

**СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОБРАБОТКА
ДАННЫХ И УПРАВЛЕНИЕ
В СЛОЖНЫХ СИСТЕМАХ**

Выпуск 2

Анжеро-Судженский филиал
Кемеровского государственного университета

**СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОБРАБОТКА
ДАНЫХ И УПРАВЛЕНИЕ
В СЛОЖНЫХ СИСТЕМАХ**

Выпуск 2

Под редакцией профессора А.Ф. Терпугова

Издательство Томского университета

2000

УДК 519.2
ББК 22.17

С78 Статистическая обработка данных и управление в сложных системах. Вып.2
Сборник статей/ Под ред. проф. А.Ф. Терпугова – Томск: Изд-во Том. ун-та, 2000.
–144 с.

ISBN 5-7511-1196-6

Сборник содержит статьи сотрудников и аспирантов факультета математики и информатики филиала Кемеровского университета в г. Анжеро-Судженске, посвященные статистической обработке временных рядов, актуарной математике, а также вопросам управления в системах массового обслуживания и в измерительных системах.

Для студентов, аспирантов, научных работников, занимающихся вопросами анализа временных рядов и управления в измерительных системах.

УДК 519.2
ББК 22.17

ISBN 5-7511-1196-6

©Филиал Кемеровского государственного
университета в г. Анжеро-Судженске, 2000

МОДЕЛЬ ИЗМЕНЕНИЯ ЦЕН ФИНАНСОВЫХ АКТИВОВ С ДВОЙНОЙ ВОЛАТИЛЬНОСТЬЮ

Е.Е. СОТНИКОВА, А.Ф. ТЕРПУГОВ

В настоящее время большой интерес вызывает так называемый технический анализ фондового и финансового рынка, который позволяет по данным об изменениях цен финансовых активов за какой-то интервал времени судить о состоянии рынка, тенденциях изменения цены и прогнозировать цены на некоторое время вперед.

Для обоснования такого технического анализа необходимо иметь какую-то математическую модель изменения цен финансовых активов. В настоящее время существует уже достаточно много математических моделей для изменения цен, довольно подробный обзор которых дан в [1]. Однако тем не менее эти модели учитывают не все явления, подмеченные эмпирически, – такие как волнообразность (волновой принцип Эллиота [2], кластерность и т.д.). Поэтому разработка таких моделей остается на повестке дня.

В данной работе предлагается и исследуется модель изменения цен финансовых активов, являющаяся вариантом так называемой модели с двойной волатильностью SV(2) [1].

Описание модели

Рассмотрим случай дискретного времени, когда цена финансового актива учитывается через равные интервалы времени Δt , и через S_n обозначим цену актива в момент времени $n \cdot \Delta t$. Как это обычно принято в теории [1], перейдем от величин S_n к величинам h_n по формуле

$$S_n = S_{n-1} \cdot e^{h_n} \quad (1)$$

и будем описывать не процесс S_n , а процесс h_n , $n = 0, 1, 2, 3, \dots$

Простейшей моделью такого процесса является так называемая гауссовская модель, когда процесс h_n задается в виде

$$h_n = \mu + a \cdot \varepsilon_n, \quad (2)$$

где μ и a — константы, определяющие тренд (константа μ) и волатильность (константа a) процесса h_n , а ε_n — последовательность независимых стандартных нормальных случайных величин $N(0,1)$.

Для того чтобы описать так называемый эффект кластерности [1], изменим эту модель и представим процесс h_n в виде

$$h_n = \mu + (a + b \cdot \Delta_n) \cdot \varepsilon_n, \quad (3)$$

где процесс Δ_n будем считать авторегрессионным процессом первого порядка

$$\Delta_n = \rho \cdot \Delta_{n-1} + \eta_{n-1} \quad (4)$$

с коэффициентом регрессии ρ , $|\rho| < 1$, в котором η_n также является последовательностью независимых стандартных случайных величин $N(0,1)$. Таким образом, в этой модели коэффициент при ε_n , определяющий волатильность процесса h_n , сам становится случайным процессом. Подобные модели получили название моделей с двойной волатильностью.

Характеристики модели

Найдем статистические характеристики процесса h_n . Так как $M\{\varepsilon_n\} = M\{\Delta_n\} = 0$ и эти процессы независимы, то

$$M\{h_n\} = \mu + (a + M\{\Delta_n\}) \cdot M\{\varepsilon_n\} = \mu. \quad (5)$$

В дальнейшем будем рассматривать центрированный процесс

$$\dot{h}_n = h_n - \mu.$$

Имеем

$$\dot{h}_n^2 = \varepsilon_n^2 (a^2 + 2ab\Delta_n + b^2\Delta_n^2).$$

По свойствам авторегрессионных процессов [3]:

$$M\{\Delta_n\} = 0 \quad M\{\Delta_n^2\} = \frac{1}{1-\rho^2}$$

и поэтому

$$M\left\{\dot{h}_n^2\right\} = a^2 + \frac{b^2}{1-\rho^2} = a^2 + b_0^2, \quad (6)$$

где $b_0^2 = \frac{b^2}{1-\rho^2}$.

Далее

$$\dot{h}_n^4 = \varepsilon_n^4 (a^4 + 4a^3b\Delta_n + 6a^2b^2\Delta_n^2 + 4ab^3\Delta_n^3 + \Delta_n^4).$$

Так как ε_n являются нормальными случайными величинами, то Δ_n есть нормальный случайный процесс. По свойствам нормальных случайных величин

$$M\{\varepsilon_n^4\} = 3 \cdot D\{\varepsilon_n\}^2 = 3,$$

$$M\{\Delta_n^4\} = 3 \cdot D\{\varepsilon_n^2\}^2 = \frac{3}{(1-\rho^2)^2}$$

и $M\{\Delta_n^3\} = 0$. Поэтому

$$M\left\{\dot{h}_n^4\right\} = 3 \cdot \left(a^4 + 6a^2 \frac{b^2}{1-\rho^2} + 3 \frac{b^4}{(1-\rho^2)^2} \right) = 3 \cdot (a^4 + 6a^2b_0^2 + 3b_0^4). \quad (7)$$

Вычислим теперь ковариацию процесса \dot{h}_n^2 . Имеем

$$\begin{aligned} \dot{h}_n^2 \cdot \dot{h}_{n+k}^2 &= \varepsilon_n^2 \cdot \varepsilon_{n+k}^2 \cdot (a^2 + 2ab\Delta_n + b^2\Delta_n^2) \cdot (a^2 + 2ab\Delta_{n+k} + b^2\Delta_{n+k}^2) = \\ &= a^4 + 2a^3b\Delta_n + a^2b^2\Delta_n^2 + 2a^3b\Delta_{n+k} + 4a^2b^2\Delta_n\Delta_{n+k} + \\ &+ 2ab^3\Delta_n^2\Delta_{n+k} + a^2b^3\Delta_{n+k}^2 + 2ab^3\Delta_n\Delta_{n+k}^2 + b^4\Delta_n^2\Delta_{n+k}^2. \end{aligned}$$

Так как величины ε_n независимы, то $M\{\varepsilon_n^2 \varepsilon_{n+k}^2\} = 1$.

Процесс Δ_n , как уже говорилось выше, является нормальным случайным процессом с нулевым математическим ожиданием. Поэтому по свойствам нормальных случайных процессов [4]:

$$M\{\Delta_n \Delta_{n+k}^2\} = M\{\Delta_{n+k} \Delta_n^2\} = 0,$$

$$M\{\Delta_n^2 \Delta_{n+k}^2\} = M\{\Delta_n^2\} M\{\Delta_{n+k}^2\} + 2M\{\Delta_{n+k} \Delta_n\}^2 = \frac{1}{(1-\rho^2)^2} + \frac{2\rho^{2k}}{(1-\rho^2)^2}$$

отсюда следует, что

$$M\left\{\overset{\cdot 2}{h_n} \overset{\cdot 2}{h_{n+k}}\right\} = (a^2 + b_0^2)^2 + 4a^2 b_0^2 \rho^k + 2b_0^4 \rho^{2k}, \quad (8)$$

$$\text{cov}\left(\overset{\cdot 2}{h_n}, \overset{\cdot 2}{h_{n+k}}\right) = 4a^2 b_0^2 \rho^k + 2b_0^4 \rho^{2k}. \quad (9)$$

Оценка параметров

Полученные соотношения позволяют построить оценки параметров модели, пользуясь методом моментов.

Пусть у нас имеется выборка h_1, h_2, \dots, h_N величин h_n объема N .

Тогда можно взять оценки величин $M\{h_n\}$, $M\left\{\overset{\cdot 2}{h_n}\right\}$, $M\left\{\overset{\cdot 4}{h_n}\right\}$ и

$M\left\{\overset{\cdot 2}{h_n} \overset{\cdot 2}{h_{n+k}}\right\}$ в виде

$$\begin{aligned} m_1 &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N h_n, \\ \mu_2 &= \frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (h_n - m_1)^2, \\ \mu_{40} &= \frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (h_n - m_1)^4, \end{aligned} \quad (10)$$

$$\mu_{4k} = \frac{1}{N-k-1} \sum_{n=1}^{N-k} (h_n - m_1)^2 (h_{n+k} - m_1)^2.$$

Оценки параметров μ, a, b_0, ρ можно поэтому искать из системы уравнений

$$\begin{aligned} m_1 &= \hat{\mu}, \\ \mu_2 &= \hat{a}^2 + \hat{b}_0^2, \\ \mu_{40} &= 3 \cdot (\hat{a}^4 + 6\hat{a}^2\hat{b}_0^2 + 3\hat{b}_0^4), \\ \mu_{4k} &= (\hat{a}^2 + \hat{b}_0^2)^2 + 4\hat{a}^2\hat{b}_0^2\hat{\rho}^k + 2\hat{b}_0^4\hat{\rho}^{2k}. \end{aligned} \quad (11)$$

Выпишем явный вид получающихся оценок. Из первого уравнения системы (11) имеем

$$\hat{\mu} = m_1 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N h_n.$$

Из второго уравнения системы (11) получаем, что $\hat{b}_0^2 = \mu_2 - \hat{a}^2$.

Подставляем это в третье уравнение системы (11), и получаем

$$\mu_{40} = 3 \cdot (3\mu_2^2 - 2 \cdot \hat{a}^4),$$

откуда находится явный вид оценок параметров \hat{a} и \hat{b} :

$$\hat{a}^2 = \sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}}, \quad \hat{b}^2 = \mu_2 - \sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}}. \quad (12)$$

Заметим, что сами коэффициенты \hat{a} и \hat{b} оцениваются с точностью до знака. С учетом того, что $\hat{a}^2 + \hat{b}_0^2 = \mu_2$, последнее уравнение системы (11) дает

$$\mu_{4k} - \mu_2^2 = 4\hat{a}^2\hat{b}_0^2\hat{\rho}^k + 2\hat{b}_0^4\hat{\rho}^{2k}.$$

Обозначая $\hat{b}_0^2\hat{\rho}^k = x$, получаем квадратное уравнение

$$x^2 + 2\hat{a}^2x + \frac{1}{2}(-\mu_{4k} + \mu_2^2) = 0,$$

откуда

$$x = -\hat{a}^2 \pm \sqrt{\hat{a}^2 - \frac{1}{2}(\mu_2^2 - \mu_{4k})}.$$

Учитывая явный вид оценки \hat{a}^2 , после некоторых преобразований получим

$$x = -\sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}} \pm \sqrt{\mu_2^2 + \frac{\mu_{4k}}{2} - \frac{\mu_{40}}{6}}. \quad (13)$$

Заметим, что когда $\rho = 0$, имеет место соотношение $\mu_{4k} = \mu_2^2$. В этом случае соотношение (13) принимает вид

$$x = -\sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}} \pm \sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}}$$

и правильный ответ $x = 0$ получается лишь тогда, когда перед вторым слагаемым берется знак плюс. Поэтому x следует брать в виде

$$x = -\sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}} + \sqrt{\mu_2^2 + \frac{\mu_{4k}}{2} - \frac{\mu_{40}}{6}},$$

и оценка $\hat{\rho}^k$ будет иметь вид

$$\hat{\rho}^k = \frac{-\sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}} + \sqrt{\mu_2^2 + \frac{\mu_{4k}}{2} - \frac{\mu_{40}}{6}}}{\mu_2 - \sqrt{\frac{3}{2}\mu_2^2 - \frac{\mu_{40}}{6}}}.$$

Для точного определения знака ρ следует брать величину k нечетной. По-видимому, достаточно брать значение $k = 1$, когда сразу получается оценка $\hat{\rho}$ параметра ρ .

Проверка гипотезы о наличии двойной волатильности

Наличие двойной волатильности в модели (3) связано с наличием коэффициента b . Поэтому представляет интерес проверка статистической гипотезы вида

$$H_0: b = 0; \quad H_1: b \neq 0.$$

Из системы (11) следует, что при $b=0$ должны выполняться соотношения $\mu_2 = a^2$, $\mu_{40} = 3a^4$, то есть $\mu_{40} = 3\mu_2^2$. Поэтому для проверки гипотезы о том, что $b=0$, следует использовать статистику $\frac{\mu_{40}}{\mu_2^2}$. Сам тест выглядит следующим образом: если

$$\left| \frac{\mu_4}{\mu_2} - 3 \right| < g_\alpha \sqrt{\frac{24}{N}},$$

то следует принять гипотезу H_0 , в противном случае - отвергнуть ее. Константа g_α определяется по уровню значимости α .

ЛИТЕРАТУРА

1. Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики. Т. I. Факты и модели. М.: Фазис, 1998. 489с.
2. Меладзе В.Э. Курс технического анализа. М.: Серебряные нити, 1997. 272с.
3. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов. М.: Мир, 1976. 755с.
4. Крамер Г., Линдбеттер М. Стационарные случайные процессы. М.: Мир, 1987. 313с.