

Геометрически это означает, что площади фигур Φ_1 и Φ_2 (рис. 1) равны, где $\Phi_1 = \{(x, y) | 0 \leq y \leq \varphi(x), x \in [0, a]\}$ – часть подграфика функции $y = \varphi(x)$, лежащая выше прямой $y = \rho$, а $\Phi_2 = \{(x, y) | 0 \leq y \leq \rho, x_1(\rho) \leq x \leq x_2(\rho)\}$ – прямоугольник, заключенный между прямыми $y = \rho$, $y = 0$, $x = x_1(\rho)$, $x = x_2(\rho)$. При этом значении ρ , учитывая (6), (9), (10), получим максимальную величину ОСШ (2):

$$M_{\max} = 2 \sigma \rho \sqrt{x_2(\rho) - x_1(\rho)}. \quad (14)$$

Заключение

В рамках принятых предположений в результате решения оптимизационной задачи (3) – (5) нами получено, что оптимальная АФ апертуры детектора радиометрической системы единственна и имеет следующий вид:

$$f_{\text{опт}}(x) = \chi_{D_\rho}(x), \quad (15)$$

т.е. является характеристической функцией множества $D_\rho = \{x \in [0, a] | \varphi(x) \geq \rho\}$, где $[0, a] = \text{supp } \varphi$ – носитель функции ИВ $\varphi(x)$, а параметр ρ находится из уравнения (13). При этом максимальное значение ОСШ равно (14).

Примечательной особенностью полученной АФ (15) является то, что соответствующая ей апертура детектора обладает однородной чувствительностью к излучению, однако не по всему носителю функции ИВ (как это рекомендовано в [10]), а лишь в той его части, где лучевой размер ИВ больше некоторого критического значения, определяемого через параметр ρ из уравнения (13).

Полученные результаты могут быть использованы для оценки предельных возможностей радиометрических систем контроля, разрабатываемых для обнаружения в изделиях плотных ИВ сложной конфигурации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Приборы для неразрушающего контроля материалов и изделий. В 2-х книгах. Кн. 1 / Под ред. В.В. Клюева. 2-е изд., перераб. и доп. М.: Машиностроение, 1986. 488 с.
2. Горбунов В.И., Покровский А.В. Радиометрические системы радиационного контроля. М.: Атомиздат, 1979. 224 с.
3. Горбунов В.И., Завьялкин Ф.М., Солодушкин В.И., Удод В.А. Выбор параметров радиометрических систем с дискретным сканированием радиационного поля // Автометрия. 1987. № 4. С. 21–27.
4. Горбунов В.И., Горбунов В.М., Завьялкин Ф.М., Квасница М.С. Влияние усреднения измеряемой характеристики изделия в поле зрения детектора на выбор радиометрического устройства // Дефектоскопия. 1976. № 2. С. 117–127.
5. Завьялкин Ф.М., Удод В.А. Двухапертурное кодирование проекций // Автометрия. 1990. № 2. С. 91–93.
6. Недавицкий О.И., Максименко Б.В., Осипов С.П., Удод В.А. Многоканальные радиометрические системы контроля с полутоновой визуализацией теневых радиационных изображений. Ч.2. Расчет оптимальных параметров систем // Дефектоскопия. 1993. № 7. С. 79–85.
7. R.M. Henkelman, B.R. Preiss. A nonuniform detector aperture for CT-DN // J. comput. assist. tomogr. 1981. Vol. 5. № 3. P. 401–408.
8. Рудин В. Основы математического анализа. Пер. с англ. В.П. Хавина. М.: Мир, 1966. 320 с.
9. Троицкий И.Н. Статистическая теория томографий. М.: Радио и связь, 1989. 240 с.
10. Старцева Л.В. Разработка и исследование алгоритмов обнаружения дефектов в радиационной дефектоскопии: Автореф. канд. дис. Томск, 1981.

Статья представлена кафедрой исследования операций факультета прикладной математики и кибернетики Томского государственного университета, поступила в научную редакцию 1 февраля 2000г.

УДК 519.24

Б.Е. Тривоженко

ВЫДЕЛЕНИЕ ТРЕНДА ВРЕМЕННОГО РЯДА СПЛАЙНАМИ ВТОРОГО ПОРЯДКА ДЕФЕКТА ДВА

Рассматривается задача выделения тренда временного ряда, когда моменты измерений его значений образуют случайный поток событий и неизвестны. Для рассматриваемого случая получены рекуррентные алгоритмы оценки коэффициентов сплайна и исследованы их статистические свойства. Получено выражение для средней интегральной погрешности выделения тренда.

Одна из задач анализа функционирования сложных технических систем – выделение тренда телеметрируемых параметров, характеризующих состояние системы в некоторые дискретные моменты времени. Определяющими факторами при решении этой задачи являются:

- 1) выбор математической модели, описывающей тренд наблюдаемых значений случайного процесса;
- 2) задание схемы наблюдений, на основе анализа которых этот тренд выделяется.

В работах по анализу временных рядов (например, [1, 2]) рассматривается случай, когда измерения значений случайного процесса производятся в моменты времени, отстоящие на одинаковую величину друг от друга. В предлагаемой работе измерение значений наблюдаемого процесса производится в некоторые случайные моменты времени, которые предполагаются неизвестными.

Пусть имеется временной ряд $y(t) = f(t) + n(t)$, являющийся суммой некоторой детерминированной функции $f(t)$, называемой трендом процесса $y(t)$, и $n(t)$ – случайной функцией, наличие которой обусловлено

ошибками измерений, внешними помехами и т.д. Для выделения тренда временного ряда производятся $y(t)$ в некоторые моменты времени $t_1, t_2, \dots$, которые являются случайными величинами и образуют простейший поток событий с параметром λ . Предполагается, что помехи измерений $n_i = n(t_i)$, $i = 1, 2, \dots$ – независимые одинаково распределённые величины с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ^2 . Относительно тренда предполагается, что он представляет собой сплайн второго порядка. В этом случае время наблюдения разбивается на интервалы одинаковой длины T и на k -м интервале тренд представляется в виде полинома второго

порядка $f_k(t) = a_k + b_k \frac{t}{T} + c_k \left(\frac{t}{T}\right)^2$. Считается, что

на каждом временном интервале отсчет времени ведётся от начала этого интервала. Эти полиномы должны быть «сшиты» на концах, т.е. конец $(k-1)$ -го отрезка

кривой должен быть началом k -го отрезка $f_{k-1}(T) = f_k(0)$. В отличие от случая, рассматриваемого в [3], в данной работе не требуется «сшивания» на границах интервалов разбиения первых производных. Предложенную модель тренда временного ряда будем называть сплайном второго порядка дефекта два. Для этой модели условие сшивания имеет вид

$$a_k = a_{k-1} + b_{k-1} + c_{k-1}. \quad (1)$$

По результатам измерений значений временного ряда $y_i^{(k)}$ на k -ом интервале необходимо построить оценки коэффициентов a_k , b_k и c_k . Тогда оценка тренда временного ряда будет иметь вид $\hat{f}_k(t) = \hat{a}_k + \hat{b}_k + \hat{c}_k \left(\frac{t}{T}\right)^2$. Потребуем, чтобы эти оценки были также сплайном дефекта два, т.е. должны быть «сшиты» на концах интервалов $\hat{f}_{k-1}(T) = \hat{f}_k(0)$, что приводит к условию

$$\hat{a}_k = \hat{a}_{k-1} + \hat{b}_{k-1} + \hat{c}_{k-1}. \quad (2)$$

Таким образом, $\hat{a}_k$ однозначно определяется оценками коэффициентов на предыдущем интервале, а по результатам наблюдений $y_i^{(k)}$, $i = 1, 2, \dots, N_k$, где N_k – число измерений на k -м интервале, которое в соответствии с принятой моделью является случайной величиной и подчиняется закону Пуассона, $p(N_k) = \frac{(\lambda T)^{N_k}}{N_k!} e^{-\lambda T}$. Необходимо найти b_k и c_k .

Оценки недостающих коэффициентов b_k и c_k на k -м интервале будем находить из критерия

$$Q_k = \sum_{i=1}^{N_k} \left[y_i^{(k)} - \hat{a}_k - b_k \frac{i}{N_k + 1} - c_k \frac{i(i+1)}{(N_k + 1)(N_k + 2)} \right]^2 \Rightarrow \min_{b_k, c_k}.$$

$$\begin{aligned} \text{Отсюда } \hat{b}_k &= \frac{48(N_k + 1)(3N_k^2 + 6N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_1^{(k)} - \\ &- \frac{60(N_k + 1)(N_k + 2)(3N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_2^{(k)} - \\ &- \frac{4(N_k + 1)(3N_k + 4)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{a}_k, \\ \hat{c}_k &= -\frac{60(N_k + 1)(N_k + 2)(3N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_1^{(k)} + \\ &+ \frac{120(N_k + 1)(N_k + 2)(2N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_2^{(k)} + \\ &+ \frac{10(N_k + 1)(N_k + 2)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{a}_k, \end{aligned} \quad (3)$$

где

$$S_1^{(k)} = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \frac{i}{N_k + 1} y_i^{(k)},$$

$$S_2^{(k)} = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \frac{i(i+1)}{(N_k + 1)(N_k + 2)} y_i^{(k)}.$$

Заменяя $\hat{a}_k$ выражением (2), получим следующую рекуррентную систему соотношений, определяющую оценки коэффициентов сплайна на k -ом интервале:

$$\begin{aligned} \hat{a}_k &= \hat{a}_{k-1} + \hat{b}_{k-1} + \hat{c}_{k-1}, \\ \hat{b}_k &= -\frac{4(N_k + 1)(3N_k + 4)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{a}_{k-1} - \\ &- \frac{4(N_k + 1)(3N_k + 4)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{b}_{k-1} - \frac{4(N_k + 1)(3N_k + 4)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{c}_{k-1} + \\ &+ \frac{48(N_k + 1)(3N_k^2 + 6N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_1^{(k)} - \\ &- \frac{60(N_k + 1)(N_k + 2)(3N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_2^{(k)}, \\ \hat{c}_k &= \frac{10(N_k + 1)(N_k + 2)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{a}_{k-1} + \\ &+ \frac{10(N_k + 1)(N_k + 2)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{b}_{k-1} + \frac{10(N_k + 1)(N_k + 2)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \hat{c}_{k-1} - \\ &- \frac{60(N_k + 1)(N_k + 2)(3N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_1^{(k)} + \\ &+ \frac{120(N_k + 1)(N_k + 2)(2N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} S_2^{(k)}. \end{aligned} \quad (4)$$

Исследуем свойства полученных оценок. Прежде всего проведём исследование этих оценок на асимптотическую несмещённость и устойчивость. Так как

$$M\{y_i^{(k)} | N_k\} = a_k + b_k \frac{i}{N_k + 1} - c_k \frac{i(i+1)}{(N_k + 1)(N_k + 2)},$$

то

$$\begin{aligned} M\{S_1^{(k)} | N_k\} &= \frac{1}{2} a_k + \frac{2N_k + 1}{6(N_k + 1)} b_k + \frac{3N_k + 1}{12(N_k + 1)} c_k, \\ M\{S_2^{(k)} | N_k\} &= \frac{1}{3} a_k + \frac{3N_k + 1}{12(N_k + 1)} b_k + \\ &+ \frac{3N_k^2 + 6N_k + 1}{15(N_k + 1)(N_k + 2)} c_k. \end{aligned} \quad (5)$$

Разрешая (5) относительно b_k и c_k , получим

$$\begin{aligned} b_k &= \frac{48(N_k + 1)(3N_k^2 + 6N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} M\{S_1^{(k)} | N_k\} - \\ &- \left[\frac{60(N_k + 1)(N_k + 2)(3N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} \times \right. \\ &\times M\{S_2^{(k)} | N_k\} \left. \right] / \left[\frac{48(N_k + 1)(3N_k^2 + 6N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} \times \right. \\ &\times \frac{3N_k^2 + 6N_k + 1}{15(N_k + 1)(N_k + 2)} - \frac{4(N_k + 1)(3N_k + 4)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \left. \right] a_k, \\ c_k &= \frac{60(N_k + 1)(N_k + 2)(3N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} M\{S_1^{(k)} | N_k\} + \\ &+ \frac{120(N_k + 1)(N_k + 2)(2N_k + 1)}{(N_k - 1)(3N_k^2 + 3N_k + 2)} M\{S_2^{(k)} | N_k\} + \\ &+ \frac{10(N_k + 1)(N_k + 2)}{3N_k^2 + 3N_k + 2} a_k. \end{aligned} \quad (6)$$

Вычитая из первого уравнения системы (4) соотношение (1), а из второго и третьего уравнения соотношения (6) и усредняя, получим для

$\Delta a_k = \hat{a}_k - a_k$, $\Delta b_k = \hat{b}_k - b_k$, $\Delta c_k = \hat{c}_k - c_k$
 следующую систему:

$$\begin{aligned}\overline{\Delta a_k} &= \overline{\Delta a_{k-1}} + \overline{\Delta b_{k-1}} + \overline{\Delta c_{k-1}}, \\ \overline{\Delta b_k} &= \frac{4(N_k+1)(3N_k+4)}{3N_k^2+3N_k+2} (\overline{\Delta a_{k-1}} - \overline{\Delta b_{k-1}} - \overline{\Delta c_{k-1}}), \\ \overline{\Delta c_k} &= \frac{10(N_k+1)(N_k+2)}{3N_k^2+3N_k+2} (\overline{\Delta a_{k-1}} + \overline{\Delta b_{k-1}} + \overline{\Delta c_{k-1}}),\end{aligned}\quad (7)$$

где черта означает усреднение по случайным моментам наступления событий $t_1^{(k)}, t_2^{(k)}, \dots, t_{N_k}^{(k)}$.

Для асимптотической несмещённости оценок a_k , b_k и c_k необходимо, чтобы эта система была устойчивой. Это возможно, если корни её характеристического уравнения

$$\lambda^2 \left(\lambda - \frac{N_k^2 + 5N_k + 6}{3N_k^2 + 3N_k + 2} \right) = 0$$

будут по модулю меньше единицы. Корни этого уравнения $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$, а $\lambda_3 = \frac{N_k^2 + 5N_k + 6}{3N_k^2 + 3N_k + 2}$ при

$N_k > 2$ всегда меньше единицы. Таким образом, рекуррентные оценки (4) параметров сплайна являются устойчивыми и, следовательно, асимптотическими (по k) несмещёнными.

Перейдём теперь к выводу ковариационной матрицы полученных оценок. Из соотношений для $\Delta a_k, \Delta b_k$ и Δc_k рассмотрим $\frac{\Delta t_i}{T} = \frac{t_i}{T} - \frac{i}{N+1}$. Здесь

индекс k временно опущен. Тогда $M \left\{ \frac{\Delta t_i}{T} \middle| N \right\} = 0$ и

$$\begin{aligned}M \left\{ \frac{\Delta t_i}{T} \cdot \frac{\Delta t_j}{T} \middle| N \right\} &= \frac{\min(i, j)}{(N+1)(N+2)} - \\ &- \frac{ij}{(N+1)^2(N+2)} \cong \frac{1}{N} \left[\min \left(\frac{i}{N}, \frac{j}{N} \right) - \frac{ij}{N^2} \right].\end{aligned}$$

Используя линеаризацию по Δt_i , получаем

$$\begin{aligned}\left(\frac{t_i}{T} \right)^2 - \frac{i(i+1)}{(N+1)(N+2)} &= \left(\frac{i}{N+1} + \frac{\Delta t_i}{T} \right)^2 - \\ &- \frac{i(i+1)}{(N+1)(N+2)} \cong 2 \frac{i}{N+1} + \frac{\Delta t_i}{T}.\end{aligned}$$

Тогда $y_i^{(k)} = a_k + b_k \frac{t_i^{(k)}}{T} + c_k \left(\frac{t_i^{(k)}}{T} \right)^2 + n_i^{(k)} =$

$$\overline{y_i^{(k)}} + b_k \frac{\Delta t_i^{(k)}}{T} + 2c_k \frac{i}{N_k+1} \frac{\Delta t_i^{(k)}}{T} + n_i^{(k)}.$$

Подставляя это в выражение для $S_v^{(k)}$, имеем

$$\begin{aligned}\Delta S_v^{(k)} &= S_v^{(k)} - \overline{S_v^{(k)}} = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \left(\frac{i}{N_k+1} \right)^v \times \\ &\times \left[b_k \frac{\Delta t_i^{(k)}}{T} + 2c_k \frac{i}{N_k+1} \frac{\Delta t_i^{(k)}}{T} + n_i^{(k)} \right], \quad v = 1, 2.\end{aligned}$$

Если теперь подставить всё это в выражения для $\Delta a_k, \Delta b_k, \Delta c_k$, то получим

$$\Delta a_k = \Delta a_{k-1} + \Delta b_{k-1} + \Delta c_{k-1},$$

$$\begin{aligned}\Delta b_k &= -4\Delta a_{k-1} - 4\Delta b_{k-1} - 4\Delta c_{k-1} + 48\Delta S_1^{(k)} - 60\Delta S_2^{(k)}, \\ \Delta c_k &= \frac{10}{3}\Delta a_{k-1} + \frac{10}{3}\Delta b_{k-1} + \frac{10}{3}\Delta c_{k-1} + \\ &+ 60\Delta S_1^{(k)} + 80\Delta S_2^{(k)}.\end{aligned}\quad (8)$$

Будем считать, что сплайн, описывающий тренд временного ряда, является стационарным случайным процессом. Тогда в системе выделения тренда с течением времени также установится стационарный режим, в результате чего при больших k все статистические характеристики перестанут зависеть от k .

Возводя в квадрат уравнения системы (8), перемножая их и усредняя, получим

$$\begin{aligned}D\{a_k\} &= D\{a_{k-1}\} + D\{b_{k-1}\} + D\{c_{k-1}\} + \\ &+ 2\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{b}_{k-1}) + 2\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) + 2\text{cov}(\hat{b}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) \\ D\{b_k\} &= 16D\{a_{k-1}\} + 16D\{b_{k-1}\} + 16D\{c_{k-1}\} + \\ &+ 32\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{b}_{k-1}) + 32\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) + \\ &+ 32\text{cov}(\hat{b}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) + 2304D\{S_1^{(k)}\} + \\ &+ 3600D\{S_2^{(k)}\} - 5760\text{cov}\{S_1^{(k)}, S_2^{(k)}\} \\ D\{c_k\} &= \frac{100}{9}D\{a_{k-1}\} + \frac{100}{9}D\{b_{k-1}\} + \frac{100}{9}D\{c_{k-1}\} + \\ &+ \frac{200}{9}\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{b}_{k-1}) + \frac{200}{9}\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) + \\ &+ \frac{200}{9}\text{cov}(\hat{b}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) + 3600D\{S_1^{(k)}\} + \\ &+ 6400D\{S_2^{(k)}\} - 9600\text{cov}\{S_1^{(k)}, S_2^{(k)}\} \\ \text{cov}(\hat{a}_k, \hat{b}_k) &= -4D\{\hat{a}_{k-1}\} - 4D\{\hat{b}_{k-1}\} - 4D\{\hat{c}_{k-1}\} - \\ &- 8\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{b}_{k-1}) - 8\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) - 8\text{cov}(\hat{b}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) \\ \text{cov}(\hat{a}_k, \hat{c}_k) &= \frac{10}{3}D\{\hat{a}_{k-1}\} + \frac{10}{3}D\{\hat{b}_{k-1}\} + \frac{10}{3}D\{\hat{c}_{k-1}\} + \\ &+ \frac{20}{3}\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{b}_{k-1}) + \frac{20}{3}\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) + \frac{20}{3}\text{cov}(\hat{b}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) \\ \text{cov}(\hat{b}_k, \hat{c}_k) &= -\frac{40}{3}D\{\hat{a}_{k-1}\} - \frac{40}{3}D\{\hat{b}_{k-1}\} - \frac{40}{3}D\{\hat{c}_{k-1}\} - \\ &- \frac{80}{3}\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{b}_{k-1}) - \frac{80}{3}\text{cov}(\hat{a}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) - \\ &- \frac{80}{3}\text{cov}(\hat{b}_{k-1}, \hat{c}_{k-1}) - 2880D\{S_1^{(k)}\} - \\ &- 4800D\{S_2^{(k)}\} + 7440\text{cov}\{S_1^{(k)}, S_2^{(k)}\}.\end{aligned}\quad (9)$$

Получена система шести уравнений с шестью неизвестными. С течением времени в системе устанавливается стационарный режим, т.е. статистические характеристики рекуррентных оценок коэффициентов сплайна не зависят от k ; введём обозначения:

$$\begin{aligned}D_a &= D\{\hat{a}_k\}, D_b = D\{\hat{b}_k\}, D_c = D\{\hat{c}_k\}, \\ C_{ab} &= \text{cov}(\hat{a}_k, \hat{b}_k), C_{ac} = \text{cov}(\hat{a}_k, \hat{c}_k), C_{bc} = \text{cov}(\hat{b}_k, \hat{c}_k)\end{aligned}$$

и систему уравнений (9) приведем к системе из трёх уравнений

$$\begin{aligned}-16D_a + D_b &= 2304D\{S_1^{(k)}\} + 3600D\{S_2^{(k)}\} - \\ &- 5760\text{cov}\{S_1^{(k)}, S_2^{(k)}\} \\ -\frac{100}{9}D_a + D_c &= 3600D\{S_1^{(k)}\} +\end{aligned}$$

$$+ 6400 D\{S_2^{(k)}\} - 9600 \operatorname{cov}\{S_1^{(k)}, S_2^{(k)}\} - 14 D_a - \frac{1}{2} D_b - \frac{1}{2} D_c = 2880 D\{S_1^{(k)}\} + 4800 D\{S_2^{(k)}\} - 7440 \operatorname{cov}\{S_1^{(k)}, S_2^{(k)}\}$$

Разрешаем эту систему относительно D_a , D_b и D_c и подставляем в формулу для средней интегральной погрешности

$$D = M \left\{ \frac{1}{T} \int_0^T \left[\hat{a}_k + \hat{b}_k \frac{t}{T} + \hat{c}_k \left(\frac{t}{T} \right)^2 - a_k - b_k \frac{t}{T} - c_k \times \left(\frac{t}{T} \right)^2 \right]^2 dt \right\},$$

которая для стационарного режима принимает вид

$$D = -M \left\{ \frac{1}{N} \right\} \left[-\frac{4}{9} D_a + \frac{1}{12} D_b - \frac{1}{20} D_c \right],$$

$$\text{или } D = M \left\{ \frac{1}{N} \right\} \left[\frac{107}{840} \overline{b_k^2} + \frac{23}{84} \overline{b_k c_k} + \frac{53}{315} \overline{c_k^2} + 3\sigma^2 \right].$$

Отметим, что если считать исходный тренд стационарным случайным процессом, то $\overline{b_k^2}$, $\overline{b_k c_k}$ и $\overline{c_k^2}$ не являются независимыми величинами. Действительно,

усредняя уравнение (1), имеем $\overline{a_k} = \overline{a_{k-1}} + \overline{b_{k-1}} + \overline{c_{k-1}}$. В стационарном случае все эти величины не должны зависеть от номера k . Тогда из последнего уравнения следует, что $\overline{b_k} + \overline{c_k} = 0$, а величина $\overline{a_k}$ может быть произвольной. Записывая (1) в виде $\overline{a_k} - \overline{a_{k-1}} = \overline{b_{k-1}} + \overline{c_{k-1}}$, возводя его в квадрат и усредняя, получим $\overline{(a_k - a_{k-1})^2} = \overline{(b_{k-1} + c_{k-1})^2}$. Если обозначить $\overline{(a_k - a_{k-1})^2}$ через V , то в силу стационарности сплайна эта величина не зависит от k . Заметим, что это тот же самый параметр $\overline{(x_k - x_{k-1})^2}$, что и для линейных сплайнов первого порядка [3].

Так как $M \left\{ \frac{1}{N} \right\} = \frac{1}{\lambda T} + \frac{1}{(\lambda T)^2} - \frac{3}{(\lambda T)^3} + \dots$, то при

$$\lambda T \gg 1 \text{ окончательно имеем } D \cong \frac{1}{\lambda T} [0,16V + 3\sigma^2].$$

Из полученной формулы имеем, что средняя интегральная погрешность выделения тренда отлична от нуля при отсутствии помех измерения. Это обусловлено тем, что моменты измерений являются случайными величинами и вносят дополнительную погрешность в измеренные значения временного ряда.

ЛИТЕРАТУРА

1. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов. М.: Мир, 1976. 755 с.
2. Кендалл М.Д., Стюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды. М.: Наука, 1976. 736 с.
3. Тривоженко Б.Е. Выделение трендов временных рядов и потоков событий. Томск: Изд-во ТГУ, 1989. 285 с.

Статья представлена кафедрой теории вероятностей и математической статистики факультета прикладной математики и кибернетики Томского государственного университета, поступила в научную редакцию 14 марта 2000 г.

УДК 519.2

Б.Е. Тривоженко

АСИМПТОТИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА МНК-ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ ГИПЕРБОЛИЧЕСКОГО ТРЕНДА ИНТЕНСИВНОСТИ ПУАССОНОВСКОГО ПОТОКА

Получены уравнения для МНК-оценок параметров гиперболического тренда пуассоновского потока. Исследованы их статистические свойства. Показано, что эти оценки являются несмещенными. Получены выражения для подтверждения эффективности МНК-оценок параметров и эффективности МНК-оценки гиперболического тренда.

Пуассоновский поток событий является простейшим для изучения, поскольку его свойства полностью описываются единственной функцией – его интенсивностью $\lambda(t)$ [1]. В нестационарном потоке сохраняются основные свойства, делающие его изучение лёгким, – независимость событий и ординарность.

Обозначим $\int_0^t \lambda(u) du$ через $\Lambda(t)$. Тогда вероятность того, что на интервале $[t_1, t_2]$ наступит i событий, будет

$$P_i = \frac{1}{i!} [\Lambda(t_2) - \Lambda(t_1)]^i e^{-[\Lambda(t_2) - \Lambda(t_1)]}, \quad (1)$$

а вероятность того, что на бесконечно малом интервале $[t, t + dt]$ наступит одно событие, равна $\lambda(t) dt$.

Будем предполагать, что интенсивность пуассоновского потока описывается функцией

$$\lambda(t) = \frac{1}{a + bt}. \quad (2)$$

Такой вид зависимости интенсивности от t соответствует линейному тренду средней длительности интервалов между двумя последующими событиями в нестационарном пуассоновском потоке.

По наблюдениям моментов наступления событий $t_1 < t_2 < \dots < t_N$ необходимо оценить неизвестные параметры a и b , т.е. выделить тренд интенсивности. Число событий N , по которым оцениваются параметры, фиксировано, и мы в данном случае имеем дело с N -планами эксперимента. Поскольку N фиксировано, то для того, чтобы можно было применять асимптотические методы, представим $\lambda(T)$ в виде

$$\lambda_0(t) = \lambda \left(\frac{t}{N} \right) = \frac{1}{a + bt/N}. \quad (3)$$

Если t_i – момент наступления i -го события, то в [2] было показано, что асимптотически при $N \rightarrow \infty$