

Подставляя  $E_1$  в уравнение (3), находим

$$E_{01} = \frac{\Omega^2 \chi E_0^2}{c^2 K^2 (\Omega) - \varepsilon(\omega) \Omega^2}.$$

Полученное частное решение  $E_1$  необходимо дополнить решением  $E_2$  однородного уравнения

$$\frac{\partial^2 E}{\partial z^2} - \frac{\varepsilon(\omega)}{c^2} \frac{\partial^2 E}{\partial t^2} = 0, \quad (4)$$

которое будем искать также в виде экспоненты  $E_2 = E_{02} e^{i[k(\omega)z - \omega t]}$ .

Подстановка  $E_2$  в уравнение (4) позволяет определить волновое число сигнала частоты  $\omega$ :  $k(\omega) = \omega \sqrt{\varepsilon(\omega)/c}$ . Произвольную постоянную  $E_{02}$  удобно считать равной  $-E_{01}$ , при этом полное решение неоднородного уравнения (3)  $E = E_1 + E_2$  обращается в нуль в точке  $z = 0$  (на границе кристалла). Следовательно, напряженность электрического поля сигнала удвоенной частоты  $\omega = 2\Omega$  определяется выражением

$$E = -\frac{4\Omega^2 \chi E_0^2}{c^2 [4K^2(\Omega) - k^2(\omega)]} \left\{ -e^{i[2K(\Omega) - k(\omega)]z} \right\} e^{i[k(\omega)z - \omega t]}, \quad (5)$$

Отметим, что при условии

$$2K(\Omega) = k(\omega) \text{ или } \varepsilon(\Omega) = \varepsilon(\omega) \quad (6)$$

в выражении (5) имеет место неопределенность вида  $0/0$ .

Вычисляя предел

$$\lim_{2K \rightarrow k} \frac{1 - e^{i(2K - k)z}}{4K^2 - k^2} = \lim_{2K \rightarrow k} \frac{-i(2K - k)z}{(2K - k)(2K + k)} = -\frac{iz}{2k}$$

получаем

$$E = \frac{i\omega \chi E_0^2}{2\sqrt{\varepsilon(\omega)}c} z e^{i[k(\omega)z - \omega t]}. \quad (7)$$

Таким образом, при выполнении условия (6) амплитуда электромагнитного поля удвоенной частоты (7) увеличивается внутри кристалла пропорционально расстоянию  $z$  от его границы за счет передачи энергии от лазерного излучения. Следовательно, в кристалле имеет место эффективное преобразование частоты электромагнитного поля, или генерация второй гармоники. Поскольку условие (6) означает равенство фазовых скоростей лазерного излучения и волны удвоенной частоты, то оно называется условием фазового согласования. ►

УДК 519.24

**М.И. ЗАНЕВСКАЯ, Е.И. МИРСКАЯ**

Брест, БрГУ им. А.С. Пушкина

### **О СКОРОСТИ СХОДИМОСТИ ПЕРВОГО МОМЕНТА ПЕРИОДОГРАММНОЙ ОЦЕНКИ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ**

Исследование статистических оценок спектральных плотностей является одной из классических задач анализа стационарных случайных процессов. Причина в широком применении анализа временных рядов к анализу данных, которые возникают в экономике, технике, теории распознавания образов и др. Часто данные являются многомерными. Это особенно характерно для экономических данных.

Рассмотрим действительный стационарный случайный процесс  $X(t) = \{X_a(t), a = \overline{1, r}\}$ ,  $t \in Z = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  с  $MX(t) = 0$ ,  $t \in Z$ , ковариационной матрицей  $R(\tau) = \{R_{ab}(\tau), a, b = \overline{1, r}\}$ ,  $\tau \in Z$ , и матрицей спектральных плотностей,  $\lambda \in \Pi = [-\pi; \pi]$ .

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  
 $X(t), t \in Z$

В работе [1, с.122] исследованы первый и второй моменты статистики вида

$$I_{ab}^T(\lambda) = d_a^T(\lambda) \overline{d_b^T(\lambda)}, \quad (1)$$

$\lambda \in \Pi$ ,  $a, b = \overline{1, r}$ , где  $d_a^T(\lambda)$  – конечное преобразование Фурье наблюдений.

В данной работе исследовано асимптотическое поведение первого момента статистики (1). Также исследована скорость сходимости математического ожидания оценки (1).

Доказана

**Теорема.** Пусть функция  $f_{ab}(\lambda)$ ,  $\lambda \in \Pi$ , ограничена на множестве  $\Pi$  и непрерывна в точке, функция является пределом на  $\Pi$ , тогда

$$\lim_{N \rightarrow \infty} M I_{ab}^T(\lambda) = f_{ab}(\lambda).$$

где  $\lambda \in \Pi, a, b = \overline{1, r}$ .

Таким образом,  $I_{ab}^T(\lambda)$  является асимптотически несмещенной оценкой взаимной спектральной плотности процесса.

## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Труш, Н.Н. Асимптотические методы статистического анализа временных рядов / Н.Н. Труш. – Минск : БГУ, 1998. – 218 с.

УДК 330.43:334.716

**В.В. КОНОНЧУК**

Брест, Полесский аграрно-экологический институт НАН  
Беларуси

### **ЭКОНОМИКО-МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ СБАЛАНСИРОВАННОГО РАЗВИТИЯ СЕЛЬХОЗПРЕДПРИЯТИЙ**

Эффективное использование ресурсов предприятий и отраслей сельского хозяйства является ключевым аспектом обоснования и разработки сбалансированной программы развития с помощью методов математического моделирования. Сбалансированная программа развития сельхозпредприятий предусматривает определение наиболее рационального сочетания отраслей, обеспечивающих эффективное использование и максимальную окупаемость имеющихся ресурсов. Эффективность различных отраслей многоотраслевых предприятий не одинакова, поэтому важно определить такое развитие хозяйства, которое обеспечивает максимальную экономическую эффективность функционирования предприятия в целом по заданному критерию оптимальности.

Моделирование прогноза сбалансированного развития аграрного производства было реализовано с помощью оптимизационной экономико-математической модели в стохастическом виде на примере ОАО «Дружба народов» Кобринского района. Стохастическая оптимизационная экономико-математическая модель описывает важнейшие технологико-экономические параметры производства типичного многоотраслевого аграрного предприятия с учетом возможных сценариев влияния погодных и иных случайных факторов.