

# АНАЛИТИЧЕСКИЕ И ЧИСЛЕННЫЕ МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЙ В МАТЕМАТИКЕ

## ЧИСЛЕННЫЙ АНАЛИЗ ХАРАКТЕРИСТИК СГЛАЖЕННОЙ ПЕРИОДОГРАММЫ БАРТЛЕТТА

М.А. Акинфина

(БГУ, г. Минск)

Рассмотрим дискретный устойчивый симметричный стационарный случайный процесс  $X(t)$ ,  $t \in Z = \{0, \pm 1, \dots\}$  с характеристическим показателем  $\alpha$ ,  $0 < \alpha < 2$ .

Пусть  $x(1), x(2), \dots, x(T)$  —  $T = L \times M$  — последовательных наблюдений за процессом  $X(t)$ ,  $t \in Z$ , которые разбиты на  $L$  равных непересекающихся отрезков, содержащих по  $M = 2k(n-1) + 1$  наблюдений ( $L$  не зависит от  $T$ ), где  $n \in N$ ,  $k \in N \cup \left\{ \frac{1}{2} \right\}$ , причем при  $k = \frac{1}{2}$  будем предполагать, что  $n = 2n' + 1$ ,  $n' \in N$ .

В качестве оценки спектральной плотности  $f(\lambda)$  исследуем статистику

$$\tilde{f}_T(\lambda) = \int_{\Pi} W_T(\nu) \bar{f}_T(\lambda + \nu) d\nu, \quad (1)$$

где  $\bar{f}_T(\lambda) = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L I_M^l(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$ , является периодограммой Бартлетта, а  $I_M^l(\lambda)$  и  $W_T(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$  соответственно — модифицированная периодограмма, построенная по наблюдениям  $l$ -го интервала,  $l = \overline{1, L}$  и спектральное окно определенные в [1].

Пусть  $H_M(\nu) = A_M H^{(M)}(\nu)$ ,

$$A_M = \left[ \int_{\Pi} |H^{(M)}(\nu)|^\alpha d\nu \right]^{-1/\alpha},$$

$$H^{(M)}(\nu) = \operatorname{Re} \sum_{m=-k(n-1)}^{k(n-1)} e^{-i\nu m} h_k(m, n),$$

где  $h_k(m, n)$  — окно просмотра данных, позволяющее представить  $H^{(M)}(\nu)$  в виде

$$H^{(M)}(\nu) = \frac{2\pi}{B'_{\alpha,T}} \left( \frac{\sin \frac{n\nu}{2}}{\sin \frac{\nu}{2}} \right)^{2k}, \quad B'_{\alpha,T} = \int_{\Pi} \left( \frac{\sin \frac{n\nu}{2}}{\sin \frac{\nu}{2}} \right)^{2k} d\nu.$$

Функции типа  $H^{(M)}(\nu)$  называют полиномиальными ядрами типа Джексона.

Статистика  $\tilde{f}_T(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$  называется вспомогательной, оценкой спектральной плотности. Она была исследована в работах [1], [2]. Показано, что смещение и среднеквадратическое отклонение данной оценки стремится к нулю при  $T \rightarrow \infty$ .

Теорема [2]. Пусть спектральная плотность  $f(\lambda)$  случайного процесса  $X(t)$ ,  $t \in Z$  в точке  $\lambda_0 \in \Pi$  положительна, удовлетворяет условиям Гельдера (3) и ограничена на множестве  $\Pi$  т.е.  $|f(\lambda)| \leq D_0$ ,  $\lambda \in \Pi$ , а  $|H_M(\lambda)|^\alpha$  является положительным ядром на  $\Pi$ , для которого выполняется условие

$$\int_{\Pi} \left| H_M \left( \lambda_0 - \frac{x_1}{M_T} - \nu \right) H_M \left( \lambda_0 - \frac{x_2}{M_T} - \nu \right) \right|^{\frac{\alpha}{2}} d\nu \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0,$$

$x_1, x_2 \in [-1, 1]$ ,  $|x_1 - x_2| > \varepsilon_T > 0$ ,  $\varepsilon_T \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0$ ,  $\varepsilon_T T \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \infty$ . Тогда для статистики  $\tilde{f}_T(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$ , заданной равенством (1), справедливы соотношения:

$$1) \quad \tilde{\Delta} = \left| M \tilde{f}_T(\lambda_0) - [f(\lambda_0)]^{p/\alpha} \right| \leq S_1 \frac{1}{M_T^\gamma} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0,$$

где

$$S_1 = \frac{p}{\alpha} D_0^{p/\alpha - 1} \left( B_1(\lambda_0) \int_{-1}^1 |W(\lambda)|^\gamma d\lambda + B_1(\lambda_0) \frac{\alpha \pi^{\gamma+2k\alpha}}{2^{2k\alpha} (\gamma+1)(2k\alpha-1)} + 2D_0 \frac{(\pi-\rho)\pi^{4k\alpha-1}}{|\rho|^{2k\alpha}} \right)$$

$$2) \quad |D \tilde{f}_T(\lambda_0)| \leq \frac{D_1}{L} \frac{1}{n^t} = \frac{1}{L} \left\{ V_{p,\alpha} \{f(\lambda_0)\}^{2p/\alpha} \int_{-1}^1 |W^2(x)| dx + C_f C_2 \right\} \frac{1}{n^t} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0,$$

где  $t = \frac{2k^2\alpha^2 - 1 - 2k^2\alpha^2 s}{2k\alpha + 1 + 2k^2\alpha^2}$ ,  $V_{p,\alpha} = \frac{\Gamma(2p)\Gamma\left(\frac{1}{2} - \frac{p}{\alpha}\right)\pi \sin p\pi}{2\Gamma^2(p)\Gamma^2\left(1 - \frac{p}{\alpha}\right)\sin^2 \frac{p\pi}{2}} - 1,$

$$3) \tilde{V} = M \left| \tilde{f}_T(\lambda_0) - \{f(\lambda_0)\}^2 \right|^2 \leq \left\{ \frac{D_1}{L} + S_1^2 \right\} n^{-\frac{2\gamma}{k\alpha+1}} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0,$$

$$C_f = \frac{2p^2 e^{\max_{v \in \Pi} f(v)} \Gamma^2\left(\frac{1-p}{2}\right)}{\alpha^2 \left\{ f\left(\lambda_0 - \frac{x_1}{M_T}\right) f\left(\lambda_0 - \frac{x_2}{M_T}\right) \right\}^{\frac{1-p}{\alpha}} \Gamma^2\left(1 - \frac{p}{\alpha}\right)}, \quad C_2 = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\pi}{2}\right)^{2k\alpha} \left( \pi^{2k\alpha+1} + 2(\pi)^{k\alpha} \right),$$

$V_1(\lambda_0)$ ,  $M_T$ ,  $H_M(\lambda)$  и  $W(\lambda)$  определены выше,  $\Gamma(x)$  — гамма-функция числа  $x$ ,  $0 < s \leq \frac{1}{k\alpha+1}$ ,  $k \geq \frac{2\gamma+1}{\alpha}$ ,  $0 < p < \frac{\alpha}{2}$ ,  $0 < \alpha < 2$ ,  $\lambda_0 \in \Pi$ .

Следствие. Пусть выполнены условия теоремы и спектральная плотность  $f(\lambda)=1$ . Тогда для статистики  $\tilde{f}_T(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$ , заданной равенством (1), справедливы соотношения:

$$1) \tilde{\Delta} \leq S \frac{1}{M_T^\gamma} = \frac{p}{\alpha} \frac{(\pi - \rho) \pi^{4k\alpha-1}}{\rho^{2k\alpha}} \frac{1}{M_T^\gamma} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0, \quad (7)$$

$$2) \left| D\tilde{f}_T(\lambda_0) \right| \leq \frac{D}{L} \frac{1}{n^t} = \frac{1}{L} \left\{ V_{p,\alpha} \int_{-1}^1 W^2(x) dx + C_1 C_2 \right\} \frac{1}{n^t} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0 \quad (8)$$

$$3) \tilde{V} \leq \left\{ \frac{D}{L} + S^2 \right\} n^{-\frac{2\gamma}{k\alpha+1}} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0, \quad (9)$$

$$C_1 = \frac{2p^2 e \Gamma^2\left(\frac{1-p}{2}\right)}{\alpha^2 \Gamma^2\left(1 - \frac{p}{\alpha}\right)}, \quad M_T, W(\lambda), t, V_{p,\alpha} \text{ и } C_2 \text{ определены выше, } \Gamma(x) - \text{ гамма-}$$

функция числа  $x$ ,  $0 < s \leq \frac{1}{k\alpha+1}$ ,  $k \geq \frac{2\gamma+1}{\alpha}$ ,  $0 < p < \frac{\alpha}{2}$ ,  $0 < \alpha < 2$ ,  $\lambda_0 \in \Pi$ .

Доказательство. Используя теорему получаем требуемые соотношения.

Проведен анализ констант  $C_1$ ,  $C_2$  и  $D_1$ , построены графики  $S$  и  $D$  при

$\alpha=0,5$ ,  $k=3$ ,  $\alpha=1,5$ ,  $k=1$ , и построим их графики в зависимости от  $p$ , где  $p = \frac{\alpha}{b}$ ,

$b \in \mathbb{N}$ , что минимальное значение  $p$  равняется  $p=0,001$ .

Рассмотрели среднеквадратическое отклонение  $\bar{\nu}$ . Взяв различное количество наблюдений и варьируя различным числом разбиений, получили следующие результаты.

$\alpha=0,5$	$p=1/500$	$\gamma=0,1, k=3$
$T$	$L$	$\bar{\nu}$
100	2	1,105
300	5	$9,71 \times 10^{-1}$
1200	10	$2,04 \times 10^{-1}$
7500	25	$1,16 \times 10^{-1}$
30000	50	$7,5 \times 10^{-2}$
50000	40	$7,91 \times 10^{-2}$
150000	25	$9,1 \times 10^{-2}$
$10^6$	$10^5$	$1,9 \times 10^{-2}$

$\alpha=1,5$	$p=1/1500$	$\gamma=0,1, k=1$
$T$	$L$	$\bar{\nu}$
40	2	1,062
100	5	$4,28 \times 10^{-1}$
400	2	$8,4 \times 10^{-2}$
2000	25	$7,9 \times 10^{-2}$
8000	20	$8,7 \times 10^{-2}$
10000	50	$3,96 \times 10^{-2}$
$5 \times 10^5$	250	$9,535 \times 10^{-3}$
$4 \times 10^6$	$10^5$	$2,1 \times 10^{-3}$

Из таблицы следует: 1) для того, чтобы  $\bar{\nu}$  имело порядок  $10^{-1}$  надо взять 300 наблюдений и  $L=5$  при  $\alpha=0,5$ ; и 100 наблюдений,  $L=5$  при  $\alpha=1,5$ ; 2) для того, чтобы  $\bar{\nu}$  имело порядок  $10^{-2}$  нужно брать 30000 наблюдений и 50 разбиений в случае  $0 < \alpha < 1$  и 400 наблюдений, 2 разбиений в случае  $1 < \alpha < 2$ ; 3) для того, чтобы  $\bar{\nu}$  имело порядок  $10^{-3}$  необходимо брать не менее  $5 \times 10^5$  наблюдений и не менее 250 разбиений в случае  $1 < \alpha < 2$ , а в случае  $0 < \alpha < 1$   $\bar{\nu}$  такого порядка не достигает даже при количестве наблюдений равном  $10^6$  и числе разбиений  $10^5$ .

**Литература.**

1. Демеш Н.Н., Акинфьяна М.А. // Вестник БГУ. Серия физ. мат. инф. - 2001, №1. - С. 75-79.  
 2. Акинфьяна. - Минск, 1999. - 26 с. - Деп. В БелИСА. 16.06.99, № Д199971.

**О КАНОНИЧЕСКОМ ЛИФТЕ ПОДМНОГООБРАЗИЯ  
 ОДНОРОДНОГО ПРОСТРАНСТВА**

**А.С. Андреев**

(БрГУ, г. Брест)

Пусть  $G$  – группа Ли,  $H$  – её замкнутая подгруппа Ли,  $M=G/H$  – однородное  $G$ -пространство,

$$\pi : G \rightarrow G/H : a \mapsto aH$$