

ниях и процессах. Всесторонний и глубокий анализ этой информации, так называемых статистических данных, таких, например, как «t-критерий Стьюдента для независимых выборок», «коэффициент корреляции Пирсона», «стандартная ошибка или ошибка среднего», «среднее значение выборки», «дисперсия выборки или степень отклонения от среднего», предполагает использование различных специальных методов, важное место среди которых занимают возможности табличного процессора MS Excel.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Мидлтон, М. Р. Анализ статистических данных с использованием Microsoft Excel для Office XP / М. Р. Мидлтон. – М. : БИНОМ. Лаб. знаний, 2005. – 296 с.
2. Пасько, В. Microsoft Office 2000 / В. Пасько. – Киев : BHV, 2000. – 320 с.

Е.И. Мирская

Беларусь, Брест, БрГУ имени А.С. Пушкина

ИССЛЕДОВАНИЕ СГЛАЖЕННОЙ ОЦЕНКИ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ СТАЦИОНАРНОГО СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА

Современный этап развития теории вероятностей и математической статистики характеризуется значительным расширением теоретических исследований по статистическому спектральному анализу случайных процессов и их практическому применению во многих областях человеческой деятельности.

Построение и исследование оценок спектральных плотностей стационарных случайных процессов является одной из главных задач спектрального анализа временных рядов.

В данной работе исследована сглаженная оценка взаимной спектральной плотности стационарного случайного процесса, заданная соотношением

$$\tilde{f}_{ab}(\lambda) = \frac{2\pi}{T} \sum_{s=1}^T W_{ab}(\lambda - \frac{2\pi s}{T}) \hat{f}_{ab}(\frac{2\pi s}{T}), \quad (1)$$

где $W_{ab}(x)$, $x \in R$, $a, b = \overline{1, r}$, – спектральные окна, а оценка взаимной спектральной плотности $\hat{f}_{ab}(\frac{2\pi s}{T})$ исследована в работе [1].

Вычислены математическое ожидание, дисперсия и ковариация оценки спектральной плотности, заданной соотношением (1), исследованы асимптотические свойства оценки.

Доказано, что построенная оценка является асимптотически несмещенной и состоятельной в среднеквадратическом смысле оценкой взаимной спектральной плотности процесса.

С помощью семиинвариантного подхода исследовано предельное распределение оценки (1).

Для конкретного временного ряда, представляющего ежемесячные данные по геомагнитной активности с 1996 по 2016 год, проведен сравнительный анализ вторых моментов построенной оценки в зависимости от окон просмотра данных. Показано, что наиболее эффективным является использование окна Дирихле.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Труш, Н. Н. Асимптотические методы статистического анализа временных рядов / Н. Н. Труш. – Минск : БГУ, 1999. – 218 с.

Е.И. Мирская

Беларусь, Брест, БрГУ имени А.С. Пушкина

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ МОМЕНТОВ ОСРЕДНЕННОЙ ОЦЕНКИ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ ВРЕМЕННОГО РЯДА ДЛЯ РАЗЛИЧНОЙ СТЕПЕНИ ПЕРЕСЕЧЕНИЯ ИНТЕРВАЛОВ

Исследование оценок спектральных плотностей стационарных случайных процессов является одной из основных задач спектрального анализа временных рядов.

Одним из непараметрических методов спектрального оценивания, который позволяет получить оценку спектральной плотности непосредственно по исходному набору данных, является метод Уэлча [1].

В данной работе проведен сравнительный анализ дисперсии осредненной оценки спектральной плотности в зависимости от степени пересечения интервалов.

Рассмотрим действительный стационарный случайный процесс

$$X(t) = \{X_a(t), a = \overline{1, r}\}, t \in Z,$$

с известной 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, $0 \leq M < N$ (S не зависит от T).

В качестве оценки неизвестной взаимной спектральной плотности $f_{ab}(\lambda)$, $\lambda \in \Pi$, исследована статистика, построенная по методу Уэлча, вида

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

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 Π , семиинвариантная спектральная плотность четвертого порядка ограничена на Π^3 и выполняется соотношение

$$\iiint_{\Pi^3} |\Phi_T(\mu_1, \mu_2, \mu_3)| d\mu_1 d\mu_2 d\mu_3 \leq D < \infty,$$

тогда оценка $\hat{f}_{ab}^{(T)}(\lambda)$, задаваемая равенством (1), удовлетворяет соотношению

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

С помощью математического пакета MatLab проведен сравнительный анализ дисперсии оценки спектральной плотности для окон просмотра данных Бартлетта, Рисса, Дирихле для временного ряда, представляющего собой данные температуры воздуха в г. Бресте с 2001 по 2016 год (рисунок).