

# МОНИТОРИНГ НЕСТАЦИОНАРНЫХ ПРОЦЕССОВ: АНАЛИЗ И ИССЛЕДОВАНИЕ ИЗМЕНЕНИЙ СВОЙСТВ СТАЦИОНАРНОСТИ

Е. А. Гребенюк

*Институт проблем управления им. В. А. Трапезникова, г. Москва*

Рассмотрен алгоритм текущего обнаружения изменений свойств стационарности процесса: изменения состояния процесса от стационарного к нестационарному и наоборот. Дан анализ влияния изменений свойств процесса на коинтеграционные связи.

## ВВЕДЕНИЕ

Статистические методы исследования систем, описываемых временными рядами, наряду с традиционными областями приложения, такими как техника, геофизика, геология, сейсмология, медицина, в последнее время стали применяться и для исследования процессов и явлений, протекающих в экономике и обществе. Эти процессы в большинстве своем нестационарные, характеризуются малым числом наблюдений и наличием ряда циклов или этапов развития, на каждом из которых достаточно сильно изменяются закономерности их поведения.

Современные методы анализа систем, описываемых нестационарными процессами, широко оперируют понятием связей между ними. Наличие таких связей обусловлено существованием объективных закономерностей развития анализируемых систем, заключающихся в том, что между изменениями нестационарных временных рядов, описывающих систему, существует долгосрочное равновесие. Например, обменные курсы валют изменяются таким образом, чтобы сохранялся паритет покупательной способности, факторы, вызывающие развитие заболеваний, отражаются на развитии заболеваемости, убытки предприятий конкретного региона увеличивают объемы неплатежей в регионе и пр.

Неизменность связей поддерживает устойчивость системы, их нарушение может существенно изменить поведение процесса, поэтому анализ ди-

намики связей является важным элементом анализа поведения системы, описываемой временными рядами. Для описания связей в классе интегрированных нестационарных процессов введено понятие коинтеграции [1].

Исследование и мониторинг поведения системы предполагает наличие ее адекватной модели. В системе, описываемой временными рядами, модель можно получить путем обработки результатов наблюдений за ее поведением. Для анализа временных рядов широко применяются параметрические модели. Методам построения параметрических моделей и проверки наличия коинтеграционных связей в случае отсутствия изменений в интервале наблюдения посвящено большое число работ (см., например, [2—7]).

Однако, параметры модели могут скачкообразно изменять свои значения, реагируя на внешние события. Пример такого события — дефолт в августе 1998 г., резко изменивший поведение индексов в российской экономике. Наличие изменений в процессах снижает эффективность алгоритмов, построенных без учета этих изменений. В работах [8—11] описываются методы, учитывающие наличие изменений в моделях. Однако они предназначены для построения модели со структурными изменениями после окончания процесса наблюдения за системой. Такая модель может быть использована для прогноза только до момента возникновения новых изменений в процессе.

Если после построения модели в системе произошли изменения, то при прогнозировании будущих значений процесса возникают ошибки. По-

этому после получения адекватной модели необходимо проверять, сохраняет ли она адекватность. Проверка адекватности модели в режиме получения текущих наблюдений и своевременное выявление отклонений позволяет прогнозировать развитие системы и предотвращать возможные кризисные и неблагоприятные ситуации. Цель настоящей статьи состоит в формировании методов, предназначенных для мониторинга нестационарного процесса с изменением свойств и основанных на алгоритмах обнаружения отклонений системы от модели в режиме получения текущих наблюдений.

## ОСНОВНЫЕ ОПРЕДЕЛЕНИЯ И ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

**Определение 1.** *Случайный процесс  $y_t$  называется интегрированным порядка  $d$ , если применение к нему  $d$  раз разностного оператора превращает его в стационарный, и обозначается  $I(d)$ .*

Стационарный процесс является интегрированным нулевого порядка и обозначается  $I(0)$ .

**Определение 2.** *Если линейная комбинация случайных процессов интегрированных порядка  $d$ , является интегрированным процессом порядка  $d - 1$ , то эти процессы называются коинтегрированными, а вектор коэффициентов линейной комбинации — коинтегрирующим вектором.*

**Постановка задачи.** Рассмотрим систему, поведение которой описывается случайной векторной последовательностью временных рядов:

$$y_t = \sum_{j=1}^p \Pi_j y_{t-j} + \varepsilon_t,$$

где  $y_t$  — вектор размерности  $n \times 1$ , каждая компонента которого представляет собой процесс типа  $I(0)$  либо  $I(1)$ ,  $\varepsilon_t$  — гауссовский белый шум,

$\Pi(L) = I - \sum_{i=1}^p \Pi_i L^i$  — матричный полином, имеющий  $k < n$  единичных корней,  $L$  — оператор запаздывания. Стандартными преобразованиями эта модель преобразуется к виду [7]:

$$\Delta y_{1,t} = \mu_{1,t}, \quad (1a)$$

$$\Delta y_{1,t} - \beta y_{1,t} = \mu_{2,t} \quad (1b)$$

где  $y_t = (y_{1,t}, y_{2,t})'$ ,  $y_{1,t}$  — вектор компонент размерности  $k \times 1$ ,  $y_{2,t}$  — вектор компонент размерности  $r \times 1$ ,  $n = r + k$ ,  $\mu_t = (\mu_{1,t}, \mu_{2,t})' = D(L)\varepsilon_t$ , матрица  $D(1)$  имеет полный ранг. Уравнения (1б) описывают коинтеграционные связи между компонентами  $y_{1,t}$  и  $y_{2,t}$ . Предположим, что в компонентах  $y_{1,t}$  в неизвестные моменты времени  $t = t_a$  возникают изменения следующих типов:

- изменение стохастического тренда:

$$\Delta y_{1,t} = \begin{cases} \mu_{1,t}^0, & \text{если } t \leq t_a \\ \mu_{1,t}^1, & \text{если } t > t_a, \end{cases} \quad (2)$$

где  $\text{var}(\mu_{1,t}^0) \neq \text{var}(\mu_{1,t}^1)$ ;  $\text{var}(\cdot)$  — дисперсия величины ( $\cdot$ );

- изменение свойств стационарности процесса:

$$\Delta y_{1,t} = \begin{cases} \mu_{1,t}^0, & \text{если } t \leq t_a \\ -\alpha y_{t-1} + \mu_{1,t}^0, & \text{если } t_b > t > t_a \\ \mu_{1,t}^1, & \text{если } t \geq t_b, \end{cases} \quad (3)$$

где  $0 < \alpha < 1$ ,  $\mu_{1,t}^0$ ,  $\mu_{1,t}^1$  — стационарные процессы.

Требуется построить алгоритмы обнаружения отклонений системы от модели, работающие в режиме текущего получения наблюдений.

**Обсуждение.** В рассматриваемой постановке первые  $k$  уравнений преобразованной системы описывают независимо изменяющиеся компоненты, последние  $r$  уравнений описывают коинтеграционные связи между ее компонентами. Методы построения моделей вида (1а), (1б) с изменениями свойств типа (2) и (3) описаны во многих работах [2–7]. Для разработки алгоритмов обнаружения отклонений системы от модели в режиме текущего получения наблюдений решаются:

— задача анализа влияния изменений (2) и (3) на коинтеграционные связи (1б);

— задача текущего обнаружения изменений типа (2) и (3).

Задача текущего обнаружения изменений типа (2) решается применением алгоритмов, рассмотренных в работах [12, 13]. Для обнаружения изменения свойств стационарности процесса применяется алгоритм, описанный в настоящей статье.

### Анализ влияния изменений свойств процесса на коинтеграционные связи

Рассмотрим изменения коинтеграционных связей при изменениях свойств процесса (2) и (3) для модели (1а), (1б). При анализе процессов  $y_{i,t}$ ,  $i = 1, 2$ , до изменения свойств и после будем пользоваться обозначением:

$$\Delta y_{1,t} = \begin{cases} y_{1,t}^0, & \text{если } t \leq t_a \\ y_{1,t}^1, & \text{если } t > t_a, \end{cases}$$

где  $i = 1, 2$ .



**Изменение стохастического тренда.** Перепишем соотношение (2) в виде

$$\Delta y_{1,t} = \begin{cases} y_{1,t-1}^0 + \mu_{1,t}^0, & \text{если } t \leq t_a \\ y_{1,t-1}^0 + \mu_{1,t}^1, & \text{если } t = t_a + 1 \\ y_{1,t-1}^1 + \mu_{1,t}^1, & \text{если } t \geq t_a + 1, \end{cases}$$

и рассмотрим две возможные ситуации:

- процесс  $y_{2,t}$  изменяется в соответствии с моделью (1б):  $y_{2,t} = \beta y_{1,t} + \mu_{2,t}$ , тогда коинтеграционное соотношение сохраняется, но в силу условия (2) изменяется дисперсия разностей процесса  $y_{2,t}$ :  $\Delta y_{2,t} = \beta y_{1,t}$ ;
- процесс  $y_{2,t}$  после изменения  $y_{1,t}$  продолжает по-прежнему изменяться по закону:  $y_{2,t}^1, t = \beta y_{1,t}^0 + \mu_{2,t}$ . В этом случае дисперсия разностей процесса  $y_{2,t}$  не изменяется после момента  $t_a$ , но коинтеграция нарушается. Разность

$$y_{2,t} - \beta y_{1,t} \quad (4)$$

после изменения принимает вид:

$$\begin{aligned} y_{2,t}^1 - \beta y_{1,t-1}^0 &= \beta(y_{1,t}^0 - y_{1,t-1}^1) + \mu_{2,t} = \\ &= \beta(y_{1,t-1}^0 + \mu_{1,t}^0 - y_{1,t-1}^1 - \mu_{1,t}^1) + \mu_{2,t} = \\ &= \beta(\mu_{1,t}^0 - \mu_{1,t}^1) + \mu_{2,t}, \end{aligned}$$

если  $t = t_a + 1$ ,

$$\begin{aligned} y_{2,t}^1 - \beta y_{1,t-1}^1 &= \beta(y_{1,t}^0 - y_{1,t-1}^1) + \mu_{2,t} = \\ &= \beta(y_{1,t-1}^0 + \mu_{1,t}^0 - y_{1,t-1}^1 - \mu_{1,t}^1) + \mu_{2,t} = \\ &= k\beta(\mu_{1,t}^0 - \mu_{1,t}^1) + \mu_{2,t}, \end{aligned}$$

если  $t = t_a + k$ ,

т. е. дисперсия разности (4) растет, и процесс  $y_{2,t} - \beta y_{1,t}$  становится нестационарным.

**Изменение характера стационарности процесса  $y_{1,t}$ .** Как и в случае изменения стохастического тренда, рассмотрим две возможные ситуации:

- процесс  $y_{2,t}$  после изменения свойств процесса  $y_{1,t}$  изменяется в соответствии с моделью (1б):  $y_{2,t} = \beta y_{1,t} + \mu_{2,t}$  тогда процессы  $y_{1,t}$  и  $y_{2,t}$  становятся стационарными:

$$y_{1,t}^1 = (1 - \alpha)y_{1,t-1}^0 + \mu_{1,t}^0, \text{ если } t = t_a + 1,$$

$$y_{2,t}^1 = \beta(1 - \alpha)y_{1,t-1}^0 + \beta\mu_{1,t}^0 + \mu_{2,t}, \text{ если } t = t_a + 1,$$

$$y_{1,t}^1 = (1 - \alpha)y_{1,t-1}^1 + \mu_{1,t}^0, \text{ если } t > t_a + 1,$$

$$y_{2,t}^1 = \beta(1 - \alpha)y_{1,t-1}^1 + \beta\mu_{1,t}^0 + \mu_{2,t}, \text{ если } t > t_a + 1.$$

- процесс  $y_{2,t}$  после изменения свойств процесса  $y_{1,t}$  продолжает по-прежнему изменяться по закону:  $y_{2,t}^1 = \beta y_{1,t}^1 + \mu_{2,t}$ . В этом случае процесс  $y_{2,t}$  остается нестационарным:

$$y_{1,t}^1 = \beta(y_{1,0}^0 + \sum_{j=1}^t \mu_{1,j}^0) + \mu_{0,t},$$

а коинтеграционные связи нарушаются. Разность (4) после момента  $t = t_a$  изменения свойств принимает вид:

$$y_{2,t}^1 - \beta y_{1,t}^0 = \beta(y_{1,t}^0 - y_{1,t}^1) + \mu_{2,t},$$

так как  $y_{1,t}^0 - y_{1,t}^1$  представляет собой разность стационарного и нестационарного процессов, то

#### Диагностика изменений двух коинтегрированных процессов

Изменения процесса $y_{1,t}$	Изменения процесса $y_{2,t}$	Изменения связи $y_{2,t} - \beta y_{1,t}$	Признаки изменений
Изменение стохастического тренда, процесс остается нестационарным	Изменение стохастического тренда, процесс остается нестационарным	Коинтеграционная связь сохраняется	Изменение стохастического тренда процессов $y_{1,t}$ и $y_{2,t}$ , процесс $y_{2,t} - \beta y_{1,t}$ остается стационарным
Изменение стохастического тренда, процесс остается нестационарным	Без изменений	Нарушение коинтеграционной связи	Изменение стохастического тренда процесса $y_{1,t}$ , переход процесса $y_{2,t} - \beta y_{1,t}$ от стационарного состояния к нестационарному
Переход процесса в стационарное состояние	Переход процесса в стационарное состояние	Коинтеграционная связь теряет смысл	Переход процессов $y_{1,t}$ и $y_{2,t}$ от нестационарного состояния к стационарному
Переход процесса в стационарное состояние	Без изменений	Нарушение коинтеграционной связи	Переход процесса $y_{1,t}$ от нестационарного состояния к стационарному, переход процесса $y_{2,t} - \beta y_{1,t}$ от стационарного состояния к нестационарному

разность  $y_{2,t}^1 - \beta y_{1,t}^0$  — нестационарная, следовательно, ковариационные связи нарушаются.

Изменения в системе могут быть диагностированы по некоторому набору признаков. Перечень изменений и набор признаков, по которым их можно диагностировать, представлены в таблице.

Алгоритм обнаружения изменения стохастического тренда рассматривался в работах [12, 13]. Алгоритмы обнаружения перехода процесса от стационарного состояния к нестационарному по текущим наблюдениям и наоборот рассмотрены далее.

### Алгоритм текущего обнаружения изменения свойств нестационарности процесса (нестационарный, стационарный)

Построим алгоритм обнаружения изменений по текущим наблюдениям. Мы будем здесь рассматривать покомпонентное обнаружение изменений. Пусть каждая компонента процесса  $y_{1,t}$  описывается моделью  $\Delta y_t = \mu_t$ , где

$$\mu_t = \sum_{j=0}^k \alpha_j \varepsilon_{t-j}, \quad (5)$$

$\varepsilon_t$  — гауссовский белый шум.

В соответствии с выражением (3) в некоторый момент времени  $t = t_a$  в процессе происходит изменение свойства стационарности:

$$\Delta y_1 = \begin{cases} \mu_t, & \text{если } t \leq t_a \\ -\alpha y_{t-1} + \mu_t, & \text{если } t > t_a, \end{cases} \quad (6)$$

где  $0 < \alpha < 1$ , и в некоторый момент времени  $t = t_b > t_a$  в стационарном процессе  $y_t$  возникают изменения:

$$\Delta y_1 = \begin{cases} -\alpha y_{t-1} + \mu_t, & \text{если } t_a \leq t \leq t_b \\ \mu_t, & \text{если } t > t_b, \end{cases} \quad (6a)$$

Как известно, дисперсия нестационарного процесса неограниченно возрастает с увеличением времени наблюдений:  $\text{var}(y_t) \rightarrow \infty$  при  $t \rightarrow \infty$ . Оценим дисперсию процессов  $y_t$  и  $\Delta y_t$  после того, как он становится стационарным.

**Теорема 1.** Если в процессе происходят изменения свойств (6), то:

1) дисперсия процесса  $y_t$  после изменения свойств ограничена сверху величиной

$$P_1 = \text{var}(\mu_t) \left( \frac{1}{1-(1-\alpha)} + \frac{1}{1-(1-\alpha)^2} + \dots + \frac{1}{1-(1-\alpha)^k} \right),$$

где  $\text{var}(\mu_t)$  — дисперсия процесса  $\mu_t$ ;

2) дисперсия процесса  $\Delta y_t$  стремится к величине

$$P_2 = \alpha \left( \frac{\sum_{i=1}^k \alpha_i^2}{1-(1-\alpha)^2} + \frac{\sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i \alpha_{i+1}}{1-(1-\alpha)} + \frac{\sum_{i=1}^{k-2} \alpha_i \alpha_{i-2}}{1-(1-\alpha)} + \dots + \frac{\alpha_k \alpha_1}{1-(1-\alpha)^k} \right) \text{var}(\varepsilon).$$

Если в процессе происходят изменения свойств (6a), то дисперсия процесса  $\Delta y_t$  стремится к величине

$$P_3 = \sum_{i=1}^k \alpha_i^k \text{var}(\varepsilon) = \frac{1-\alpha^{k+1}}{1-\alpha} \text{var}(\varepsilon),$$

$k$  — порядок модели (5).

Рассмотрим статистику  $T = \Delta y_t' \Delta y_{t-k}$ , представляющую собой функцию от одинаково распределенных независимых случайных величин  $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_0$ , где  $t \rightarrow \infty$ , и исследуем ее свойства.

**Теорема 2.** Если в процессе происходят изменения свойств, то:

1) математическое ожидание статистики  $T$  после изменения свойств (6) ограничено снизу величиной:

$$M = -\left( \frac{1-\alpha}{1+\alpha} \right) \text{var}(\mu_t);$$

2) математическое ожидание статистики  $T$  после изменения свойств (6a) равно нулю,  $k$  — порядок модели (5).

(Доказательства теорем 1 и 2 основаны на вычислении соответствующих статистик процессов  $y_t$  и  $\Delta y_t$  до момента изменения  $t_a$  и после).

Алгоритм обнаружения изменения свойств (6) представляет собой алгоритм кумулятивных сумм для текущего обнаружения одновременного изменения следующих параметров:

- уменьшения дисперсии процесса  $y_t$  до величины  $P_1$ ;
- увеличения дисперсии процесса  $\Delta y_t$  до величины  $P_2$ ;
- уменьшения математического ожидания статистики  $T$  до величины  $M$ .

Алгоритм обнаружения изменения свойств (6a) представляет собой алгоритм кумулятивных сумм для текущего обнаружения одновременного изменения следующих параметров:

- увеличения дисперсии процесса  $y_t$  больше величины  $P_1$ ;
- уменьшения дисперсии процесса  $\Delta y_t$  до величины  $P_2$ ;
- увеличения математического ожидания статистики  $T$  до нуля.

Алгоритм кумулятивных сумм в случае точно известных параметров процесса до и после изменения свойств предложен в работе [14], в случае заданных границ параметров до и после изменения свойств — в работах [12, 13].

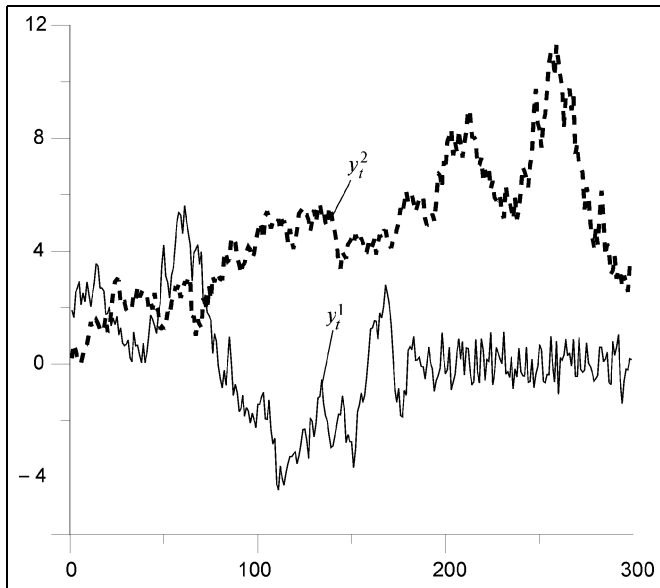


Рис. 1. Графики процессов  $y_t^1$  и  $y_t^2$

### Применение алгоритма обнаружения нестационарности для анализа изменения биржевых индексов

Рассмотрим пример, иллюстрирующий работу алгоритма. На рис. 1 приведены графики двух смоделированных рядов

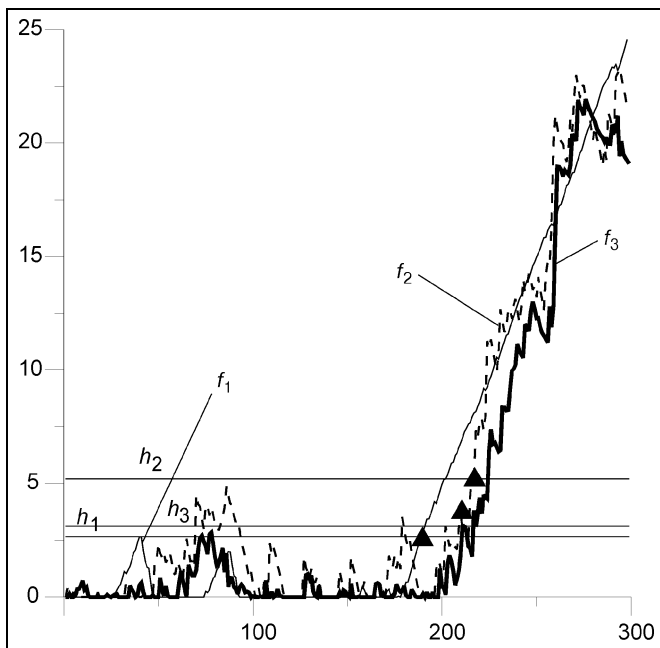


Рис. 2. Решающие функции алгоритма обнаружения изменения нестационарности  $f_i$ ,  $i = 1, 2, 3$ :

▲ — момент превышения решающей функцией порога;  $h_i$  — порог решающей функции

$$y_t^1 = \begin{cases} y_{t-1}^1 + \varepsilon_t, & \text{если } t \leq 200 \\ -0,8y_{t-1}^1 + \varepsilon_t, & \text{если } t > 200 \end{cases} \quad (7)$$

и

$$y_t^2 = \begin{cases} y_{t-1}^2 + \varepsilon_t^1, & \text{если } t \leq 200 \\ y_{t-1}^2 + \varepsilon_t^2, & \text{если } t > 200 \end{cases} \quad (8)$$

где  $\varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_t^1$ ,  $\varepsilon_t^2$  — гауссовский белый шум,  $\text{var}(\varepsilon_t) = \text{var}(\varepsilon_t^1) = 0,7$ ,  $\text{var}(\varepsilon_t^2) = 1$ . Как следует из моделей (7) и (8), первый ряд после 200-й точки становится стационарным, а во втором происходит изменение стохастического тренда. Алгоритм обнаружения настраивается по первым 100 точкам. Для каждой из трех решающих функций определяются пороги, превышение решающей функцией порога дает сигнал об изменении свойств. Обнаружение перехода процесса из нестационарного состояния в стационарное фиксируется, когда все решающие функции будут находиться выше порога. Обнаружение изменения стохастического тренда фиксируется, когда обнаруживается изменение дисперсии процесса  $\Delta y_t$ . На рис. 2 и 3 показаны графики процессов  $y_t^1$  и  $y_t^2$  и решающие функции алгоритма обнаружения изменения свойств стационарно-

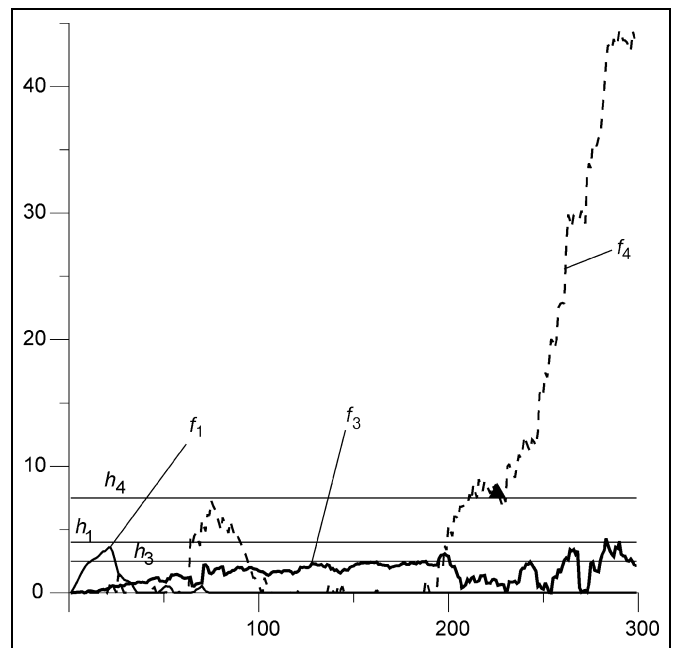


Рис. 3. Решающие функции алгоритма обнаружения изменения стохастического тренда  $f_i$ ,  $i = 1, 3, 4$ :

▲ — момент превышения решающей функцией порога;  $h_i$  — порог решающей функции

сти процесса, где  $f_1$  — решающая функция алгоритма обнаружения (примененного к процессу  $y_t$ ) уменьшения дисперсии;  $f_2$  — решающая функция алгоритма обнаружения (примененного к процессу  $\Delta y_t$ ) увеличения дисперсии;  $f_3$  — решающая функция алгоритма обнаружения (примененного к значениям статистики  $T$ ) уменьшения математического ожидания;  $f_4$  — решающая функция алгоритма обнаружения (примененного к процессу  $\Delta y_t$ ) изменения дисперсии процесса.

Как видно из рисунков, в случае изменения стохастического тренда происходит обнаружение дисперсии процесса  $\Delta y_t^2$ , дисперсия процесса  $y_t^2$  и математическое ожидание статистики  $T$  не уменьшаются. В случае изменения процесса от нестационарного к стационарному происходит уменьшение дисперсии процесса  $y_t^1$ , увеличение дисперсии процесса  $\Delta y_t^1$ , увеличение математического ожидания статистики  $T$  до нуля.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Engle R. F., Granger C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing // *Econometrica*. — 1987. — Vol. 55. — P. 251–276.
2. Fuller W. A. Introduction to Statistical Time Series. N.-Y.: Wiley, 1996.
3. Hamilton J. D. Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994. — P. 296.
4. Granger C. W. J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification // *Journal of Econometrics*. — 1981. — Vol. 16. — P. 121–130.
5. Sims C. A., Stock J. H., Watson M. W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots // *Econometrica*. — 1990. — Vol. 58. — P. 113–144.
6. Stock J. H. Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors // *Econometrica*. — 1987. — Vol. 55. — P. 1035–1056.
7. Watson M. W. Vector Autoregression and Cointegration // *Handbook of Econometrics*. Amsterdam, 1994. — Vol. 4. — P. 2844–2915.
8. Bai J. Estimating Multiple Breaks One at a Time // *Econometric Theory*. — 1997. — Vol. 13. — P. 315–52.
9. Bai J. and Perron P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes // *Econometrica*. — 1998. — Vol. 66. — P. 47–78.
10. Perron P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis // *Econometrica*. — 1989. — Vol. 57. — P. 1361–401.
11. Zivot E. and Andrews D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock? And the Unit Root Hypothesis // *Journal of Business and Economic Statistics*. — 1992. — No. 10. — P. 251–70.
12. Гребенюк Е. А. Обнаружение изменений свойств нестационарных случайных процессов // *Автоматика и телемеханика*. — 2003. № 12. — С. 25–41.
13. Гребенюк Е. А. Анализ и оперативная диагностика систем, описываемых нестационарными случайными процессами // *Проблемы управления*. — 2003. № 4. — С. 23–29.
14. Page E. S. Continuous inspection schemes // *Biometrika*. — 1954. — Vol. 41. — P. 100–115.

☎ (095) 334-76-40

E-mail: grebenuk@yahoo.com



## Уважаемые читатели!

Посетите Интернет-сайт теории управления  
организационными системами [www.mtas.ru](http://www.mtas.ru)

**Цель сайта** — предоставление специалистам по теории и практике управления организационными системами (ученым, преподавателям, аспирантам, студентам, а также реальным управленцам) доступа к ресурсам, отражающим современное состояние теории и возможности обмена идеями и результатами.

На сайте представлены разделы:

**Теория** — с обзором теории управления организационными системами, глоссарием, информацией для аспирантов;

**Практика** — с обзором результатов внедрения механизмов управления в реальных организациях;

**Библиография** — около 2000 публикаций по теории управления, снабжена классификатором и аннотациями;

**Электронная библиотека** — более 100 полнотекстовых монографий, статей и учебных пособий; а также многое другое.

На сайте работает **форум**, где можно обсудить вопросы, относящиеся к математике, экономике, управлению организациями, узнать новости теории управления и ознакомиться с тематикой, временем и местом проведения планируемых конференций и семинаров.

С октября 2003 г. сайт посетили более 10 000 человек.