

Я. А. БЕДРОВ

(Ленинград)

**ОБ ОЦЕНИВАНИИ ПЕРИОДИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ
ПРИ ЗАДАННОМ ИНТЕРВАЛЕ
ВОЗМОЖНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ПЕРИОДА**

Задача оценивания периодического процесса на основании наблюдений его зашумленных значений постоянно возникает в практике обработки экспериментальных данных различной природы. При этом наиболее частым является случай, когда наблюдения производятся в равноотстоящие моменты времени. Если величина периода априорно известна, то обычным методом, применяемым при сглаживании такого процесса, служит приближенное представление искомой периодичности с помощью отрезка тригонометрического ряда, что позволяет свести задачу к оцениванию параметров в модели линейной регрессии [1].

Однако на практике нередко встречается случай, когда величина периода неизвестна, но может быть указан интервал T_0 его возможных значений. В этом случае обычно поступают следующим образом. На заданном интервале выбирается некоторая сетка значений периода и производится решение задачи при каждом из выбранных значений. В качестве оптимального выбирается то решение, для которого величина невязки между измеренными и сглаженными значениями процесса минимальна.

Основные недостатки такого метода решения задачи сводятся к следующим. Во-первых, выбор длины отрезка тригонометрического ряда не поддается формализации, что вносит элемент субъективизма. Во-вторых, глобальная аппроксимация периодической функции сложной формы требует достаточно большого набора тригонометрических функций, что приводит к необходимости решения линейной системы высокого порядка. Наконец, стремление к уменьшению ошибки в определении периода, связанной с шагом сетки его значений, заставляет выбирать достаточно частую сетку и, следовательно, многократно повторять процедуру решения линейной системы.

В связи с этим представляет практический интерес исследовать возможность других подходов к решению этой задачи. Ниже рассматривается одна из таких возможностей, основанная на идее локальной аппроксимации искомой функции и свойстве ее периодичности. Предполагается, что гладкость функции и величина шага наблюдения таковы, что в интервале между соседними наблюдениями она может быть достаточно хорошо аппроксимирована линейной. Рассматривается случай, когда ширина интервала T_0 не превосходит величины периода. Показано, что при этих условиях задача приближенного определения величины периода на основании точных значений функции может быть сведена к задаче минимизации квадратичного функционала с учетом системы линейных ограничений, а ее вычислительная сторона — к решению линейной системы, порядок которой определяется числом шагов наблюдения, укладывающихся в интервале T_0 .

Рассмотрена возможность использования этого подхода к оцениванию периода для решения задачи сглаживания процесса, которая в этом случае сводится к нахождению собственных векторов симметрической матрицы. Показана возможность применения этого метода сглаживания и для процесса, являющегося суммой двух периодических процессов, период одного из которых известен, а для другого задан только интервал

его возможных значений. Эффективность метода показана на модельном примере.

1. Постановка задачи и метод решения. Пусть значения $\{y_i\}_1^n$ функции $y(t)$, заданные на равномерной сетке значений аргумента $\{t_i\}_1^n$ с шагом Δ , удовлетворяют модели

$$Y = X + \varepsilon; E[\varepsilon] = 0; D[\varepsilon] = \sigma^2 I; \quad (1.1)$$

$$Y = [y_1, \dots, y_n]^T; X = [x_1, \dots, x_n]^T;$$

$$x_i = x(t_i), i = 1, \dots, n;$$

Здесь m_1, m_2 — целые положительные числа такие, что

$$m_2 - m_1 + 1 \leq k; \quad (1.4)$$

$$n \geq m_2 + k, \quad (1.5)$$

$k = INT(T)$, где $INT(\cdot)$ — целая часть числа.

Предполагается, что функция $x(t)$ гладкая, и в силу (1.2) приближенно выполняются условия

$$x_{i+1} = a_1 x_{i-k} + a_2 x_{i+1-k}, i = m_2, \dots, n-1; \quad (1.6)$$

$$a_1 = |T - k|; a_2 = |T - k - 1|. \quad (1.7)$$

Будем считать

$$\text{rank} \begin{bmatrix} x_1 & \dots & x_k \\ \vdots & \dots & \vdots \\ x_k & \dots & x_{2k-1} \end{bmatrix} = k. \quad (1.8)$$

Требуется оценить значения периода T и вектора X . Введем обозначения:

$$M(X) = \begin{bmatrix} x_1 & \dots & x_{m_2+1} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ x_{n-m_2} & \dots & x_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} M_1(X) \\ M_2(X) \end{bmatrix};$$

$$a = \begin{bmatrix} 0, \dots, 0, a_1, a_2, 0, \dots, 0, -1 \end{bmatrix}^T.$$

Запишем систему (1.6) в форме

$$0 = M(X)a. \quad (1.9)$$

На основании (1.3) последние m_1 компонент вектора a имеют вид

$$0, \dots, 0, -1,$$

а в результате (1.7)

$$a_1 + a_2 = 1,$$

откуда

$$\sum_{i=1}^{m_2} a(i) = 1,$$

где $a(i)$ — i -й элемент вектора a . Следовательно, вектор a удовлетворяет системе ограничений

$$p = Pa, \quad (1.10)$$

$$\begin{matrix} P \\ (m_1+1) \times 1 \end{matrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ -1 \end{bmatrix}; \quad \begin{matrix} P \\ (m_1+1) \times (m_2+1) \end{matrix} = \begin{bmatrix} 1 \dots 1 \\ 0 \quad I \\ \vdots \\ I \quad m_1 \times m_1 \end{bmatrix}.$$

Введем функционал

$$J_1(a) = \|M(X)a\|_2,$$

где $\|\cdot\|_2$ — евклидова норма вектора, и покажем, что задача

$$\min J_1(a), \quad (1.11)$$

$$a \in R^{m_2+1}, p = Pa$$

имеет единственное решение. Рассмотрим матрицу

$$S = \left\| \begin{array}{c|c} M_1(X) & M_2(X) \\ \hline \cdot & P \end{array} \right\|.$$

На основании (1.8) при $n - m_2 \geq k$ $\text{rank } M_1(X) = k$, а структура матрицы P такова, что ранг последних m_1 столбцов матрицы S равен m_1 . Следовательно, принимая во внимание структуру матрицы S , получим

$$\text{rank } S \begin{cases} \geq k + m_1, & \text{если } k + m_1 < m_2 + 1; \\ = m_2 + 1, & \text{если } k + m_1 \geq m_2 + 1. \end{cases} \quad (1.12)$$

Запишем общее решение системы (1.10) в форме

$$a = a_0 + Hh, \quad (1.13)$$

где a_0 — частное решение; h — вектор свободных параметров, H — $(m_2 + 1) \times (m_2 - m_1)$ -матрица такая, что $PH = 0$, $\text{rank } H = m_2 - m_1$.

В силу (1.9), (1.10)

$$-M(X)a_0 = M(X)Hh. \quad (1.14)$$

Как известно [2], если A и B — $n_1 \times m$ - и $n_2 \times m$ -матрицы такие, что

$$\text{rank } A = m; \text{rank } B = m - s, \quad (1.15)$$

то $\text{rank} \begin{bmatrix} A \\ B \end{bmatrix} = \text{rank}(AC) + \text{rank } B$,

где C — $m \times s$ -матрица, удовлетворяющая условиям

$$BC = 0, \text{rank } C = s.$$

В силу (1.12), (1.15) и полноты ранга матрицы P

$$\text{rank}(MH) \begin{cases} \geq k - 1, & \text{если } k + m_1 < m_2 + 1; \\ = m_2 - m_1, & \text{если } k + m_1 \geq m_2 + 1. \end{cases}$$

Следовательно, условие (1.4) гарантирует единственность решения задачи (1.11).

Легко проверить, что в случае точного выполнения условия (1.6) связь между величиной периода T и значением вектора a дается выражением

$$T(a) = \sum_{i=1}^{m_2} (m_2 + 1 - i) a(i). \quad (1.16)$$

Выберем в качестве оценки \bar{a} вектора a решение задачи (1.11), полученное при замене неизвестной матрицы $M(X)$ ее оценкой $M(Y)$, а в качестве оценки искомого периода величину $T(\bar{a})$. Введем матрицу

$$D_{(n-\bar{k}-1) \times n} = \left\| \begin{array}{cccc} -1 & & \tilde{a}_2 & \tilde{a}_1 & 0 \\ & 0 & & & \\ & & -1 & & \\ & & & \tilde{a}_2 & \tilde{a}_1 \\ & & & & \tilde{a}_1 \end{array} \right\|;$$

$$\bar{a}_1 = |T(\bar{a}) - \bar{k}|; \bar{a}_2 = |T(\bar{a}) - \bar{k} - 1|; \bar{k} = INT(\bar{a})$$

и рассмотрим систему $Y = X + \varepsilon; 0 = DX$.

Пример. В качестве примера был рассмотрен случай, когда компоненты вектора X задавались выражением

$$x(i) = \ln(1,5 + \sin(2\pi(i-1)/T)), \quad i = 1, \dots, 50,$$

а вектор $\varepsilon \in N(0, \sigma^2 I)$, $\sigma = 0,1$.

При каждом наборе значений параметров m_1, m_2, T решение задачи производилось 10 раз при различных статистически независимых значениях вектора ε . Для каждой оценки X находилась оценка $\sigma(\tilde{X})$ среднеквадратической погрешности оценивания. Для полученной выборки $\{\tilde{T}_i\}_1^{10}$ оценок значения T определялась оценка \bar{T} ее среднего и оценка $\sigma(\bar{T})$ среднеквадратического отклонения от этого среднего. Для выборки $\{\sigma(\tilde{X}_i)\}_1^{10}$ находилась оценка $\bar{\sigma}(\tilde{X})$ среднего значения. Полученные результаты представим в следующем виде:

m_1	m_2	T	\bar{T}	$\sigma(\bar{T})$	$\bar{\sigma}(\tilde{X})$
10	24	19,5	19,38	0,64	0,090
14	24	19,5	19,45	0,24	0,069
19	24	19,5	19,46	0,21	0,068
7	15	12,5	12,46	0,24	0,083
10	15	12,5	12,51	0,097	0,061

Полученные данные показывают, что даже при наличии относительно широкого интервала возможных значений периода использование априорной информации о периодичности процесса позволяет существенно увеличить точность оценивания.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов.— М.: Мир, 1976.
2. Рао Р. С. Линейные статистические методы и их приложения.— М.: Наука, 1968.

Поступила в редакцию 25 мая 1988 г.