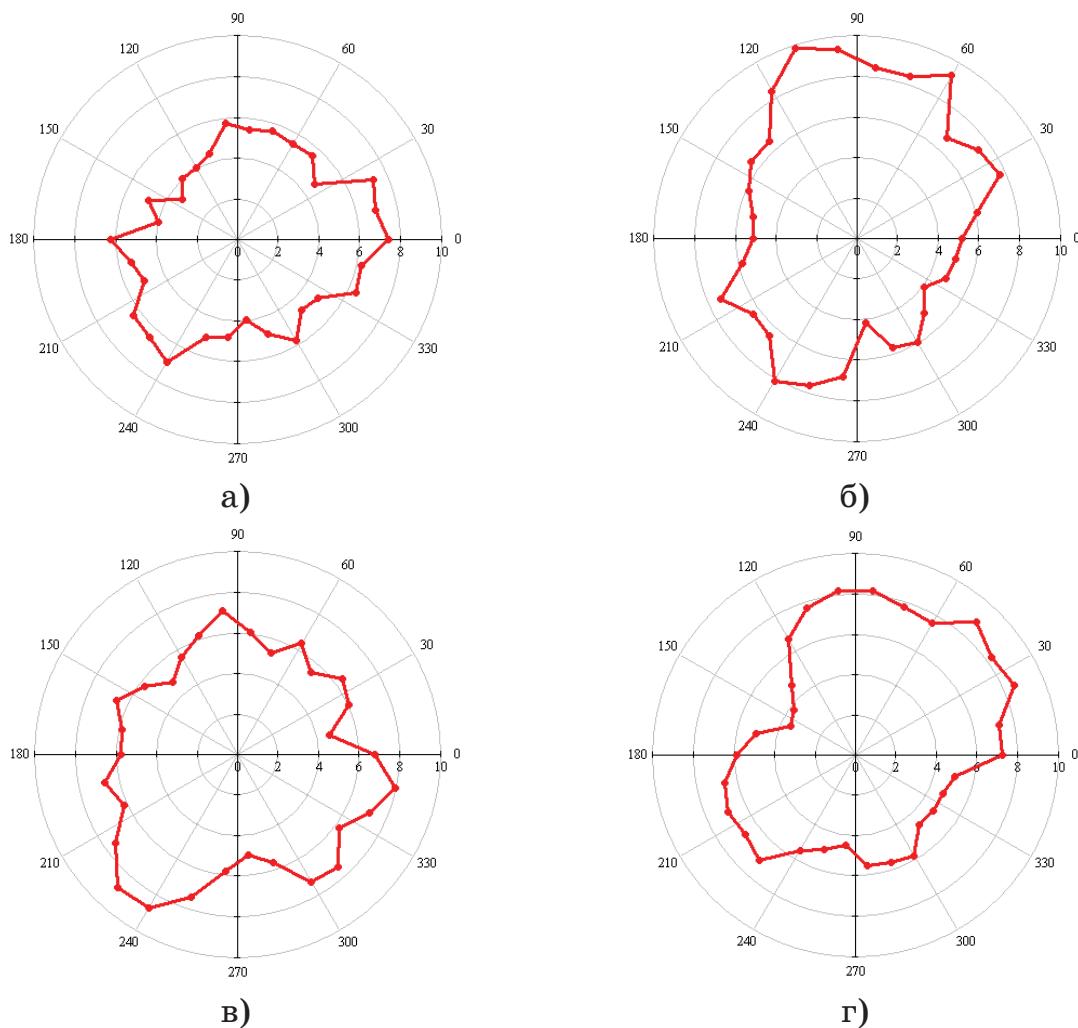


Рисунок -1 Примеры траекторий замкнутых
случайных последовательностей

Для параметров $\delta = 1$, $m_\xi = 0$, $\sigma_\xi^2 = 1$ замкнутой последовательности выполнено сравнение расчетных значений коэффициентов ковариации и корреляции по формулам (18) и (23) со значениями, полученными на основе вычислительного эксперимента. Для этого по алгоритму (9) генерировалось $N=10000$ замкнутых последовательно-

стей размером $n=30$ каждая. Для полученных выборок было зафиксировано сечение в точке $i=1$, после чего с шагом $k \in [0, n]$, $k \in \mathbb{N}$ вычислялся коэффициент ковариации и корреляции между 1-м и $i+k$ -м сечениями. Результаты представлены в виде графика на рисунке 2 а-б, где точки – это выборочные значения коэффициентов, а штриховые линии соединяют точки, полученные расчетным путем по формулам.

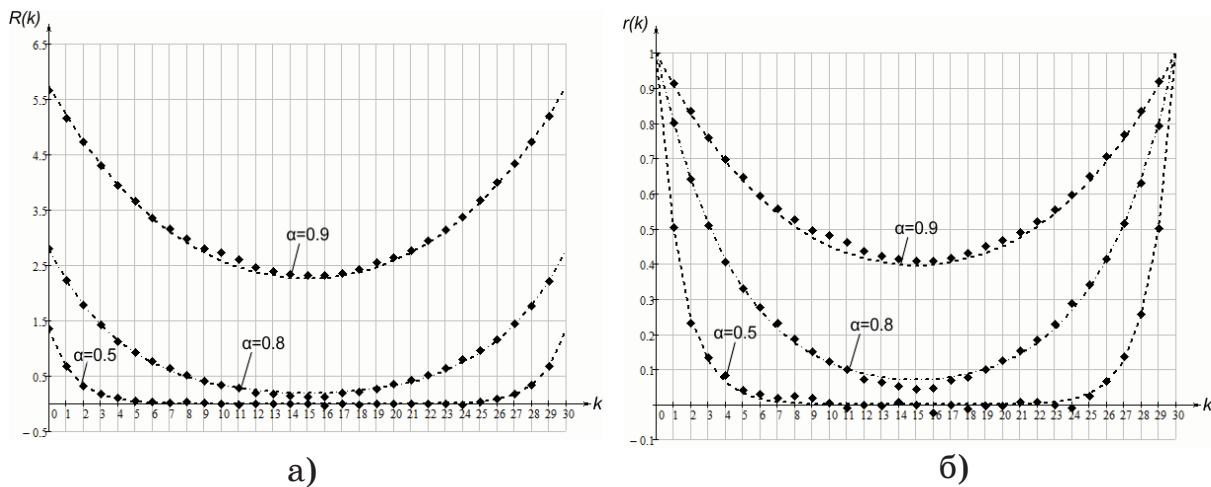


Рисунок 2 - Эмпирическая и теоретическая функция
а) ковариации; б) корреляции

Выводы

- Предложен алгоритм формирования замкнутых автокоррелированных случайных последовательностей. Работоспособность алгоритма проверена на основе вычислительного эксперимента.
- Исследованы основные свойства таких последовательностей с нормальным законом распределения: их дисперсии и функции автокорреляции зависят от размера выборки, причем автокорреляционная функция имеет минимум в точке $n / 2$ и два максимума в точках $k=1$ и $k=n-1$.

ЛИТЕРАТУРА

- Малайчук В.П. Математическая дефектоскопия: Монография / В.П. Малайчук, А.В. Мозговой.-Д.: Системные технологии, 2005. -180 с.
- Кошулян А.В. Сингулярный спектральный анализ замкнутых пространственных рядов / А.В. Кошулян, В.П. Малайчук -Д.: Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных трудов. - Выпуск 3 (74), 2011, с. 46-51.
- Миллер Б.М. Теория случайных процессов в примерах и задачах. / Б.М. Миллер, А.Р. Панков М.: ФИЗМАТЛИТ, 2002. - 320с., ил.; - Библиограф.: С. 310-312.
- Robert M. Gray. Toeplitz and Circulant Matrices: A review / Department of Electrical Engineering of Stanford University; Now Publishers Inc: 2006 - ISBN-13: 978-1933019239.