

З Елисеева, И. И. Эконометрика / И. И. Елисеева, С. В. Курьшева, Т. В. Костеева, И. В. Бабаева, Б. А. Михайлов. – М. : Финансы и статистика, 2001. – 344 с.

С. А. Кулакевич
(ГГУ им. Ф. Скорины, Гомель)

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДОХОДНОСТЕЙ АКЦИЙ АВИАСТРОИТЕЛЬНЫХ КОМПАНИЙ

Исходные данные исследования – котировки акций десяти известных авиастроительных компаний за каждый месяц, начиная с марта 2019 года и до апреля 2022 года [1]. В качестве факторов для проведения анализа были выбраны золото, нефть Brent, природный газ, алюминий, медь и индексы с бирж, где были взяты котировки акций компаний. Для более корректного анализа, осуществлен переход к доходностям акций компаний и факторов. Основная цель исследования – провести статистический анализ доходностей акций авиастроительных компаний.

Для анализа данных было выбрано приложение Microsoft Excel и с помощью однофакторного дисперсионного анализа было выяснено, что средние доходности акций рассматриваемых компаний статистически не различаются. Так же была рассчитана корреляционная матрица. По данной матрице можно заметить, что у корреляционных пар между доходностями акций компаний и доходностями алюминия, нефть Brent, и индексов DJUSAE и FTNMX502010 в основном наблюдается заметная положительная взаимосвязь. И только между доходностями золота, природного газа и доходностями компаний можно отметить слабую отрицательную взаимосвязь. При корреляционном анализе можно выделить пары, у которых коэффициенты корреляции больше 0,5, именно эти корреляционные пары были взяты для регрессионного анализа. Для анализа построенных регрессионных моделей рассчитан коэффициент детерминации. При проверке значимости выявлено, что все коэффициенты детерминации для доходностей всех рассматриваемых акций компаний значимы, и модели можно признать адекватными.

Результаты и выводы могут быть использованы для прогнозирования стоимости акций авиастроительных компаний.

Литература

1 Котировки акций в аэрокосмической и оборонной промышленности [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://ru.investing.com/stockscreener/?sp=country::5|sector::a|industry::182|equityType::a|exchange::a%3Cseq_market_cap;1. – Дата доступа: 15.11.2022.

Д. А. Мармузевич
(БГУ, Минск)

СТАТИСТИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА ОЦЕНКИ СЕМИВАРИОГРАММЫ

Рассмотрим случайный процесс $Z(t) = \sum_{i=1}^p \beta_i X_i(t)$, где $t \in Z$, $p \in N$, β_i – константы такие что: $\sum_{i=1}^p \beta_i^2 < \infty$, а $X_i(t)$ – гауссовские стационарные случайные процессы с нулевым математическим ожиданием, ковариационными функциями $R_i(t)$, $t \in Z$, спектральными плотностями $f_i(\lambda)$, $\lambda \in \Pi = [-\pi; \pi]$.

Будем полагать, что взаимные ковариационные функции $R_{ij}(t_1, t_2)$, $t_1, t_2 \in Z$, случайных процессов $X_i(t)$ и $X_j(t)$, $i, j = \overline{1, p}$, $i \neq j$ равны нулю, т.е. : $R_{ij}(t_1, t_2) = M[X_i(t_1)X_j(t_2)] = 0$.

Предположим далее, что $Z(1), \dots, Z(n)$ – n последовательных наблюдений за процессом $Z(t)$. В качестве оценки семивариограммы рассмотрим статистику вида [1]:

$$\hat{\gamma}_Z(h) = \frac{1}{2(n-h)} \sum_{t=1}^{n-h} (Z(t) - Z(t+h))^2,$$

где $h = 0, \dots, n-1$. Также учтем, что $\hat{\gamma}_Z(h) = \hat{\gamma}_Z(-h)$, $h = 0, \dots, n-1$ и $\hat{\gamma}_Z(h) = 0$, где $|h| \geq n$.

Показано, что оценка семивариограммы $\hat{\gamma}_Z(h)$ случайного процесса $Z(t)$ является несмещенной, то есть

$$M\hat{\gamma}_Z(h) = \gamma_Z(h), h = 0, \dots, n-1. \quad (1)$$

Найдены выражения для ковариации и дисперсии данной оценки во временной и частотной областях. Исследовано асимптотическое поведение моментов второго порядка оценки семивариограммы $\hat{\gamma}_Z(h)$ при дополнительных ограничениях на характеристики процесса $Z(t)$ в частотной области. Доказано, что