

УДК 519.2

**И.Н. МЕЛЬНИКОВА, В.А. ГОРДИЕНКО**

Брест, БрГУ имени А.С. Пушкина

**ПРИЛОЖЕНИЯ ФОРМУЛЫ БЕРНУЛЛИ**

Одним из проявлений увлеченности математикой является желание узнать, нет ли кроме изученных других подходов к решению задачи, доказательству теоремы, выводу формулы.

Так, например, хорошее понимание смысла и назначения формулы Бернулли о вероятности  $P_n(m)$  иметь  $m$  успехов в  $n$  независимых испытаниях прокладывает прямую тропинку к доказательству справедливости формулы разложения бинома Ньютона  $(a + b)^n$  для любых  $a, b$  и натурального  $n$ . Пусть в  $n$  независимых испытаниях «успех» имеет место  $m$  раз с вероятностью  $p$  в каждом испытании и «неудача» имеет место  $n - m$  раз с вероятностью  $q = 1 - p$  в каждом испытании. По формуле  $P_n(m) = C_n^m p^m q^{n-m}$  можно вычислить

- $P_n(0)$  – вероятность события  $A_0$  – 0 успехов в  $n$  испытаниях;
- $P_n(1)$  – вероятность события  $A_1$  – 1 успехов в  $n$  испытаниях;
- $P_n(2)$  – вероятность события  $A_2$  – 2 успехов в  $n$  испытаниях и т.д.;
- $P_n(n)$  – вероятность события  $A_n$  –  $n$  успехов в  $n$  испытаниях.

Ясно, что  $A_0, A_1, \dots, A_n$  – несовместные события и их объединение (сумма) образует достоверное событие, поэтому

$$\sum_{m=0}^n P_n(m) = 1. \quad (1)$$

Из  $q = 1 - p \Rightarrow p + q = 1$  следует, что и

$$(p + q)^n = 1. \quad (2)$$

Сравнивая равенства (1) и (2), заключаем, что

$$(p + q)^n = \sum_{m=0}^n P_n(m) = \sum_{m=0}^n C_n^m p^m q^{n-m}. \quad (3)$$

А это и есть формула разложения бинома Ньютона для частного случая  $a + b = 1$  при  $0 \leq a \leq 1$  и  $0 \leq b \leq 1$ .

Обобщим формулу (3) сначала на случай произвольных положительных  $a$  и  $b$ . Сумму  $a + b$  умножим и разделим на  $c = a + b$ ,  $c \cdot \left(\frac{a}{c} + \frac{b}{c}\right)^n$ .

$$\text{Тогда } (a + b)^n = c \cdot \left(\frac{a}{c} + \frac{b}{c}\right)^n.$$

Законно положить  $\frac{a}{c} = p$  и  $\frac{b}{c} = q$ , т.к.  $\frac{a}{c} < 1$ ,  $\frac{b}{c} < 1$  и  $\frac{a}{c} + \frac{b}{c} = 1$

Тогда

$$\begin{aligned} (a + b)^n &= c^n (p + q)^n = c^n \cdot \sum_{m=0}^n C_n^m p^m q^{n-m} = \\ &= c^n \cdot \sum_{m=0}^n C_n^m \left(\frac{a}{c}\right)^m \left(\frac{b}{c}\right)^{n-m} = c^n \cdot \sum_{m=0}^n C_n^m \frac{a^m b^{n-m}}{c^n}. \end{aligned}$$

После сокращения на  $c^n$  получаем:

$$(a + b)^n = \sum_{m=0}^n C^n_m a^m b^{n-m},$$

что и требовалось доказать для случая, когда  $a$  и  $b$  положительны.

Пусть теперь  $a < 0$  и  $b < 0$ . Это значит, что  $c = a + b$  также отрицательно, но  $p = \frac{a}{c}$  и  $q = \frac{b}{c}$  оба положительны, следовательно, выведенная формула бинома Ньютона имеет место и в случае отрицательных  $a$  и  $b$ .

Пусть, наконец,  $a$  и  $b$  разных знаков. Достаточно ограничиться дополнительным соглашением  $a + b > 0$ , откуда  $a > -b$ . Положим для определенности, что  $a > 0$  и выберем положительное  $c$  такое, что  $-b < c < a$ .

Тогда  $a + b = (a - c) + (b + c)$ .

Т.к. слагаемые в скобках оба положительные, то на основании доказанного  $(a + b)^n = \sum_{m=0}^n C^n_m (a - c)^m (b + c)^{n-m}$ .

Левая часть этого равенства не зависит от  $c$ , поэтому и в правой части после раскрытия скобок и приведения подобных членов останется только сумма  $\sum_{m=0}^n C^n_m a^m b^{n-m}$ .

Осталось разобрать случай, когда хотя бы одно из чисел,  $a$  или  $b$ , равно нулю. Пусть, например,  $b = 0$ . Тогда

$$\begin{aligned} \sum_{m=0}^n C^n_m a^m b^{n-m} &= \sum_{m=0}^n C^n_m a^m 0^{n-m} = C^n_n a^n \cdot 0^0 = \\ &= a^n = (a + 0)^n = (a + b)^n. \end{aligned}$$

т.к.  $0^0 = 1$ . Следовательно, формула разложения бинома Ньютона верна и в этом случае. Так, формула бинома Ньютона окончательно обоснована для произвольных  $a$ ,  $b$  и натурального  $n$ .

УДК 519.24

**Е.И. МИРСКАЯ**

Брест, БрГУ имени А.С.Пушкина

### **СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ДИСПЕРСИИ ОЦЕНКИ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ ДЛЯ РАЗЛИЧНОЙ СТЕПЕНИ ПЕРЕСЕЧЕНИЯ ИНТЕРВАЛОВ**

Одной из задач спектрального анализа временных рядов является построение состоятельных в среднеквадратическом смысле оценок спектральной плотности и исследование их статистических свойств. Оценки спектральной плотности, использующие непересекающиеся блоки данных, для одномерных случайных процессов были предложены Бартлеттом. Уэлч предложил использовать пересекающиеся блоки данных.

В данной работе с помощью метода Уэлча [1] проведен сравнительный анализ дисперсии оценки спектральной плотности в зависимости от степени пересечения интервалов для временного ряда, представляющего ежеме-

сячные данные по геомагнитной активности (магнитные бури на Земле) с 1987 г. по 2014 г.

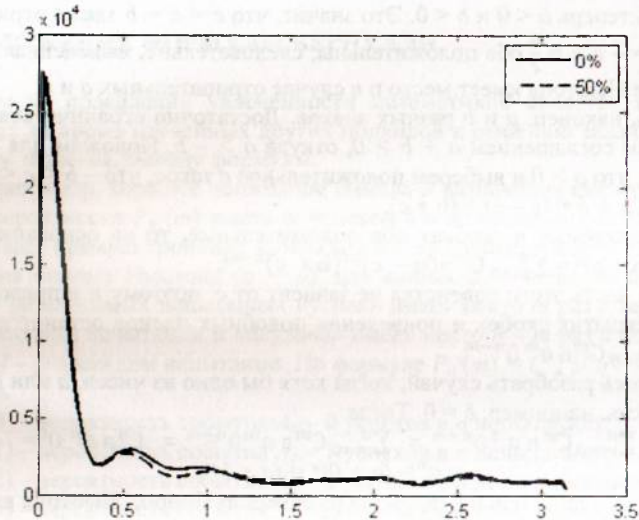


Рисунок 1 – Графики оценки спектральной плотности, построенные для временного ряда с использованием окна Ханна для пересечений 0 % и 50 %

Рассмотрим действительный многомерный стационарный случайный процесс  $X(t) = \{X_a(t), a = \overline{1, r}\}$ ,  $t \in Z$  с неизвестной взаимной спектральной плотностью  $f_{ab}(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi = [-\pi, \pi]$ ,  $a, b = \overline{1, r}$ .

Пусть  $X_a(0), X_a(1), \dots, X_a(T-1)$  –  $T$  последовательных наблюдений, полученных через равные промежутки, за составляющей  $X_a(t)$  процесса  $X(t)$ ,  $t \in Z$ ,  $a = \overline{1, r}$ .

Предполагаем, что число наблюдений  $T$  представимо в виде  $T = S(N - M) + M$ , где  $S$  – число пересекающихся интервалов разбиения длины  $N$ , где  $N$  и  $M$  принимают целочисленные значения,  $0 \leq M < N$ .

В качестве оценки неизвестной взаимной спектральной плотности  $f_{ab}(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$  рассмотрим статистику, построенную по методу Уэлча

$$\hat{f}_{ab}^{(T)}(\lambda) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S I_{ab}^{S(N-M)}(\lambda). \quad (1)$$

Показано, что оценка (1) является асимптотически несмещенной оценкой взаимной спектральной плотности процесса. Также доказана

**Теорема 1.** Пусть взаимная спектральная плотность  $f_{ab}(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$ ,  $a, b = \overline{1, r}$  непрерывна в точках  $\lambda_1, \lambda_2 \in \Pi$  и ограничена на  $\Pi$ , семинвариантная спектральная плотность четвертого порядка ограничена на  $\Pi^2$ , тогда оценка  $\hat{f}_{ab}^{(T)}(\lambda)$ , задаваемая равенством (1), удовлетворяет соотношению

$$\lim_{N \rightarrow \infty} D\hat{f}_{ab}^{(T)}(\lambda) = \begin{cases} \frac{1}{S} f_{aa}(\lambda) f_{bb}(\lambda), \lambda \neq 0 \pmod{2\pi}, \\ \frac{1}{S} [f_{aa}(0) f_{bb}(0) + f_{ab}^2(0)], \lambda = 0 \pmod{\pi}. \end{cases}$$

Построение оценки (1) производилось с помощью пакета MatLab.

Уменьшение дисперсии оценок достигается за счет увеличения перекрытия интервалов разбиения наблюдений.

Из графиков следует, что меньшей дисперсией обладает оценка, построенная с использованием пересечения 50 %.

#### СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Welch, P. D. The use of FFT for the estimation of power spectra / P. D. Welch // IEEE Trans. Electroacoust. – 1967. – Vol. 15. – P. 70–73.

УДК 519.24

**Е.И. МИРСКАЯ, Д.А. МУРИНА**  
Брест, БрГУ имени А.С. Пушкина

#### ИССЛЕДОВАНИЕ ДИСПЕРСИИ СГЛАЖЕННОЙ ОЦЕНКИ ВЗАИМНОЙ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ

Рассмотрим действительный стационарный случайный процесс  $X(t) = \{X_a(t), a = \overline{1, r}\}$ ,  $t \in Z$ , с  $MX(t) = 0$  неизвестной взаимной спектральной плотностью  $f_{ab}(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi = [-\pi, \pi]$ ,  $a, b = \overline{1, r}$ .

Пусть  $X_a(0), X_a(1), \dots, X_a(T-1)$  –  $T$  последовательных наблюдений, полученных через равные промежутки времени, за составляющей  $X_a(t)$  процесса  $X(t)$ ,  $t \in Z$ ,  $a = \overline{1, r}$ .

Предположим, что число наблюдений  $T$  представимо в виде  $T = SN - (S-1)Q$ , где  $S$  – число пересекающихся интервалов, содержащих по  $N$  наблюдений, а  $N, Q$  – целые числа,  $0 \leq Q < N$ .