

СИСТЕМЫ АВТОМАТИЗАЦИИ В НАУЧНЫХ ИССЛЕДОВАНИЯХ И ПРОМЫШЛЕННОСТИ

УДК 621.391.2

РАЗЛИЧЕНИЕ СОСТОЯНИЙ ДВИЖЕНИЕ/ОСТАНОВ ЛИФТА НА ОСНОВЕ СИГНАЛОВ АКСЕЛЕРОМЕТРА*

М. А. Райфельд

*Новосибирский государственный технический университет,
630073, г. Новосибирск, просп. К. Маркса, 20
E-mail: rajfeld@mail.ru*

Предложено решение задачи надёжного различения состояний движение/останов шахтного лифта, основанное на обработке сигналов акселерометра, установленного в лифтовой кабине. Обработка сигнала акселерометра представляет комбинацию алгоритмов адаптивного выбеливания и непараметрического критерия Неймана — Пирсона, позволяющую эффективно решать поставленную задачу в условиях непараметрической априорной неопределённости.

Ключевые слова: акселерометр, выбеливающий фильтр, критерий Неймана — Пирсона, непараметрический алгоритм, ранговая статистика.

Введение. В настоящее время в задачах улучшения эксплуатационных характеристик различных устройств, придания им новых качеств, автоматизации технологических процессов всё чаще применяются дополнительные датчики, такие как акселерометр, гироскоп, электронный компас. Техническое решение определения состояния лифта с помощью методов инерциальной навигации на основе акселерометра приводится в [1]. Представляется, что главная проблема при использовании данного подхода — создание алгоритмов, обеспечивающих стабильные рабочие характеристики принятия решения о состоянии кабины лифта в условиях сильных помех. Этой проблеме и посвящена предлагаемая работа.

Постановка задачи. Задача точного определения состояния лифта, например шахтного лифта (клетки), является важной в практическом плане. Клетка представляет собой достаточно тяжёлую лифтовую кабину, предназначенную для перевозки людей и грузов. Она располагается в вертикальной шахте и опускается (поднимается) посредством троса, который наматывается или сматывается с блока. Контроль движения клетки осуществляется оператором, который управляет специальным двигателем, вращающим блок. При опускании клетки может возникнуть ситуация, когда клетка внезапно останавливается (например, вследствие заклинивания). Если при этом блок продолжает вращаться, а трос сматывается на кабину лифта, то возникает проблема разрушения клетки под тяжестью троса, длина которого может достигать 1000 м. Таким образом, задача заключается в постоянном автоматическом контроле состояния клетки и выдаче на пульт оператору этой информации. Необходимо отметить, что автоматические системы, обеспечивающие безопасность шахтных лифтов, начали разрабатывать сравнительно недавно. Вплоть до настоящего времени

*Работа выполнена при поддержке Министерства образования и науки РФ (государственное задание № 2014/138, проект № 1176).

всю работу по управлению движением клетки и обеспечению её безопасности выполнял (и выполняет) оператор.

Задачу автоматического определения состояния клетки предлагается решать с помощью датчика ускорения (MEMS-акселерометра), располагаемого в ней. Такое решение является достаточно простым и дешёвым, поскольку не предполагает использования средств локации в радио- или акустическом диапазоне для измерения доплеровской частоты, лазеров для установления местоположения кабины в оптическом диапазоне, а также достаточно специфических датчиков типа инклинометра для определения наклона каната. Основной проблемой при использовании сигналов акселерометра для решения навигационных задач является борьба с помехами, вызванными собственными шумами акселерометра, вибрациями, движением людей в клетке, а также её неравномерным перемещением. Поэтому большое значение приобретает создание устойчивых алгоритмов обработки сигналов акселерометра.

Моделирование сигнала акселерометра. Рассмотрим вначале вопрос моделирования сигналов MEMS-акселерометра. Этот вопрос является важным, поскольку разработка алгоритмов будет опираться на предлагаемые модели. Выбор акселерометра для решения конкретной задачи определяется следующими факторами: полосой измеряемых сигналов (ускорений) и их динамическим диапазоном. Как правило, основные характеристики MEMS-акселерометров (полоса пропускания, чувствительность, диапазон значений измеряемых ускорений) могут изменяться в некотором интервале для настройки под конкретную задачу. Например, MEMS-акселерометр ADXL105 с аналоговым выходом, обладающий высокой чувствительностью $250 \text{ мВ/}g$ и динамическим диапазоном $\pm 7g$, $g = 9,8 \text{ м/с}^2$, может быть применён и в лифтовой технике. Однако более практичным является цифровой акселерометр LIS302DL, который используется для регистрации достаточно медленных процессов с частотной полосой $50\text{--}100 \text{ Гц}$ (такие полосы характерны для сигналов ускорений лифтов). Датчик ADXL105 обладает частотной полосой 8 кГц (что несколько избыточно) и более высоким уровнем собственных шумов. Тем не менее математическая модель этого датчика [2] должна быть подобна модели LIS302DL, поскольку в основу их построения положен единый принцип. Согласно [2] моделью ёмкостного MEMS-акселерометра ADXL105 является колебательное звено с передаточной функцией

$$K(p) = 1/(2,2 \cdot 10^{-10} s^2 + 1,01 \cdot 10^{-6} s + 0,4). \quad (1)$$

Передаточная функция цифровой модели, полученная методом инвариантной импульсной характеристики для отсчётного периода $T_0 = 6,25 \cdot 10^{-5} \text{ с}$ (определяемого полосой модели ADXL105), описывается выражением

$$H(z) = 9,404 \cdot 10^{-6} z^{-1} / (1 + 1,5365 z^{-1} + 0,75056 z^{-2}). \quad (2)$$

Если на входе модели присутствует только шум (например, тепловой), то в соответствии с выражением (2) текущий отсчёт ускорения на выходе акселерометра представляется комбинацией двух предыдущих отсчётов и шума:

$$x_i = -1,5365 x_{i-1} - 0,75056 x_{i-2} + 9,404 \cdot 10^{-6} \xi_{i-1}. \quad (3)$$

Предполагается, что отсчёты шума ξ_i являются независимыми и имеют нулевое среднее. Распределение шума $P_\xi(y)$, вообще говоря, может быть произвольного вида. Если распределение $P_\xi(y)$ считается гауссовым, то в соответствии с (3) процесс x также является гауссовым, имеет нулевое среднее и состоит из коррелированных отсчётов.

Автокорреляционная функция сигнала x изображена на рис. 1. Сигнал, соответствующий уравнению (3), имеет место при отсутствии воздействия внешней силы, приводящей

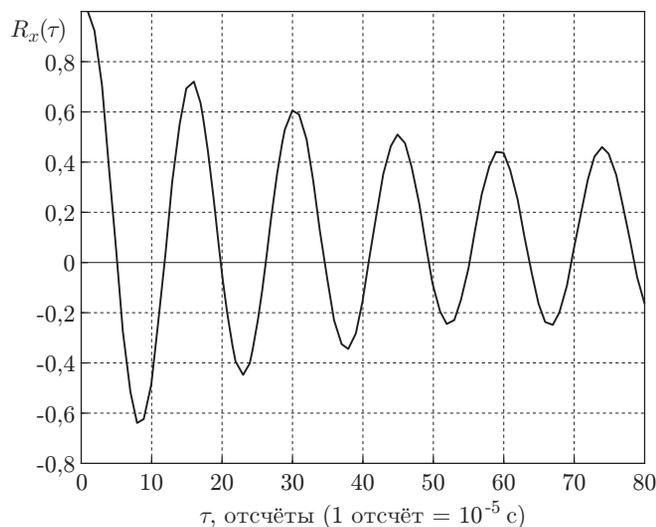


Рис. 1. Автокорреляционная функция шума акселерометра

к ускоренному движению акселерометра (такое состояние далее будем считать гипотезой H_0). С альтернативой H_1 связано состояние движения (ускоренного или равномерно-го) кабины лифта. При ускоренном движении клетки в сигнале акселерометра появляется регулярная составляющая, связанная с воздействием внешней силы, которая характеризуется уровнем $\Delta \neq 0$. Знак Δ определяет направление действия силы (и ускорения). При движении кабины (т. е. при альтернативе H_1) всегда существуют неконтролируемые внешние воздействия. Влияние таких внешних воздействий на выходной сигнал акселерометра можно представить в виде мощной импульсной помехи λ . Эта импульсная помеха является следствием вибрации двигателя (блока), на который наматывается канат, либо элементов кабины.

Силовое воздействие, приводящее к вибрации (колебательному движению кабины), и, следовательно, регистрируемое акселерометром ускорение имеют характер коротких знакопеременных (поскольку они не создают поступательного движения) импульсов, амплитуда которых, как правило, ограничена некоторым уровнем. Ограничение может быть связано с тем, что, во-первых, линейный участок динамической характеристики акселерометра конечен. Это бывает достаточно часто, потому что динамический диапазон цифрового акселерометра выбирается таким образом, чтобы акселерометр передавал информационный сигнал (обычно слабый, но длительный) достаточно большим количеством уровней. Во-вторых, в самих лифтовых системах используются методы гашения вибрации, приводящие к ограничению вибрационных импульсов на некотором уровне. Поэтому в качестве модели вибрации может применяться последовательность знакопеременных импульсов с некоторой амплитудой θ .

Таким образом, при ускоренном движении кабины сигналы на выходе акселерометра можно представить в виде

$$r_i = x_i + \Delta + \lambda_i, \quad (4)$$

где процесс x_i описывается уравнением (3). Предполагается, что отсчет импульсной помехи λ_i появляется с вероятностью ν и принимает одно из двух значений: θ либо $-\theta$.

При этом $\lambda_i = -S_{i-1}$, если $S_{i-1} \neq 0$, где $S_{i-1} = \sum_{j=1}^{i-1} \lambda_j$, либо λ_i принимает любое из возможных значений $\{\theta, -\theta\}$ с вероятностью 0,5, если $S_{i-1} = 0$. С учётом вероятностей

событий $p(S_{i-1} = 0) = p(S_{i-1} \neq 0) = 0,5$, что обусловлено появлением либо чётного, либо нечётного количества импульсных помех в интервале суммирования, а также вероятности появления импульсной помехи в i -й отсчётный момент получаем следующее выражение для плотности импульсной помехи:

$$P(\lambda_i) = (1 - \nu)\delta(\lambda_i) + 0,5\nu(\delta(\lambda_i - \theta) + \delta(\lambda_i + \theta)), \quad (5)$$

где ν — вероятность появления импульсной помехи в текущий i -й момент времени; $\delta(\cdot)$ — дельта-функция. На основании (5) можно показать, что $P(S_i)$ удовлетворяет выражению

$$P(S_i) = 0,5\delta(S_i) + 0,25\delta(S_i - \theta) + 0,25\delta(S_i + \theta). \quad (6)$$

После разгона клетки до нужной скорости и снятия внешней силы регулярное ускорение Δ становится равным нулю, но клеть продолжает двигаться по инерции. При этом внешние помехи, связанные с движением, продолжают оказывать влияние на сигнал акселерометра:

$$r_i = x_i + \lambda_i. \quad (7)$$

Вид аддитивной добавки Δ как функции времени может быть произвольным, но в целях упрощения дальнейших рассуждений его можно считать постоянным в течение некоторого времени разгона. Имеется очевидная закономерность в изменениях состояний кабины лифта: покой/ускорение/инерционное движение — либо обратная последовательность (инерционное движение/ускорение/покой) при торможении лифта.

На рис. 2 приведена реализация сигнала на выходе акселерометра (зависимость оцифрованного ускорения от времени), записанного в шахтной клетке. В данном эксперименте использовался MEMS-акселерометр LIS302DL (был установлен диапазон измерения ускорения $\pm 2g$, чувствительность акселерометра в этом режиме составляет $18 \cdot 10^{-3} g/\text{digit}$).

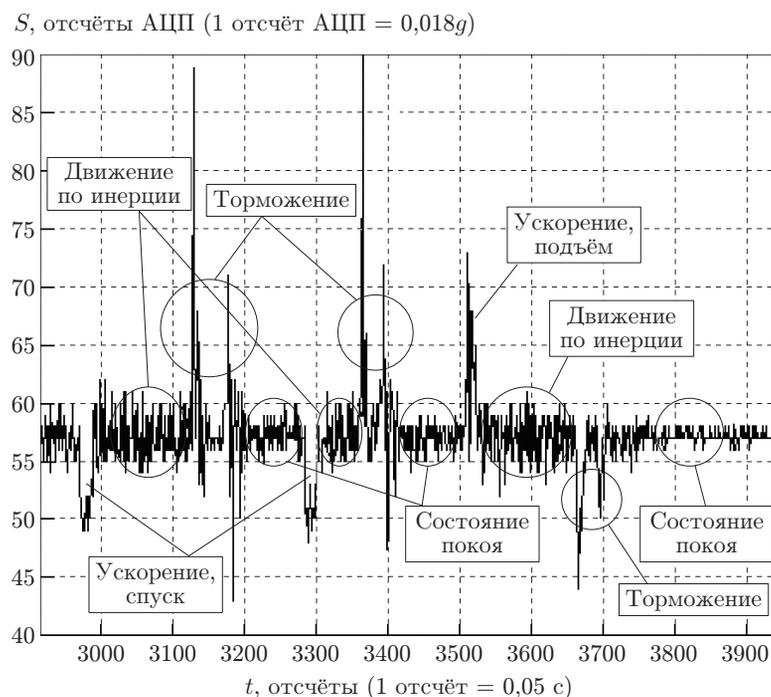


Рис. 2. Сигнал акселерометра движения шахтной клетки

Синтез алгоритма принятия решения о состоянии движения лифта. Принятие решения о текущем состоянии клетки осуществляется в результате обнаружения определённых последовательностей сигналов акселерометра. Принятие решения H_1^* (лифт движется) происходит при обнаружении последовательности сигналов акселерометра, связанных со следующей сменой состояний кабины лифта: покой/ускорение/инерционное движение, а решение H_0^* (лифт стоит) — в результате обнаружения сигнала, связанного с состоянием покоя кабины. При этом правило принятия решения может быть усилено вследствие обнаружения дополнительного сигнала торможения, который связан с последовательностью состояний инерционное движение/торможение/покой. Для различения гипотез H_0 и H_1 можно воспользоваться статистическим подходом, основанным на критерии Неймана — Пирсона [3].

Математически условия гипотезы и альтернативы для случая, когда импульс ускорения x имеет прямоугольную форму с уровнем Δ , можно записать следующим образом:

$$H_1: \begin{cases} r_i = x_i + \Delta + \lambda_i, & i = 1, d, \\ r_i = x_i + \lambda_i, & i = d + 1, n; \end{cases} \quad (8)$$

$$H_0: r_i = x_i, \quad i = 1, n.$$

Здесь d и n — дискретное время разгона лифта и полное время наблюдения сигнала соответственно, выраженные в отсчётах, взятых с интервалом T_0 . Процедура принятия решения часто применяется к предварительно преобразованному сигналу x .

Таким предварительным преобразованием может служить процедура выбеливания [4]. В связи с тем что моделью шума акселерометра является уравнение авторегрессии (3), коэффициенты которого неизвестны, для построения адаптивного выбеливающего фильтра можно использовать подход, основанный на линейном предсказании текущего отсчёта взвешенной суммой m предыдущих отсчётов с коэффициентами a_p [5]. Параметры выбеливающего фильтра (коэффициенты a_p) могут быть оценены с помощью имеющейся выборки сигнала акселерометра, находящегося в покое по критерию минимума среднего квадрата ошибки. В соответствии с этим критерием необходимо найти минимум выражения $\left(x_i - \sum_{p=1}^m a_p x_{i-p}\right)^2$ по коэффициентам a_p .

Нахождение минимума связано с решением системы из m уравнений [5]. После применения процедуры выбеливания сигналы акселерометра при гипотезе и альтернативе удовлетворяют следующим выражениям:

$$H_1: \begin{cases} y_i = \Delta(1 - \beta) + \lambda_i + \sum_{p=1}^m a_p \lambda_{i-p} + \xi_i, & i = 1, d, \\ y_i = \lambda_i + \sum_{p=1}^m a_p \lambda_{i-p} + \xi_i, & i = d + 1, n; \end{cases} \quad (9)$$

$$H_0: y_i = \xi_i, \quad i = 1, n,$$

где $\beta = \sum_{p=1}^m a_p$; ξ_i — независимые отсчёты шума. Результатом выбеливания помехи является расширение её импульсов (каждый из них превращается в импульсную характеристику).

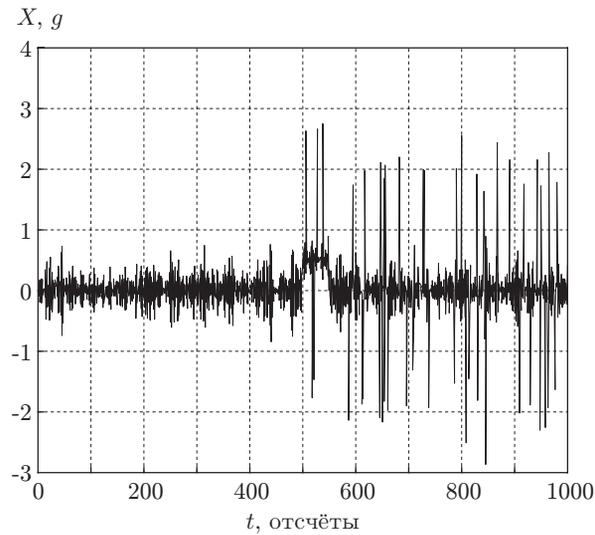


Рис. 3. Последовательность отсчётов сигнала акселерометра

тику выбеливающего фильтра). На рис. 3 приведена реализация сигнала акселерометра, содержащая участок полезного сигнала и импульсной помехи (реализация получена с помощью модели акселерометра (2)).

Результат выбеливания показан на рис. 4. Для различения гипотезы и альтернативы по критерию Неймана — Пирсона в условиях неопределённости относительно плотности вероятности шума ξ и независимости его отсчётов (после выбеливания) можно использовать непараметрические ранговые процедуры, стабилизирующие на заданном уровне вероятность ложной тревоги α .

Подобный подход для обнаружения полезных сигналов на выходе датчиков другого типа (геофонов) рассмотрен в [6]. В таком случае для обнаружения импульса ускорения кабины лифта применяется трёхвыборочное правило, использующее одну опорную и две рабочие выборки (рис. 5). При гипотезе H_0 все три выборки содержат независимые отсчёты шума ξ , подчиняющиеся одному и тому же распределению, т. е. общая выборка

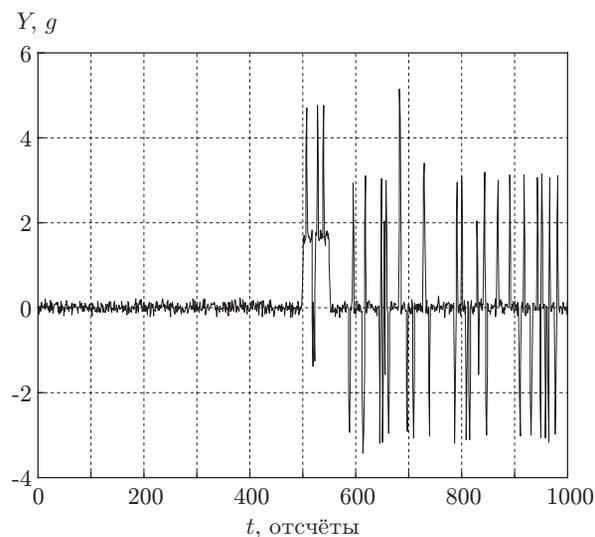


Рис. 4. Результат выбеливания сигнала акселерометра

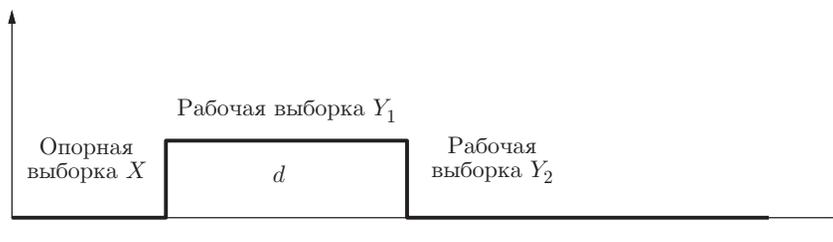


Рис. 5. Структура выборок непараметрического алгоритма

$\{X, Y_1, Y_2\}$ является однородной. С учётом (9) проверяется гипотеза H_0 об однородности выборки $\{X, Y_1, Y_2\}$ против альтернативы H_1 , характеризующейся, во-первых, сдвигом распределений для выборок X, Y_1 и, во-вторых, различием размахов распределений выборок X, Y_2 из-за наличия импульсной помехи в выборке Y_2 (9). Импульсная помеха присутствует и в выборке Y_1 , однако считается, что информативный признак в виде сдвига распределений выборок X, Y_1 является преобладающим. На рис. 5 изображена структура соответствующих выборок. Принятие решения может осуществляться на основе совместного анализа двух непараметрических статистик, одна из которых W чувствительна к сдвигу распределений, а другая T — к различию их масштаба. Таким образом, решающее правило может быть следующим:

$$\delta(W, T) = \begin{cases} H_1^*, & \{W, T\} \in \vartheta, \\ H_0^*, & \{W, T\} \notin \vartheta, \end{cases} \quad (10)$$

где ϑ — двумерная область, в которую наблюдение $\{W, T\}$ попадает с вероятностью меньшей α при H_0 , т. е. $P(\{W, T\} \in \vartheta / H_0) \leq \alpha$ (α — вероятность ложной тревоги); $\{H_0^*, H_1^*\}$ — принимаемые решения. Правило (10) в ряде случаев (при определённой форме ϑ) может быть сведено к сравнению одной из статистик (например, W) с переменным по величине порогом C_W , при том что величина этого порога зависит от T , т. е. $C_W(T)$:

$$\delta(W, T) = \begin{cases} H_1^*, & W \geq C_W(T), \\ H_0^*, & W < C_W(T). \end{cases} \quad (11)$$

Функция порога $C_W(T)$ определяется исходя из распределения статистик W и T при гипотезе H_0 , т. е. $P(W/T, H_0)$ (либо $P(W/H_0)$, если W и T статистически независимы) и $P(T/H_0)$. В качестве критерия, чувствительного к сдвигу распределений, может быть использован известный критерий Вилкоксона, основанный на ранговой статистике W . Статистика критерия Вилкоксона представляет собой сумму рангов элементов рабочей выборки [7]:

$$W = \sum_{i=1}^{M_1} R_i,$$

где M_1 — объём рабочей выборки Y_1 ; R_i — ранги элементов, вычисляемые в общей выборке $\{X, Y_1, Y_2\}$ объёма $N + M_1 + M_2$. В качестве критерия, чувствительного к различию размахов распределений опорной и рабочей выборок, может быть использован критерий,

основанный на статистике превышающих наблюдений [8]

$$T = \sum_{i=1}^{M_2} \tau_i, \quad \tau_i = \begin{cases} 0, & x_{\min} \leq y_i \leq x_{\max}, \\ 1, & (y_i < x_{\min}) \mid (y_i > x_{\max}), \end{cases} \quad (12)$$

где y_i — отсчёт рабочей выборки Y_2 , состоящей из M_2 элементов $Y_2 = \{y_1, y_2, \dots, y_{M_2}\}$; x_i — отсчёт опорной выборки X , состоящей из N элементов $X = \{x_1, x_2, \dots, x_N\}$; x_{\min}, x_{\max} — минимальный и максимальный элементы опорной выборки соответственно. Распределение статистики T при гипотезе $P(T/H_0)$ можно записать в явном виде [8], в то время как распределение статистики Вилкоксона в явном виде записать не удаётся. Распределение $P(W/H_0)$ может быть представлено в табличной форме [9].

Интерес представляет нахождение $P(W/T, H_0)$ для статистик, использующих при ранжировании общую выборку. Рассчитать это табличное распределение можно исходя из следующих соображений. Во-первых, значения статистик W и T не зависят от того, как упорядочены наблюдения внутри опорной и рабочих выборок, и, во-вторых, поскольку любой ранговый вектор однородной общей выборки $\{X, Y_1, Y_2\}$ равновероятен, то вероятность получения конкретного вектора $\{R_X, R_{Y_1}, R_{Y_2}\}$ определяется выражением

$$P(R_X, R_{Y_1}, R_{Y_2}/H_0) = 1/(C_{N+M_1+M_2}^{N+M_1} C_{N+M_1}^N). \quad (13)$$

Вероятность $P(W'/T', H_0)$ в этом случае задаётся количеством векторов из общего числа ранговых векторов, для которых статистики W и T принимают соответствующие значения, т. е. $W = W'$ и $T = T'$. Расчёт привёл к следующему важному результату:

$$P(W/T, H_0) = P(W/H_0). \quad (14)$$

Он свидетельствует о том, что непараметрические статистики W и T при гипотезе являются статистически независимыми, хотя при их вычислении используется общая выборка рангов. При этом $P(W, T/H_0) = P(W/H_0)P(T/H_0)$ и, следовательно,

$$\alpha = \sum_{T=0}^{T_{\max}} P(T/H_0) \sum_{W=C_W(T)}^{W_{\max}} P(W/H_0). \quad (15)$$

Анализ результатов, получаемых при использовании предлагаемого подхода. Вероятность правильного принятия решения о движении лифта D (мощность правила (11)) определяется следующими факторами: величиной регулярной составляющей в ускорении Δ , длительностью интервала ускоренного движения d , вероятностью появления импульсной помехи ν , её амплитудой θ , а также распределением шума ξ . На рис. 6 в виде графиков приведены характеристики обнаружения: зависимость вероятности правильного обнаружения алгоритма D от Δ/σ_ξ при различных значениях отношения θ/σ_ξ , параметра ν , среднеквадратического отклонения шума акселерометра после выбеливания σ_ξ и фиксированной вероятности ложной тревоги α . Характеристики получены моделированием сигналов акселерометра ADXL105 в результате статистического эксперимента с указанными размерами выборок. При увеличении размеров выборок могут быть достигнуты существенно лучшие результаты (снижено α и увеличено D). Для решаемой задачи принципиальное ограничение размеров выборок связано с типовым временем разгона кабины лифта (выборка Y_1 на рис. 5). При этом размеры выборок X и Y_2 могут быть увеличены (здесь нет таких жёстких ограничений). Характеристики обнаружения свидетельствуют о

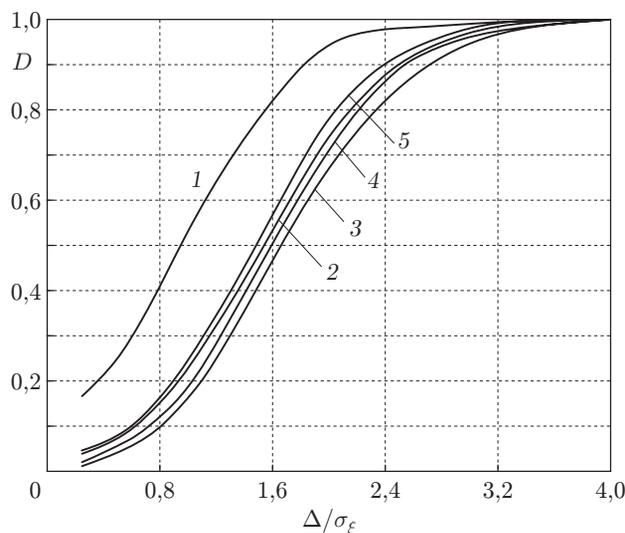


Рис. 6. Зависимости мощности решающего правила от Δ/σ_ξ для импульсных помех с различными свойствами при $\alpha = 0,01$ и $N = M_1 = M_2 = 12$: кривая 1 — $\nu = 0,3$, $\theta/\sigma_\xi = 20$; 2 — $\nu = 0,1$, $\theta/\sigma_\xi = 2$; 3 — $\nu = 0,01$, $\theta/\sigma_\xi = 20$; 4 — $\nu = 0,3$, $\theta/\sigma_\xi = 1$; 5 — $\nu = 0,1$, $\theta/\sigma_\xi = 20$

следующих закономерностях. Во-первых, с улучшением отношения сигнал/шум при прочих равных условиях происходит увеличение мощности правила. Во-вторых, мощность правила повышается также с ростом вероятности появления помехи ν и мощности этой помехи θ/σ_ξ . Последний вывод подтверждает, что в шумных лифтах обнаружение начала (окончания) движения может быть выявлено более надёжно (при одинаковых значениях Δ/σ_ξ), т. е. импульсный шум является полезным дополнительным информационным признаком движения.

В существующих технических регламентах для обеспечения безопасной работы шахтных лифтов не указана допустимая вероятность правильного принятия решения о движении кабины. В результате тестирования алгоритма в реальных условиях было получено значение вероятности на уровне 0,95–0,97 при заданной вероятности ложной тревоги $\alpha = 10^{-3}$. Этот уровень оказался приемлемым для потребителя.

Заключение. В данной работе были получены следующие результаты. Адаптивное выбеливание сигналов, основанное на авторегрессионной модели шума акселерометра, может обеспечить значительный выигрыш в отношении сигнал/шум. Применение трёхвыборочного непараметрического алгоритма позволяет получать эффективные устойчивые решения относительно гипотез о состоянии кабины лифта в условиях непараметрической априорной неопределённости. Показано, что используемые непараметрические статистики (превышающих наблюдений и Вилкоксона), рассчитанные по общей выборке, являются статистически независимыми при гипотезе H_0 .

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Антонов А. Ю., Красовский А. А. Определение положения лифта и параметров движения методами инерциальной навигации // Лифт. 2010. 75, № 8. С. 28–31.
2. Жидков А. П., Ляпунов Д. Ю. Исследование микроэлектромеханического датчика перемещения // Матер. XVII Междунар. науч.-практ. конф. студентов, аспирантов и молодых учёных «Современные техника и технологии». Томск: ТПУ, 2011. С. 462–464.

3. **Леман Э.** Проверка статистических гипотез: Пер. с англ. М.: Наука, 1979. 408 с.
4. **Акимов П. С., Бакут П. А., Богданович В. А.** Теория обнаружения сигналов: М.: Радио и связь, 1984. 440 с.
5. **Марпл-мл. С. Л.** Цифровой спектральный анализ и его приложения: Пер. с англ. М.: Мир, 1990. 584 с.
6. **Райфельд М. А., Спектор А. А.** Непараметрический метод обнаружения сигналов от сейсмически активных объектов // Автометрия. 2005. **41**, № 6. С. 88–97.
7. **Гаек Я., Шидак З.** Теория ранговых критериев: Пер. с англ. М.: Наука, 1971. 376 с.
8. **Райфельд М. А.** Использование группировки для увеличения мощности непараметрического критерия, основанного на превышающих наблюдениях // Изв. вузов России. Сер. Радиоэлектроника. 2006. № 2. С. 28–35.
9. **Большев Л. Н., Смирнов Н. В.** Таблицы математической статистики. М.: Наука, 1983. 416 с.

Поступила в редакцию 25 ноября 2013 г.
