Оригинальная статья

Original Paper

УДК 004.942:519.2:519.87 © А.А. Тарасенко, Е.В. Прокопенко✉, А.С. Ащеулова, 2026

ФГБОУ ВО «Кузбасский государственный технический университет имени Т.Ф. Горбачева», филиал в г. Новокузнецке, 654000, г. Новокузнецк, Россия
✉ e-mail: pev.vtit@kuzstu.ru

UDC 004.942:519.2:519.87 © A.A. Tarasenko, E.V. Prokopenko✉, A.S. Ashcheulova, 2026

T.F. Gorbachev Kuzbass State Technical University (KuzSTU), Branch in Novokuznetsk, Novokuznetsk, 654000, Russian Federation
✉ e-mail: pet.vtit@kuzstu.ru

Последовательное обнаружение роста хвостового риска (Expected Shortfall) в нестационарных потоках измерений при временно-равномерном контроле ложной тревоги для мониторинга оборудования угольной промышленности

Sequential detection of tail-risk growth (Expected Shortfall) in nonstationary measurement streams under time-uniform false-alarm control for monitoring coal industry equipment

DOI: http://dx.doi.org/10.18796/0041-5790-2026-8-113-118

Рассматривается последовательное обнаружение роста хвостового риска в нестационарных потоках измерений, где опасны редкие крупные отклонения. Такая постановка возникает при непрерывном мониторинге оборудования, когда отказу предшествуют редкие экстремальные события. В задачах вибродиагностики и контроля ударных нагрузок средние показатели нередко изменяются слабо, тогда как появляются кратковременные импульсы ускорения; эти импульсы возбуждают собственные частоты узла и приводят к росту экстремальных значений в высокочастотной полосе и в спектре огибающей. В гидравлических системах аналогичным образом формируются серии скачков давления, при этом базовый уровень может дрейфовать в зависимости от режима работы. Предлагаемая процедура ориентирована на раннее выявление утяжеления хвоста таких экстремальных показателей и обеспечивает временно-равномерный контроль ложной тревоги через параметр δ. Риск измеряется мерой Expected Shortfall (условным ожидаемым убытком) $ES_{1-\alpha}$. Чтобы отделить изменение хвоста от медленного дрейфа уровня, на каждом шаге строится адаптивный порог q_t и анализируются превышения $(X_t-q_t)^+$, которые для устойчивости усекаются сверху константой B. По нормированным усеченным превы-

ТАРАСЕНКО А.А.
Студент, ФГБОУ ВО «Кузбасский государственный технический университет имени Т.Ф. Горбачева», филиал в г. Новокузнецке, 654000, г. Новокузнецк, Россия, e-mail: gamenk987@gmail.com

ПРОКОПЕНКО Е.В.
Канд. физ.-мат. наук, доцент, ФГБОУ ВО «Кузбасский государственный технический университет имени Т.Ф. Горбачева», филиал в г. Новокузнецке, 654000, г. Новокузнецк, Россия, e-mail: pev.vtit@kuzstu.ru

АЩЕУЛОВА А.С.
Канд. физ.-мат. наук, доцент, ФГБОУ ВО «Кузбасский государственный технический университет имени Т.Ф. Горбачева», 650000, г. Кемерово, Россия, e-mail: asheulovaas@kuzstu.ru

шениям Z_t строится процесс свидетельств L_t. Показано, что при штатном условном ограничении $E[Z_t | F_{t-1}] \le m_0$ выполняется временно-равномерный контроль ложной тревоги: $P_{H0}(\sup_{t \ge 0} L_t \ge 1/\delta) \le \delta$ для любого $\delta \in (0,1)$. Предложено ограниченно-памятное взвешенное объединение процессов, запущенных в разные моменты изменения; моделирование смены хвоста демонстрирует управляемую задержку обнаружения при отсутствии преждевременных срабатываний в штатном режиме.

Ключевые слова: *Expected Shortfall (ES), хвостовой риск, обнаружение разладки, процесс свидетельств, тестовые мартингалы, временно-равномерный контроль, нестационарные данные, ограниченная память.*

Для цитирования: Тарасенко А.А., Прокопенко Е.В., Ащеулова А.С. Последовательное обнаружение роста хвостового риска (Expected Shortfall) в нестационарных потоках измерений при временно-равномерном контроле ложной тревоги для мониторинга оборудования угольной промышленности // Уголь. 2026;(8):113-118. DOI: 10.18796/0041-5790-2026-8-113-118.

Abstract

We study online detection of tail-risk growth in nonstationary measurement streams, where rare large deviations are critical. This setting arises in continuous equipment monitoring, where failures are preceded by rare extreme events. In vibration diagnostics and impact-load monitoring, mean-level indicators may change only slightly, while short acceleration impulses appear; these impulses excite the system's natural frequencies and lead to an increase of extremes in a high-frequency band and in the envelope spectrum. In hydraulic systems, a similar pattern is observed as bursts of pressure surges, while the baseline level may drift with the operating regime. The proposed procedure is designed for early detection of tail thickening in such extreme indicators and provides a time-uniform control of the false-alarm probability via the parameter δ. The risk is quantified by Expected Shortfall $ES_{1-\alpha}$. To separate tail behavior from slow level drift, we build an adaptive threshold qt and analyze exceedances $(X_t - q_t)^+$, truncated by a constant B for robustness. Based on normalized truncated exceedances we construct an evidence process L_t (an e-process). Under a nominal conditional bound $E[Z_t | F_{t-1}] \le m_0$ we prove time uniform false alarm control: $P_{H0}(\sup_{t \ge 0} L_t \ge 1/\delta) \le \delta$ for any $\delta \in (0, 1)$. We present a limited-memory mixture procedure over change points; simulations with a tail change illustrate controlled detection delay and no premature alarms under the nominal regime.

Keywords

Expected Shortfall; tail risk; change-point detection; e-values; test martingales; time-uniform control; nonstationary data; limited memory.

For citation

Tarasenko A.A., Prokopenko E.V., Ashcheulova A.S. Sequential detection of tail-risk growth (Expected Shortfall) in nonstationary measurement streams under time-uniform false-alarm control for monitoring coal industry equipment. *Ugol'*. 2026;(8):113-118. (In Russ.). DOI: 10.18796/0041-5790-2026-8-113-118.

ВВЕДЕНИЕ

Во многих производственно-технологических и инфраструктурных системах опасны не «средние» отклонения, а редкие пики: кратковременные перегрузки, всплески вибрации, аномальные выбросы давления и температуры, кратные превышения тока и т.п. [1]. Такие события естественно описывать хвостовыми функционалами. В работе используем меру Expected Shortfall (условный ожидаемый убыток; далее – ES) $ES_{1-\alpha}$ – стандартную когерентную меру хвостового риска [2, 3, 4]. Требуется по потоку $X_1, X_2, \ldots$ быстро обнаружить усиление хвоста при возможной нестационарности и заранее гарантировать вероятность ложной тревоги равномерно по времени [5, 6, 7, 8]. Ниже приведены типовые производственные ситуации, в которых усиление хвоста соответствует реальному механизму деградации и проявляется в виде редких экстремальных пиков диагностических сигналов.

Вибродиагностика. На ранних стадиях люфта, разболтовки и дефектов качения среднеквадратичное значение вибрации часто почти не меняется. Зато начинают появляться редкие импульсы. Они возбуждают собственные частоты узла. В спектре усиливаются резонансные составляющие и высокочастотная часть [9].

Гидравлика. В гидросистемах деградация чаще проявляется не смещением среднего уровня, а редкими скачками давления. В норме такие скачки единичны. При износе клапанов, ухудшении демпфирования и нарушении уплотнений скачки идут сериями. При этом базовый уровень давления дрейфует по температуре и режиму, поэтому фиксированный порог дает ложные тревоги.

Ударные нагрузки. В задачах с ударными контактами критичны пиковые перегрузки и изменение амплитудно-частотной картины. Удар дает короткий импульс силы и ускорения. Он возбуждает резонансные полосы и перестраивает спектральную структуру. Опасность возникает тогда, когда редкие удары начинают повторяться и накапливать повреждения. Поэтому далее X_t задаем как экстремальный диагностический показатель, который фиксирует эти редкие пики.

На шаге t по прошлым данным строим порог q_t и рассматриваем превышение $(X_t - q_t)^+$. По нормированным усеченным превышениям строим процесс свидетельств L_t [10, 11, 12, 13, 14]. Тревога возникает при $L_t \ge 1/\delta$; теорема 1 дает гарантию $\mathbb{P}_{H_0}(\sup_{t \ge 0} L_t \ge 1/\delta) \le \delta$.

Дальше фиксируем определения и обозначения, затем строим процесс свидетельств и доказываем временно-равномерный контроль ложной тревоги. После этого выписываем алгоритм с ограниченной памятью и показываем поведение процедуры на модельном эксперименте и примерах применения.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

Модель и связь с Expected Shortfall

Пусть $X_t \sim F_t$ – наблюдение в момент t, а $\mathcal{F}_t = \sigma(X_1, \ldots, X_t)$ – фильтрация (вся информация, доступная к моменту t).

В задачах ударных нагрузок X_t целесообразно задавать не как «сырое значение вибрации», а как оконный показатель, чувствительный к импульсам.

Фиксируем $\alpha \in (0,1)$ и для случайной величины X определим VaR уровня $1-\alpha$ – это $(1-\alpha)$-квантиль: X превышает этот порог примерно с вероятностью σ:

$$VaR_{1-\alpha}(X) = \inf\{x \in R : P(X \le x) \ge 1-\alpha\}.$$

При непрерывном распределении хвостовой риск задается мерой Expected Shortfall:

$$ES_{1-\alpha}(X) = E[X \mid X \ge VaR_{1-\alpha}(X)].$$

Здесь α – доля верхнего хвоста (например, $\alpha = 0{,}01$ соответствует верхнему 1%).

На каждом шаге строим порог qt, измеримый относительно $\mathscr{F}_{t-1}$ (фиксированный уровень, скользящее окно, экспоненциальное забывание и т.п.). Далее определяем усеченное превышение:

$$Y_t = \min\{(X_t - q_t)^+, B\}, \quad Z_t = Y_t/B \in [0,1],$$

где $B > 0$ подавляет единичные сверхвыбросы. Здесь q_t – адаптивный порог (на практике часто берут оценку квантили уровня $1-\alpha$ по прошлым данным), B – константа усечения (ограничивает влияние единичных сверхвыбросов), Y_t – усеченное превышение порога, а Z_t – нормированная «хвостовая потеря» в шкале $[0,1]$.

В штатном режиме предполагаем существование константы $m_0 \in (0,1)$ такой, что:

$$E[Z_t \mid \mathscr{F}_{t-1}] \le m_0 \text{ для всех } t \ge 1. \tag{1}$$

Параметр m_0 задает допустимый «средний уровень хвоста» в штатном режиме: чем меньше m_0, тем строже нулевая гипотеза. В прикладной настройке m_0 удобно калибровать по спокойному историческому участку потока, чтобы условие (1) выполнялось с небольшим запасом.

Связь с ES задает следующая стандартная идентичность.

Лемма 1. Пусть распределение X непрерывно и $q = VaR_{1-\alpha}(X)$. Тогда:

$$E[(X-q)^+] = \alpha(ES_{1-\alpha}(X) - q). \tag{2}$$

Комментарий. Равенство (2) показывает, что рост $ES_{1-\alpha}$ при фиксированном пороге влечет рост среднего превышения; поэтому мониторинг превышений является естественным индикатором роста хвостового риска.

Пример. При мониторинге гидравлического оборудования горных машин в угольной промышленности опасность создают редкие скачки давления, которые предшествуют отказам, тогда как средний уровень давления заметно дрейфует по режиму и температуре. Поэтому X_t задают как максимум давления за цикл или за фиксированное окно, а q_t строят адаптивно по недавним данным, чтобы описать текущую норму режима. Тогда превышение $(X_t - qt)^+$ из формулы выделяет именно аномальный пик сверх нормы и позволяет контролировать рост хвостового риска как учащение и усиление таких пиков, а не как изменение среднего уровня.

Процесс свидетельств и контроль ложной тревоги

Нулевая гипотеза H_0 соответствует штатному (номинальному) режиму (1): условное среднее нормированной хвостовой потери Z_t не превосходит m_0 на каждом шаге (при выбранных q_t и B). Пусть выполнено (1). Для $\lambda > 0$ определим одношаговый множитель:

$$\ell_t = \exp(\lambda(Z_t - m_0) - \lambda^2/8). \tag{3}$$

Здесь $\lambda > 0$ – параметр чувствительности: при большем λ статистика быстрее реагирует на частые крупные значения Z_t, но становится менее устойчивой к шуму. Поправка $\lambda^2/8$ обеспечивает корректность неравенства в лемме 2 для ограниченных $Z_t \in [0, 1]$ (оценка типа Хеффдинга).

Лемма 2. Если $Z_t \in [0, 1]$ и (1) выполнено, то $E[\ell_t \mid \mathscr{F}_{t-1}] \le 1$ для всех $t \ge 1$.

Далее учитываем неизвестный момент изменения (разладки): параллельно ведем процессы, «запущенные» в разные моменты, и объединяем их взвешенной суммой. Положим $w_k = \rho(1-\rho)_{k-1}$, $\rho \in (0, 1)$ (геометрические веса, $\sum_{k\ge1} w_k = 1$). Для каждого $k \ge 1$ определим частный процесс свидетельств: $M_t^{(k)} = 1$ при $t < k$; $M_t^{(k)} = \prod_{i=k}^{t} \ell_i$ при $t \ge k$ [15,16].

Объединенный по моментам возможного изменения процесс свидетельств задаем как:

$$L_t = \sum_{k=1}^{\infty} w_k M_t^{(k)} = (1-\rho)_t + \sum_{k=1}^{t} w_k \prod_{i=k}^{t} \ell_i, \quad t \ge 0, \quad L_0 = 1.$$

Интерпретация. Индекс k соответствует сценарию «изменение началось в момент k». Статистика $M_t^{(k)}$ копит свидетельства только после k, а до k равна 1. Далее объединяем все сценарии взвешенной суммой $L_t = \sum_k w_k M_t^{(k)}$. Веса w_k убывают геометрически; параметр ρ задает «длину памяти» порядка $1/\rho$. Порог $1/\delta$ выбираем так, чтобы δ ограничивало вероятность ложного срабатывания на любом горизонте.

Теорема 1. Пусть выполнено (1) и $Z_t \in [0,1]$. Тогда $(L_t)_{t\ge0}$ – неотрицательный супермартингал, то есть в штатном режиме он в среднем не растет, и для любого $\delta \in (0,1)$:

$$\mathbb{P}_{H0}(\sup_{t\ge0} L_t \ge 1/\delta) \le \delta.$$

В частности, для $\tau = \inf\{t \ge 1 : L_t \ge 1/\delta\}$ имеем $\mathbb{P}H_0(\tau < \infty)$ δ.

Иными словами, выбранное δ задает верхнюю границу вероятности того, что процедура когда-либо сработает преждевременно в штатном режиме, независимо от длины наблюдения.

Доказательство. Зафиксируем $k \ge 1$. При $t < k$ величина $M_t^{(k)} \equiv 1$ постоянна. При $t \ge k$ имеем $M_t^{(k)} = \prod_{i=k}^{t} \ell_i$, и из леммы 2 следует $E[\ell_t \mid \mathscr{F}_{t-1}] \le 1$, поэтому $E[M_t^{(k)} \mid \mathscr{F}_{t-1}] \le M_{t-1}^{(k)}$. Значит, $(M_t^{(k)})_{t\ge0}$ – неотрицательный супермартингал. Взвешенная сумма с неотрицательными фиксированными весами w_k сохраняет это свойство, следовательно, $(L_t)_{t\ge0}$ – супермартингал. Далее применяем неравенство Вилля для неотрицательных супермартингалов [10,12].

Предлагаемое решение состоит в том, чтобы переводить сигнал в нормированное превышение Z_t относительно адаптивной нормы q_t, а затем накапливать свидетельства через множитель ℓ_i, и процесс L_t. Например, при контроле гидравлического оборудования горных машин X_t задают как максимум давления за цикл; qt описывают как текущую режима а Z_t выделяет скачки сверх нормы. Тогда рост L_t отражает не одиночный пик, а устойчивое учащение и усиление экстремальных скачков, то есть рост хвостового риска. Порог $1/\delta$ задает заранее известную и времен-

но-равномерную верхнюю границу вероятности ложной тревоги на любом горизонте, поэтому сигнал остается пригодным для длительной эксплуатации.

Алгоритм

Алгоритм работает в потоке и использует только текущие значения q_t, Z_t и накопленную статистику L_t (процесс свидетельств). На шаге t он вычисляет порог q_t по прошлым данным, преобразует наблюдение X_t в нормированную хвостовую потерю Z_t и обновляет L_t. Срабатывание объявляется при $L_t \geq 1/\delta$.

Описание ниже устроено так, чтобы реализация не требовала хранения всей истории: достаточно обновлять текущие величины на каждом шаге.

Процедура рассчитана на ситуацию, когда в потоке растет доля крупных превышений (утяжеляется хвост), а уровень сигнала может медленно дрейфовать.

Параметры. $\alpha \in (0,1)$ – уровень хвоста; $B > 0$ – порог усечения превышений; $m_0 \in (0,1)$ – штатный уровень $E[Z_t \mid \mathscr{F}_{t-1}]$; $\lambda > 0$ – чувствительность множителя ℓ_t; $\rho \in (0,1)$ – параметр геометрических весов (память порядка $1/\rho$); $\delta \in (0,1)$ – целевой уровень ложной тревоги (порог $1/\delta$).

Шаг t (обработка наблюдения X_t). Сначала по данным до момента $t-1$ строится порог q_t, измеримый относительно $\mathscr{F}_{t-1}$. В общем виде q_t можно задавать любым правилом вида $q_t = g_t(X_1, \ldots, X_{t-1})$. Для определенности на практике удобно брать оценку квантиля уровня $1-\alpha$ по недавним данным, например:

$$q_t = \widehat{VaR}_{1-\alpha}(X_{t-M}, \ldots, X_{t-1}),$$

где M – длина окна памяти (или используется экспоненциальное забывание; в статье допускается любой вариант, если qt вычисляется до наблюдения X_t) [17].

Далее из текущего значения X_t считаем усеченное превышение и нормированную хвостовую потерю:

$$Y_t = \min\{(X_t - q_t)^+, B\}, \quad Z_t = Y_t/B \in [0,1].$$

Здесь Y_t измеряет превышение порога, а усечение B ограничивает влияние единичных сверхвыбросов; $Z_t \in [0,1]$ нужно для применения леммы 2.

По Z_t вычисляем одношаговый множитель (локальное свидетельство):

$$\ell_t = \exp(\lambda(Z_t - m_0) - \lambda^2/8),$$

где m_0 – «нормальный» средний уровень хвоста, а параметр λ задает компромисс «скорость реакции – устойчивость к шуму».

Затем обновляем процесс свидетельств L_t, определенный в (4). Для геометрических весов его удобно считать рекурсивно с O(1) памятью. Введем детерминированный остаток весов:

$$S_t = \sum_{k=t+1}^{\infty} w_k = (1-\rho)_t, \quad S_0 = 1, \quad S_t = (1-\rho)\, S_{t-1}.$$

Тогда для $t \geq 1$ выполняется простая рекурсия:

$$L_t = \ell_t L_{t-1} + (1-\ell_t)\, S_t, \quad L_0 = 1.$$

Она эквивалентна формуле (4) и обеспечивает корректный контроль ложной тревоги из теоремы 1.

Правило тревоги

Объявляем разладку при пересечении порога $1/\delta$:

$$\tau^* = \inf\{t \geq 1 : L_t \geq 1/\delta\}.$$

Если $\tau^* < \infty$, то фиксируется событие «рост хвоста»; при выполнении штатного условия $E[Z_t \mid \mathscr{F}_{t-1}] \leq m_0$ обеспечивается временно-равномерный контроль ложной тревоги $\mathbb{P}_{H_0}(\sup_{t \geq 0} L_t \geq 1/\delta) \leq \delta$.

Алгоритм удобно встраивать в контур предаварийного контроля, где нужно отличить переход в опасное состояние от обычной смены режима. В угольной промышленности это типично для узлов с ударными взаимодействиями и переменной нагрузкой: приводы и редукторы конвейеров, дробильные узлы, насосные станции, гидросистемы горных машин и механизированной крепи. В этих системах отказ часто начинается не с роста среднего уровня, а с того, что экстремальные пики появляются чаще и становятся выше.

Вычислительный эксперимент

Для иллюстрации рассматриваем простую модель смены хвоста: в штатном режиме $X_t \sim N(0, \sigma_{02})$ после момента изменения τ дисперсия возрастает до σ_{12} – рост хвостового риска за счет увеличения масштаба распределения (роста экстремальных отклонений). Порог qt на каждом шаге оценивали как $(1-\alpha)$-квантиль по скользящему окну длины M; параметры B и m_0 калибровали по штатному участку так, чтобы условие (1) выполнялось с запасом. Оцениваем долю срабатываний в штатном режиме и задержку обнаружения $\tau^* - \tau$, где $\tau^* = \inf\{t : L_t \geq 1/\delta\}$.

Здесь σ_0 и σ_1 – параметры масштаба (дисперсии) до и после изменения, τ – момент изменения, а τ^* – момент срабатывания процедуры. Чувствительность задержки к усилению хвоста и к настройке λ показана на *рис. 1*. Типичную динамику статистики L_t относительно порога $1/\delta$ и изменение хвостовой потери Z_t см. на *рис. 2*.

Из *рис. 2, b* следует, что после момента τ учащаются крупные значения Z_t, т.е. растет доля существенных превышений над адаптивной нормой q_t. Эти превышения накапливают свидетельства, поэтому на *рис. 2, a* статистика L_t выходит на рост и впервые пересекает порог $1/\delta$ в момент τ. Точку τ удобно трактовать как момент раннего предупреждения: единичный пик еще не решает, но серия пиков быстро поднимает L_t выше порога.

В штатном режиме статистика колеблется около единицы и не пересекает порог. После изменения Z_t чаще принимает крупные значения, что ускоряет рост L_t и приводит к обнаружению. Параметр λ управляет компромиссом «скорость накопления свидетельства – устойчивость к шуму»: при слишком малом λ рост медленный, при слишком большом λ эффективный порог повышается.

На *рис. 3, b* показаны экстремальные значения диагностического показателя X_t и адаптивная норма q_t (квантиль по прошлым данным).

Рост частоты и амплитуды пиков X_t приводит к накоплению свидетельств. На *рис. 3, a* показаны траектория процесса L_t и порог $1/\delta$; тревога формируется при первом пересечении уровня $1/\delta$, что соответствует временно-равномерному контролю ложной тревоги, заданному параметром δ.

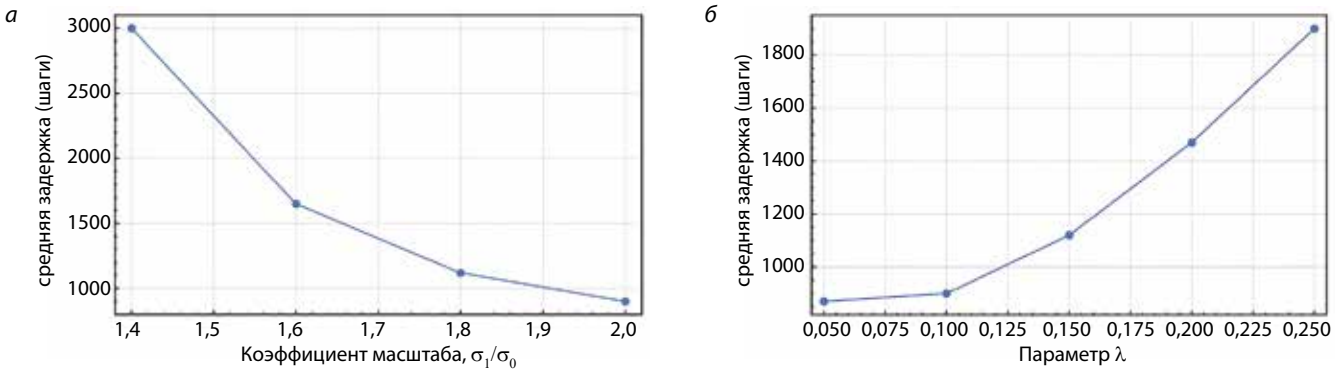

Рис. 1. Чувствительность процедуры к усилению хвоста и настройке λ: а – средняя задержка (шаги) в зависимости от коэффициента масштаба σ_1/σ_0; b – средняя задержка (шаги) в зависимости от параметра λ

Fig. 1. Sensitivity of the procedure to the tailings enhancement and the λ parameter: a – average delay (steps) as a function of the scaling factor σ_1/σ_0; b – the average delay (steps) as a function of the λ parameter

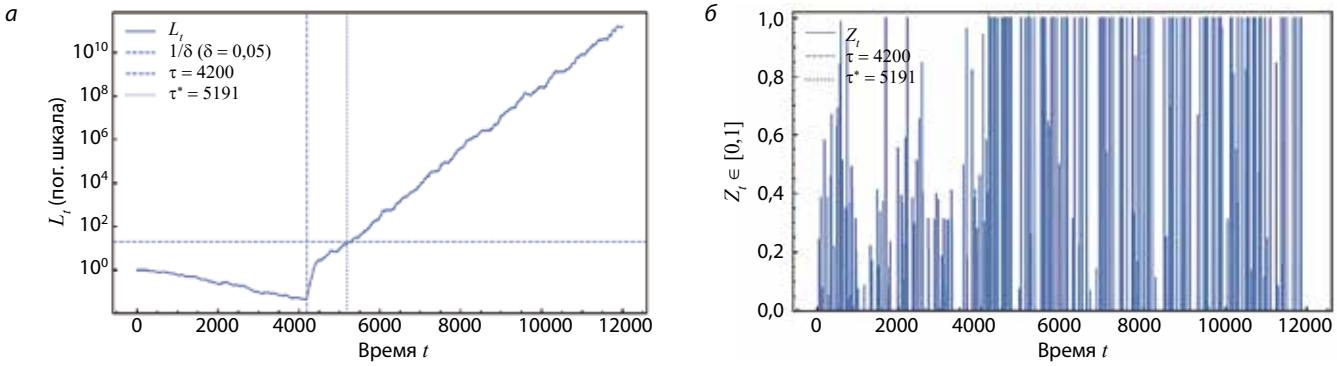

Рис. 2. Типичная динамика статистики и смена режима после момента τ: а – траектория L_t (логарифмическая шкала) и порог $1/\delta$; б – нормированная хвостовая потеря Z_t

Fig. 2. Typical dynamics of statistics and the mode change after time τ: a – L_t trajectory (logarithmic scale) and $1/\delta$ threshold; b – normalized tailings loss Z_t

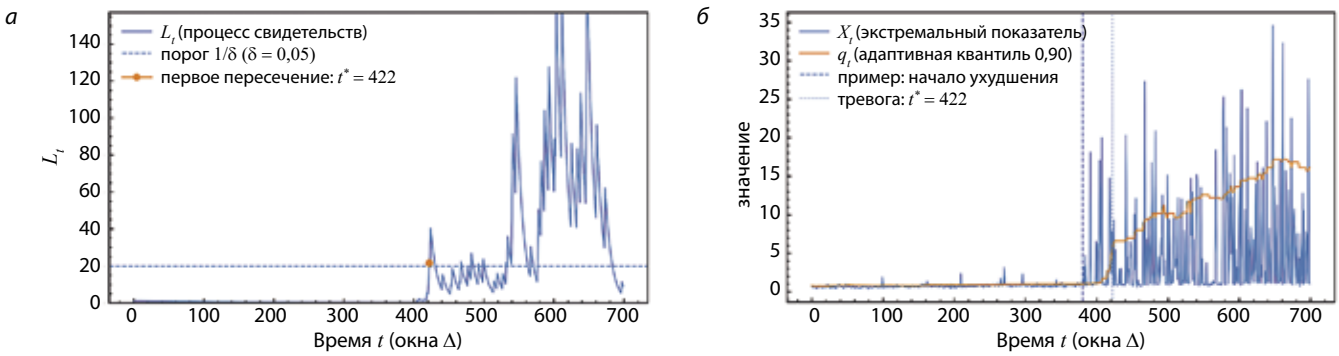

Рис. 3. Пример раннего выявления утяжеления хвоста в потоке диагностических измерений оборудования угольной отрасли после момента «τ»: а – процесс свидетельств L_t и порог $1/\delta$; b – показатель X_t и адаптивная норма q_t

Fig. 3. An example of an early detection of the tailings heavyness in a stream of diagnostic measurements from coal industry equipment after time "τ": a – the L_t evidence process and the $1/\delta$ threshold; b – the X_t index and the adaptive norm q_t

Практический смысл выбранной модели состоит в следующем. Изменение масштаба $\sigma_0 \to \sigma_1$ описывает ситуацию, когда средний уровень сигнала может оставаться близким к прежнему, но возрастает разброс и увеличивается доля крупных пиков. Так ведут себя диагностические показатели при деградации узлов, где доминируют кратковременные экстремальные события. Графики *(см. рис. 1, 2)* показывают, как параметры настройки переходят в эксплуатационные свойства.

Практическое применение

Статистика L_t работает как счетчик свидетельств: она накапливает признаки того, что в хвосте стало больше крупных отклонений. В штатном режиме L_t обычно колеблется около единицы. Когда превышения становятся чаще и крупнее, одношаговое свидетельство ℓ_t чаще оказывается больше 1, и L_t начинает расти. Мы подаем сигнал при $L_t \geq 1/\delta$, поэтому параметр δ задает понятную гарантию: вероятность

ложного срабатывания не превосходит δ на любом горизонте наблюдения.

На практике процедуру удобно настраивать по спокойному участку данных: выбирают правило для порога q_t (например, оценку квантиля уровня $1-\alpha$ по окну), подбирают B и m_0 так, чтобы условие (1) выполнялось с запасом, а затем регулируют скорость реакции параметрами λ и ρ. Такой контроль полезен в мониторинге оборудования (редкие пики вибрации, ударные нагрузки, скачки давления), в энергетике (кратные превышения тока и мощности перед перегрузкой), в техпроцессах (утяжеление хвоста распределения отклонений параметров), а также в сетевых системах (редкие всплески задержек и потерь пакетов).

Везде идея одна: не ловить «среднее», а вовремя заметить, что редкие экстремальные события стали появляться чаще.

Пример. Редуктор конвейера, ранняя стадия люфта и разболтовки, формируют сигнал в резонансной полосе, рассчитывают огибающую, задают X_t как максимум огибающей за окно [16]. Порог q_t обновляют адаптивно, чтобы учесть режим. В норме превышения редки, и L_t не растет. При деградации появляются повторяющиеся удары, возбуждается резонанс, экстремумы X_t возникают чаще и становятся крупнее. Хвост утяжеляется, и L_t начинает расти последовательным образом. Ограничение B защищает от разового случайного пика.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Построена процедура, которая в потоке отслеживает рост хвостового риска, измеряемого $ES_{1-}\alpha$. Процедура отделяет изменение хвоста от медленного дрейфа уровня за счет адаптивного порога q_t и усечения B. Теорема 1 дает ключевую гарантию: если поток остается в штатном режиме и выполняется условие (1), то вероятность ложного срабатывания ограничена числом δ на любом горизонте наблюдения. Численные эксперименты на модели смены хвоста показывают, что статистика уверенно реагирует на усиление хвоста и дает управляемую задержку обнаружения при разумной настройке (B, m_0, λ, ρ).

Предлагаемый подход обеспечивает раннее предупреждение в потоках диагностических измерений, где дефект проявляется утяжелением хвоста экстремальных значений на фоне смены режима. Метод применим для вибродиагностики и мониторинга гидравлического оборудования в угольной промышленности, а также для контроля ударной нагрузки и изменений амплитудно-частотной картины в машиностроительных процессах.

Список литературы • References

1. Yang Y., Ding L., Xiao J., Fang G., Li J. Current Status and Applications for Hydraulic Pump Fault Diagnosis: A Review. *Sensors*. 2022;22(24):9714. DOI: 10.3390/s22249714.
2. Rockafellar R.T., Uryasev S. Optimization of conditional value-at-risk. *Journal of Risk*. 2000;2(3):21-41. DOI: 10.21314/JOR.2000.038.
3. Artzner P., Delbaen F., Eber J.-M., Heath D. Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*. 1999; 9(3):203-228. DOI: 10.1111/1467-9965.00068.
4. Acerbi C., Tasche D. On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking & Finance* 2002;26(7):1487-1503. DOI: 10.1016/S0378-4266(02)00283-2.
5. Wald A. Sequential tests of statistical hypotheses. *Annals of Mathematical Statistics*. 1945;16(2):117-186. DOI: 10.1214/aoms/1177731118.
6. Shiryaev A.N. On optimum methods in quickest detection problems. *Theory of Probability and Its Applications*. 1963;8(1):22-46. DOI: 10.1137/1108002.
7. Lorden G. Procedures for reacting to a change in distribution. *Annals of Mathematical Statistics*. 1971;42(6):1897-1908. DOI: 10.1214/aoms/1177693055.
8. Hoga Y., Demetrescu M. Monitoring Value-at-Risk and Expected Shortfall Forecasts. *Management Science*. 2023;69(5):2954-2971. DOI: 10.1287/mnsc.2022.4460.
9. Chen B., Cheng Y., Zhang W., Gu F. Enhanced bearing fault diagnosis using integral envelope spectrum from spectral coherence normalized with feature energy. *Measurement*. 2022;(189):110448. DOI: 10.1016/j.measurement.2021.110448.
10. Ville J. Étude critique de la notion de collectif. Paris, Gauthier-Villars, 1939. 144 p.
11. Shafer G., Shen A., Vereshchagin N., Vovk V. Test martingales, Bayes factors and p-values. *Statistical Science*. 2011;26(1):84-101. DOI: 10.1214/10-STS347.
12. Howard S.R., Ramdas A., McAuliffe J., Sekhon J. Time-uniform, nonparametric, nonasymptotic confidence sequences. Annals of Statistics. 2021;49(2):1055-1080. DOI: 10.1214/20-AOS1991.
13. Vovk V., Wang R. E-values: Calibration, combination, and applications. *Annals of Statistics*. 2021;49(3):1736-1754. DOI: 10.1214/20-AOS2020.
14. Ramdas A., Grünwald P., Vovk V., Shafer G. Game-theoretic statistics and safe anytime-valid inference. *Statistical Science*. 2023;38(4):576-601. DOI: 10.1214/23-STS894.
15. Page E.S. Continuous inspection schemes. *Biometrika*. 1954;41 (1-2):100-115. DOI: 10.1093/biomet/41.1-2.100.
16. Basseville M., Nikiforov I.V. Detection of Abrupt Changes: Theory and Application. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1993.
17. Cafaro M., Melle C., Epicoco I., Pulimeno M. Data stream fusion for accurate quantile tracking. *Information Fusion*. 2023;(89):155-165. DOI: 10.1016/j.inffus.2022.08.005.

Authors Information

Tarasenko A.A. – Student, T.F. Gorbachev Kuzbass State Technical University (KuzSTU), Branch in Novokuznetsk, Novokuznetsk, 654000, Russian Federation, e-mail: gamenk987@gmail.com

Prokopenko E.V. – PhD (Physics and Mathematics), Associate Professor, T.F. Gorbachev Kuzbass State Technical University (KuzSTU), Branch in Novokuznetsk, Novokuznetsk, 654000, Russian Federation, e-mail: pev.vtit@kuzstu.ru

Ashcheulova A.S. – PhD (Physics and Mathematics), Associate Professor, T.F. Gorbachev Kuzbass State Technical University (KuzSTU), Kemerovo, 650000, Russian Federation, e-mail: asheulovaas@kuzstu.ru

Информация о статье

Поступила в редакцию: 30.06.2026
Поступила после рецензирования: 17.07.2026
Принята к публикации: 30.07.2026

Paper info

Received June 30, 2026
Reviewed July 17, 2026
Accepted July 30, 2026