

УДК 519.246.8

Ю.Е. Кувайскова, А.А. Алешина

## ПОВЫШЕНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ ТЕХНИЧЕСКИМИ ОБЪЕКТАМИ ПРИ ИСПОЛЬЗОВАНИИ АДАПТИВНОГО ДИНАМИЧЕСКОГО РЕГРЕССИОННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

**Кувайскова Юлия Евгеньевна**, кандидат технических наук, доцент кафедры «Прикладная математика и информатика» Ульяновского государственного технического университета, окончила экономико-математический факультет УлГТУ по специальности «Прикладная математика». Имеет работы в области моделирования и прогнозирования временных рядов. [e-mail: u.kuvaiskova@mail.ru].

**Алешина Анна Александровна**, аспирантка кафедры «Прикладная математика и информатика» УлГТУ, окончила экономико-математический факультет УлГТУ по специальности «Прикладная математика». Имеет работы в области моделирования и прогнозирования временных рядов. [e-mail: a2nia@mail.ru].

### Аннотация

Предлагается использовать в различных системах автоматического управления разработанный программный комплекс раннего предупреждения об аварийных ситуациях, основанный на прогнозировании взаимосвязанных временных рядов контролируемых характеристик состояния объекта управления. На примере гидроагрегата показана эффективность такого комплекса, оцениваемая по вероятности принятия ошибочного решения и коэффициенту готовности.

Ключевые слова: аварийная ситуация, раннее предупреждение, информационно-математическая система, временной ряд, вероятность принятия ошибочного решения, коэффициент готовности.

**Julia Evgenevna Kuvaiskova**, Candidate of Engineering, Associate Professor of the Department of Applied Mathematics and Informatics at Ulyanovsk State Technical University; graduated from the Economics and Mathematics Faculty of Ulyanovsk State Technical University with a specialty in Applied mathematics; an author of papers in the field of time series modeling and forecasting. e-mail: u.kuvaiskova@mail.ru.

**Anna Aleksandrovna Aleshina**, Post-graduate student at the Department of Applied Mathematics and Informatics of Ulyanovsk State Technical University; graduated from the Economics and Mathematics Faculty of Ulyanovsk State Technical University with a specialty in Applied mathematics; an author of papers in the field of time series modeling and forecasting. e-mail: a2nia@mail.ru.

### Abstract

The authors suggest using a software package of early warning emergency situations in automatic control systems. This package is based on forecasting of interdependent time series of a management object state controlled characteristics. The system performance effectiveness is proved by estimating the probability of erroneous decision acceptance and the availability factor by means of the hydroelectric unit example.

Key words: emergency situation, early warning, information and mathematical system, time series, probability of erroneous decision-making, availability factor.

### ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время предъявляются все более высокие требования к надежности и безаварийности работы используемых технических систем морского и речного флотов, авиации, энергетики и т. д. Поэтому весьма актуальна разработка методов, алгоритмов и программного обеспечения диагностики состояния технических объектов для обеспечения безопасности, функциональной надежности, сокращения затрат на техническое обслуживание и уменьшения потерь от простоев, связанных с отказами и ремонтом.

Система управления техническим объектом часто включает подсистему мониторинга множества его параметров:

решение по управлению объектом принимается с учетом состояния объекта. Выход контролируемых параметров за «коридор» допустимых значений может привести к возникновению аварийной ситуации. Эффективность работы такой подсистемы определяется вероятностью принятия ошибочного решения и коэффициентом готовности, которые существенно зависят от точности прогнозирования параметров [1].

В процессе мониторинга значения контролируемых параметров регистрируются через определенные промежутки времени и образуют систему временных рядов (например, в системе автоматического управления гидроагрегатом это показания распределенной сети датчиков относительной и абсолютной вибрации, датчиков из-

мерения скорости вращения вала и другие [2]). Для этой системы временных рядов строятся соответствующие математические модели. На базе полученных моделей возможно прогнозирование изменения характеристик и обнаружение нарушений процесса до того, как контролируемые параметры вышли за допустимые значения. На основе этой информации принимается соответствующее решение, связанное со снижением нагрузки на объект. В режиме стационарной работы объекта для оценки стабильности процесса могут быть использованы многомерные контрольные карты, аналогичные используемым при контроле многопараметрических технологических процессов [3].

В настоящее время прогнозирование параметров, характеризующих состояние технического объекта, в системах управления производится, как правило, на основе моделей авторегрессии – проинтегрированного скользящего среднего [4]. При этом иногда соответствующие временные ряды анализируются независимо, несмотря на возможную коррелированность рассматриваемых характеристик. Обычно не проверяется соблюдение основных предположений регрессионного анализа, и не используются соответствующие методы адаптации к их нарушениям, что может привести к существенным погрешностям при прогнозировании показаний [5]. При быстром изменении состояния контролируемой системы во времени это приводит к поступлению в систему управления недостоверной информации о состоянии технического объекта и нарушает обратную связь в управлении при эксплуатации техники. В настоящей работе предлагаются способы обработки информации, обеспечивающие более качественное предупреждение возможности аварийной ситуации технического объекта по сравнению с традиционно применяющимися методами. Разработанные алгоритмы и программное обеспечение применимы для контроля любых систем по поступающей с них информации о совокупности параметров. Эффективность применения предлагаемой методики продемонстрирована на примере гидроагрегата.

### 1 ИНФОРМАЦИОННО-МАТЕМАТИЧЕСКАЯ СИСТЕМА РАННЕГО ПРЕДУПРЕЖДЕНИЯ ОБ АВАРИЙНОЙ СИТУАЦИИ

Для предупреждения о возможности аварийной ситуации на техническом объекте по результатам контроля множества параметров его работы разработана информационно-математическая система, включающая блок про-

гнозирования состояния объекта по результатам решения системы временных рядов [6, 7], а в условиях стабильной работы – блок оценки стабильности с помощью многомерных контрольных карт [8, 9].

Моделирование и прогнозирование системы временных рядов по показаниям датчиков основано на методике структурно-параметрической идентификации системы, реализованной на основе подхода адаптивного регрессионного моделирования [5], предусматривающего при построении моделей временных рядов последовательную адаптацию модели к возможным нарушениям основных предположений регрессионного анализа.

Методика структурно-параметрической идентификации реализована в виде блока программного комплекса, предназначенного для построения моделей системы взаимосвязанных временных рядов с последующим их использованием для прогнозирования состояния и обнаружения нарушений процесса до того, как контролируемые параметры вышли за предельные значения.

В качестве примера для практического применения разработанного программного обеспечения рассмотрена вибродиагностика в системе управления гидроагрегатом: программный комплекс интегрируется со стойкой виброконтроля, и в зависимости от результатов прогноза через стойку управления гидроагрегатом изменяется нагрузка или происходит останов агрегата.

Для временных рядов показаний вибродатчиков вначале выделена трендовая составляющая, оптимальная по

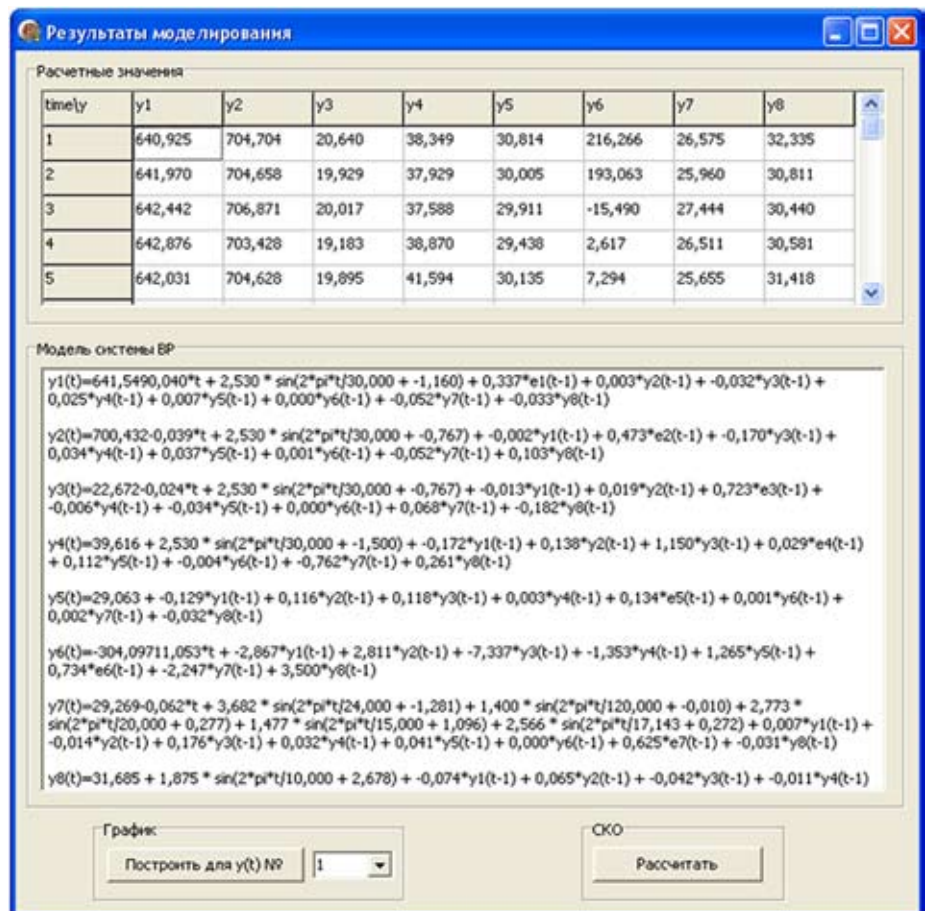


Рис. 1. Результаты моделирования состояния гидроагрегата

критерию минимума внешнего среднеквадратичного отклонения. На следующем этапе проводится спектральный анализ остатков с целью выявления значимых совместных гармоник для системы временных рядов. Методом пошаговой регрессии найдены значимые гармоники. Затем последовательно найдены совместные амплитуды и фазы только для тех временных рядов, у которых на данном периоде имеются значимые гармоники. После выделения регулярных составляющих и выявления взаимозависимых временных рядов остатки сглаживались моделью векторной авторегрессии. В итоге получена для каждого из временных рядов комплексная модель (рис. 1). На основе этой модели и прогнозируются значения параметров, характеризующих состояние гидроагрегата (рис. 2).

## 2 ОБНОВЛЕНИЕ МОДЕЛИ

Комплексная модель системы временных рядов, как и любая модель временного ряда, подвержена «старению». Поэтому при поступлении новых данных параметры модели необходимо корректировать, адаптируя модель к новым условиям развития процесса, таким образом, прогноз становится более точным. «Старение» модели преодолевается корректировкой параметров.

Учитывая требования простоты, быстрой сходимости и работоспособности при значительных вариациях реальной ситуации и априорной неопределенности, перспективным является использование адаптивных псевдоградиентных алгоритмов, обладающих высоким быстродействием и позволяющих оценивать параметры моделей систем временных рядов в условиях их неполного описания. Сформированные этими алгоритмами оценки сходятся к оптимальным при довольно слабых условиях.

Рассмотрим псевдоградиентную процедуру применительно к нахождению параметров модели системы временных рядов. После структурно-параметрической идентификации системы при поступлении новых данных параметры построенной модели корректируются с помощью псевдоградиента [10–13], что дает возможность получать прогнозы с повышенной точностью.

Суть данного метода заключается в минимизации функции

$$J(\bar{\alpha}_n) = M[\mathfrak{S}(\bar{\alpha}_n)] = M\left[(f(z_n, \bar{\alpha}_n) - z_n)^2\right], \quad (1)$$

(где  $z_n$  – наблюдения), но при этом вместо градиента функции (1) берется градиент реализаций

$\mathfrak{S}(\bar{\alpha}_n) = (f(z_n, \bar{\alpha}_n) - z_n)^2$ , то есть

$$\nabla \mathfrak{S}(\bar{\alpha}_n) = 2 \frac{df(z_n, \bar{\alpha}_n)}{d\bar{\alpha}_n}, \text{ который и будет псевдоградиентом для функции } J(\bar{\alpha}_n).$$

В качестве  $f(z_n, \bar{\alpha}_n)$  будут выступать поочередно функции тренда, совместной гармонической составляющей и векторной авторегрессии. Тогда параметры модели находятся по формуле:

$$\bar{\alpha}_{n+1} = \bar{\alpha}_n - \lambda_n \nabla \mathfrak{S}(\bar{\alpha}_n), \quad (2)$$

где

$\bar{\alpha}_{n+1}$  – следующее за  $\bar{\alpha}_n$  приближение вектора параметров модели,

$\lambda_n$  – положительное число (шаг),

$\nabla \mathfrak{S}(\bar{\alpha}_n)$  – псевдоградиент функции  $J(\bar{\alpha}_n)$ , то есть вектор, который в среднем составляет острый угол с градиентом минимизируемой функции  $J(\bar{\alpha}_n)$ .

Это уравнение показывает, что корректировка коэффициентов производится путем добавления к старому вектору параметров поправки, получаемой умножением коэффициента  $\lambda_n$  на псевдоградиент. Каждый шаг в (2) делается в направлении скорейшего убывания текущего значения  $\mathfrak{S}(\bar{\alpha}_n)$  на очередном шаге процедуры. Некоторые шаги могут и ухудшать набор параметров  $\bar{\alpha}_{n+1}$ , однако, в силу псевдоградиентности, в среднем коэффициенты будут улучшаться, что обеспечивает их сходимость к оптимальным значениям с вероятностью единица (для этого необходимо, чтобы  $\lambda_n \rightarrow 0$ ).

Адаптация может выполняться непосредственно в процессе обработки, поэтому не требуется линий задержки данных. Кроме того, становится возможной обработка неоднородных данных [10, 12], так как процедура (2) постоянно «подстраивает» параметры модели (но при этом  $\lambda_n$  не должны сходиться к нулю, их можно взять, например, постоянными).

## 3 ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ ПРИНЯТИЯ ОШИБОЧНОГО РЕШЕНИЯ

Оценим эффективность системы управления гидроагрегатом при внедрении и эксплуатации разработанного программного комплекса. Для сравнительного анализа используем стандартный подход построения моделей авторегрессии – проинтегрированного скользящего среднего, реализованный в пакете STATISTICA [14], а также режим работы агрегата без прогнозирования его состояния.

Под критической ситуацией будем понимать выход контролируемых параметров (вибраций гидроагрегата) за «коридор» допустимых значений. Разработанный программный комплекс в автоматическом режиме обрабатывает данные по вибрациям и в случае выхода прогнозных значений за «коридор» допустимых значений выдает соответствующее сообщение о критической ситуации. При этом сообщении агрегат останавливается и производится его диагностика и наладка. В режиме без прогнозирования аварийных ситуаций агрегат останавливается

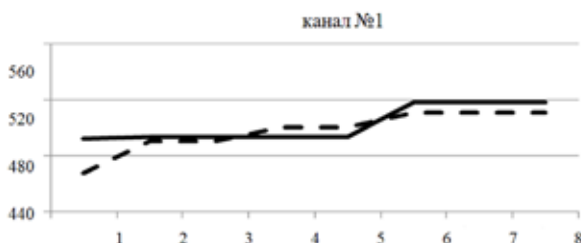


Рис. 2. Графики наблюдений (сплошная линия) и предсказанных значений вибраций гидроагрегата (штриховая линия) по первому каналу

(и ремонтируется) только в случае возникновения аварийной ситуации, то есть когда параметры вибрации действительно выходят за «коридор» допустимых значений, при этом потери времени значительно больше, чем при наладке по предупредительному останову.

При проведении диагностирования по выявлению критических ситуаций исследовались относительная частота пропуска неисправности ( $P_{np}$ ) и относительная частота «ложной тревоги», то есть вероятность ложного сигнала о наличии неисправности ( $P_f$ ). Для вычислений были использованы данные по вибрациям, полученные на Чирюртовской ГЭС-1 (республика Дагестан).

Для подсчета  $P_f$  были взяты временные интервалы, на которых выхода значений вибраций за «коридор» допустимых значений в действительности не было, а по результатам работы разработанного программного комплекса такой выход прогнозировался, поэтому выдавалась бы команда на остановку агрегата, то есть была бы «ложная тревога». По результатам расчетов был построен график зависимости  $P_f$  от порога  $\lambda$  (жирная линия на рисунке 3).

Аналогичные расчеты были проведены в пакете STATISTICA (тонкая линия на рисунке 3). Например, для значения порога  $\lambda = 120$  при использовании разработанного программного комплекса получилось  $P_f = 7,486 \cdot 10^{-3}$  (в среднем одна «ложная тревога» за 134 дня), а при использовании пакета STATISTICA оказалась  $P_f = 10,555 \cdot 10^{-3}$  (в среднем одна «ложная тревога» за 95 дней). Видно, что при использовании программного комплекса моделирования и прогнозирования систем временных рядов нежелательных ситуаций «ложной тревоги» будет значительно меньше при любом значении  $\lambda$ .

Для подсчета  $P_{np}$  были взяты временные интервалы, на которых в действительности были выходы значений вибраций за «коридор» допустимых значений, а по результатам работы разработанного программного комплекса получаемый прогноз вибраций не выходил за допустимый «коридор», поэтому команда на остановку агрегата не выдавалась, то есть происходил пропуск аварийной ситуа-

ции. По результатам расчетов был построен график зависимости  $P_{np}$  от порога  $\lambda$  (жирная линия на рисунке 4).

Аналогичные расчеты были проведены в пакете STATISTICA (тонкая линия на рисунке 4). Например, для порога  $\lambda = 120$  при использовании разработанного программного комплекса  $P_{np} = 3,107 \cdot 10^{-3}$  (в среднем один пропуск за 322 дня), а при использовании пакета STATISTICA –  $P_{np} = 4,908 \cdot 10^{-3}$  (в среднем один пропуск за 204 дня).

Используя связи между порогом  $\lambda$  и относительными частотами  $P_f$  и  $P_{np}$ , получены соотношения между  $P_f$  и  $P_{np}$  (рис. 5). Естественно, что при росте  $P_f$  относительная частота пропуска неисправности  $P_{np}$  убывает. При этом жирная линия, соответствующая использованию разработанного программного комплекса, лежит ниже тонкой: нежелательных пропусков аварийных ситуаций будет меньше, чем при использовании пакета STATISTICA, при любой заданной вероятности «ложной тревоги».

На рисунке 6 показана зависимость среднего времени пропуска ( $\tau_{np}$ ) от среднего времени на одну «ложную тревогу» ( $\tau_f$ ), вычисленных в днях, при использовании разработанного программного комплекса (жирная линия) и при использовании пакета STATISTICA (тонкая линия). Например, для порога  $\lambda = 120$  при использовании разработанного программного комплекса получилось  $P_f = 7,486 \cdot 10^{-3}$  (в среднем одна «ложная тревога» за 134 дня, то есть  $\tau_f = 134$  дня), при этом  $P_{np} = 3,107 \cdot 10^{-3}$  (в среднем один пропуск за 322 дня, то есть  $\tau_{np} = 322$  дня). При использовании пакета STATISTICA для того же порога  $\lambda = 120$  оказалась в среднем одна «ложная тревога» за 95 дней, т. е.  $\tau_f = 94,739$  дня, при этом в среднем один пропуск за 204 дня, т. е.  $\tau_{np} = 204$  дня.

#### 4 ОЦЕНКА КОЭФФИЦИЕНТА ГОТОВНОСТИ

Найдем коэффициент готовности для различных значений вероятности аварийной ситуации. Как известно, коэффициент готовности – вероятность того, что объект

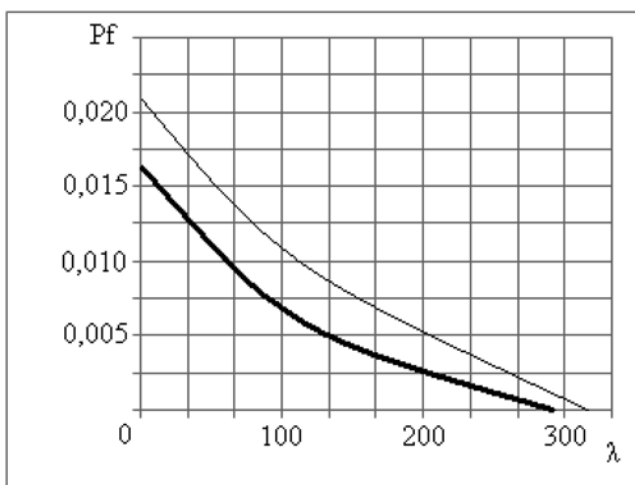


Рис. 3. Зависимость относительной частоты «ложной тревоги» от порога  $\lambda$

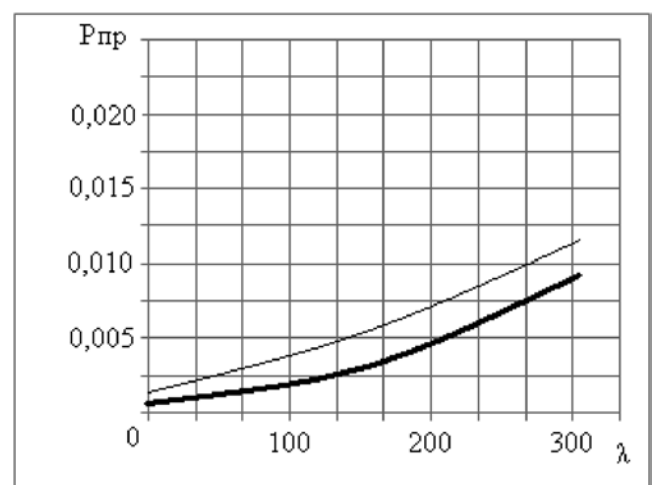


Рис. 4. Зависимость относительной частоты пропуска неисправности от порога  $\lambda$

окажется в работоспособном состоянии в произвольный момент времени, кроме планируемых периодов, в течение которых применение объекта по назначению не предусматривается. Он представляет собой отношение времени исправной работы к сумме времени исправной работы и вынужденных простоев объекта, взятых за один и тот же календарный срок.

$$K_{\Gamma} = \frac{t_{\omega}}{t_{\omega} + t_p}, \quad (3)$$

где  $t_{\omega}$  – суммарное время исправной работы объекта,

$t_p$  – суммарное время вынужденного простоя.

Среднее суммарное время вынужденного простоя при использовании возможности прогнозирования аварийных ситуаций будем вычислять по формуле:

$$t_p = \lambda_a \cdot P_{np} \cdot t_k \cdot t_a + P_f \cdot t_k \cdot t_n \quad (\text{дней}), \quad (4)$$

где  $\lambda_a$  – среднее количество аварий за один день (плотность потока аварий);

$P_{np}$  – вероятность пропуска аварии:  $\lambda_a \cdot P_{np}$  – среднее количество пропусков аварий за один день (плотность потока пропусков);

$t_p = \lambda_a \cdot P_{np} \cdot t_k$  – среднее количество пропущенных аварий за время  $t_k$ ;

$t_a$  – время ремонта после одной аварии;

$P_f$  – вероятность «ложной тревоги» за один день (плотность потока ложных тревог);

$P_f \cdot t_k$  – среднее количество «ложных тревог» за время

$t_k, t_n$  – время контроля и наладки агрегата после выданной команды на остановку.

Среднее суммарное время вынужденного простоя при реагировании на аварийные ситуации без системы предупреждения будем вычислять по формуле:

$$t_p = \lambda_a \cdot t_k \cdot t_a \quad (\text{дней}). \quad (5)$$

Рассмотрим для примера работу гидроагрегата Чирютовской ГЭС-1 за три месяца ( $t_k = 90$  дней). При этом время, потраченное на устранение неисправности в случае аварии,  $t_a = 2$  дня, время наладки  $t_n = 2$  часа. Коэффициент готовности будет вычисляться по формуле:

$$K_{\Gamma} = \frac{90 - t_p}{90}. \quad (6)$$

Вычислим среднее суммарное время вынужденного простоя. При прогнозировании аварийных ситуаций с помощью разработанного программного комплекса среднее время пропуска одной аварии – 321,821 дня, среднее время на одну «ложную тревогу» – 133,582 дня. Получаем:

$$t_p = \lambda_a \cdot 90 \cdot \frac{90}{321,821} \cdot 2 + \frac{90}{133,582} \cdot \frac{2}{24} = 50,339 \cdot \lambda_a + 0,056 \quad (\text{дней}). \quad (7)$$

При прогнозировании аварийных ситуаций с помощью пакета STATISTICA относительная частота пропуска одной аварии – 203,759 дня, относительная частота одной «ложной тревоги» – 94,739 дня. Тогда получаем:

$$t_p = \lambda_a \cdot 90 \cdot \frac{90}{203,759} \cdot 2 + \frac{90}{94,739} \cdot \frac{2}{24} = 79,506 \cdot \lambda_a + 0,079 \quad (\text{дней}). \quad (8)$$

Среднее суммарное время вынужденного простоя при реагировании на аварийные ситуации без системы предупреждения будет равно:

$$t_p = \lambda_a \cdot 90 \cdot 2 = 180 \cdot \lambda_a \quad (\text{дней}). \quad (9)$$

На рисунке 7 показаны графики зависимостей коэффициента готовности ( $K_{\Gamma}$ ) от среднего количества аварий  $\lambda_a$  и от среднего времени между двумя авариями ( $\tau_a$  (дней), то есть в (7)–(9) надо подставить  $\lambda_a = 1/\tau_a$ ) для всех рассматриваемых режимов управления. Коэффициент готовности при прогнозировании аварий с помощью программного комплекса моделирования и прогнозирования систем временных рядов (жирная линия) будет выше, чем при прогнозировании с использованием пакета STATISTICA (тонкая линия) и реагировании на аварийные ситуации без системы предупреждения (пунктирная линия). При использовании разработанного программного комплекса среднее суммарное время вынужденного простоя сокращается в 2 раза по сравнению со временем вынужденного простоя, получаемого при использовании пакета STATISTICA, и в 3 раза – по сравнению с реагированием на критические ситуации без системы

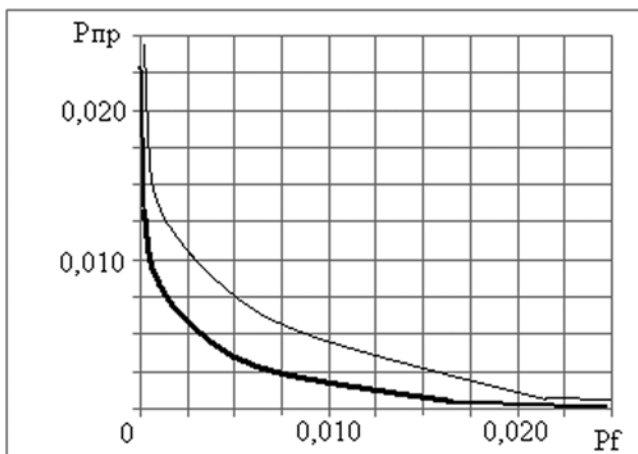


Рис. 5. Зависимость относительной частоты пропусков неисправностей от относительной частоты «ложной тревоги»

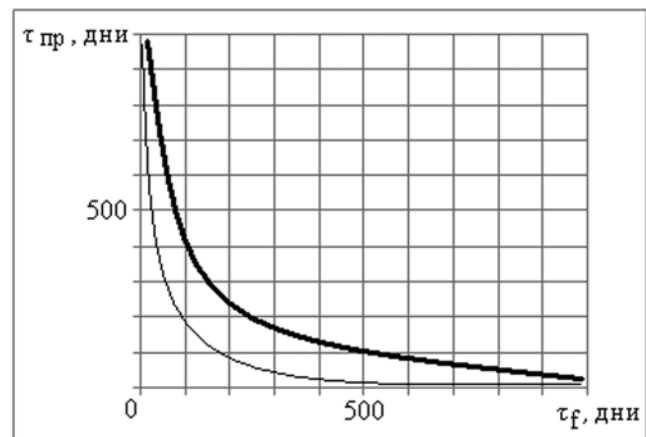


Рис. 6. Зависимость среднего времени пропуска ( $\tau_{пр}$ ) от среднего времени «ложной тревоги» ( $\tau_f$ ). Жирная линия соответствует использованию разработанного комплекса, тонкая – применению пакета STATISTICA

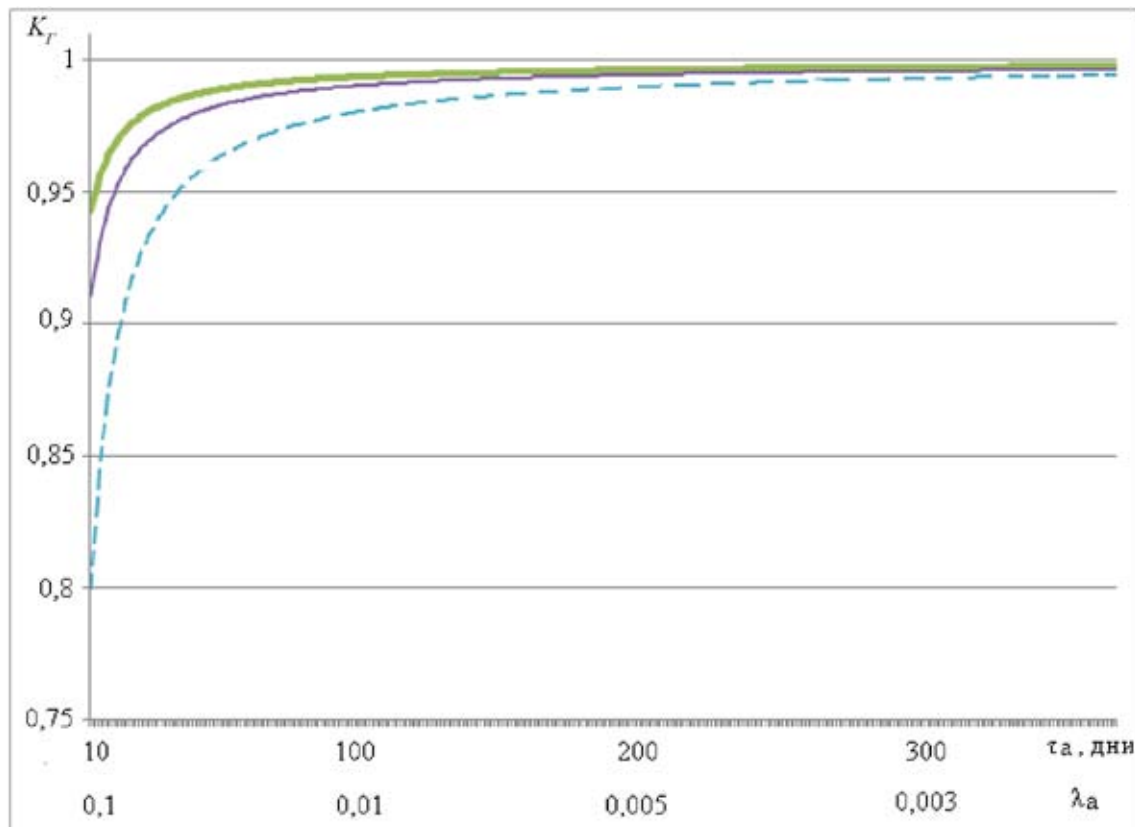


Рис. 7. Зависимость коэффициента готовности ( $K_r$ ) от среднего времени между двумя авариями ( $\tau_a$ , дней) и от среднего количества аварий ( $\lambda_a = 1/\tau_a$ )

предупреждения. Например, при  $\tau_a$ , равном 3 месяцам (90 дней), среднее суммарное время вынужденного простоя при использовании разработанного программного комплекса будет 0,615 дня ( $K_r = 0,993$ ), при использовании пакета STATISTICA – 0,963 дня ( $K_r = 0,989$ ), в случае реагирования на критические ситуации без системы предупреждения – 2 дня ( $K_r = 0,977$ ).

На рисунке 8 приведены графики зависимости коэффициента готовности от назначаемого среднего времени на одну «ложную тревогу» ( $\tau_f$ , дней) и от назначаемой относительной частоты «ложной тревоги» ( $P_f = 1/\tau_f$ ) при  $\tau_a$ , равном 3 месяцам (90 дней), при прогнозировании аварийных ситуаций с использованием разработанного программного комплекса (жирная линия), пакета STATISTICA (тонкая линия), реагирования на аварийные ситуации без системы предупреждения (пунктирная линия). Получили, что при  $\tau_f = 84$  дня ( $P_f = 0,0119$ ) достигается наибольшее значение  $K_r = 0,997$  при использовании разработанного программного комплекса, среднее суммарное время вынужденного простоя при этом будет 0,269 дня. Аналогичные расчеты для пакета STATISTICA показали, что при  $\tau_f = 61$  день ( $P_f = 0,0164$ ) достигается наибольшее значение  $K_r = 0,994$ , среднее суммарное время вынужденного простоя при этом будет 0,555 дня. В случае реагирования на критические ситуации без системы предупреждения среднее суммарное время вынужденного простоя 2 дня ( $K_r = 0,977$ ). Возможна постановка задачи об оптимизации управления агрегатом по коэффициенту готовности,

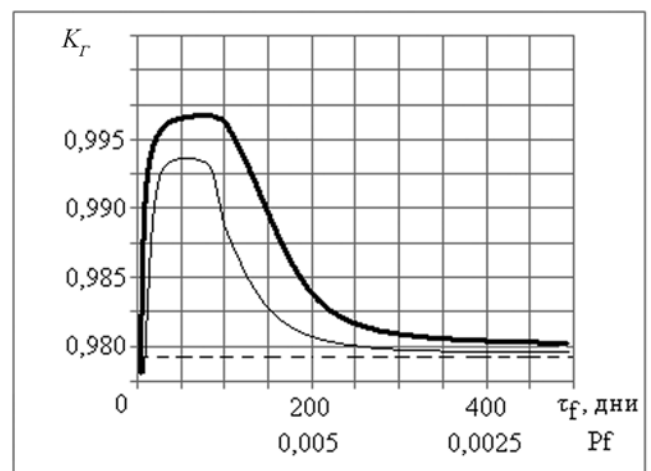


Рис. 8. Зависимость коэффициента готовности ( $K_r$ ) от среднего времени на одну «ложную тревогу» ( $\tau_f$ , дней) и от относительной частоты «ложной тревоги» ( $P_f = 1/\tau_f$ )

когда параметры системы управления выбираются так, чтобы коэффициент готовности был максимальным.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Показано повышение эффективности системы управления гидроагрегатом при использовании разработанного программного комплекса: среднее суммарное время вынужденного простоя, связанного с реагированием на аварийные ситуации, снижается в 2–3 раза, повышает-

ся коэффициент готовности. Одновременно точность прогнозирования при обработке данных по вибрациям гидроагрегата увеличивается в 1,5–5 раз [6]. При этом время, необходимое для построения прогноза по разработанным моделям, не увеличивается по сравнению с существующими методами, что является важным, так как не препятствует осуществлению обработки данных в режиме реального времени и позволяет своевременно принять управленческое решение.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Евланов Л.Г. Контроль динамических систем. – М. : Наука, 1979. – 432 с.
2. Стандарт организации ОАО РАО «ЕЭС России». Методика оценки технического состояния основного оборудования гидроэлектростанций. СТО 17330282.27.140.001-2006.
3. Клячкин В.Н. Модели и методы статистического контроля многопараметрического технологического процесса. – М. : ФИЗМАТЛИТ, 2011. – 196 с.
4. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. – М. : Мир, 1974. – 242 с.
5. Валеев С.Г. Регрессионное моделирование при обработке наблюдений. – М. : Наука, 1991. – 272 с.
6. Информационно-математическая система раннего предупреждения об аварийной ситуации / В.Н. Клячкин [и др.] // Известия Самарского научного центра РАН. – 2013. – № 4(4). – С. 919–923.
7. Валеев С.Г., Кувайскова Ю.Е. Программное обеспечение обработки временных рядов техногенных характеристик // Обозрение прикладной и промышленной математики. – М. : ТВП, 2009. – Т. 16, вып. 6. – С. 1037–1038.
8. Клячкин В.Н., Михеев А.Ю. Идентификация режима статистического контроля многопараметрического технологического процесса // Автоматизация и современные технологии. – 2011. – № 12. – С. 27–31.
9. Клячкин В.Н., Кравцов Ю.А. Диагностика состояния объекта по наличию неслучайных структур на контрольной карте // Приборы и системы. Управление, контроль, диагностика. – 2013. – № 5. – С. 44–50.
10. Васильев К.К., Крашенинников В.Р. Статистический анализ многомерных изображений. – Ульяновск : УлГТУ, 2007. – 172 с.
11. Васильев К.К., Крашенинников В.Р. Адаптивные алгоритмы обнаружения аномалий на последовательности многомерных изображений // Компьютерная оптика. – 1995. – № 14–15. – С. 125–132.
12. Крашенинников В.Р. Основы теории обработки изображений. – Ульяновск : УлГТУ, 2007. – 152 с.
13. Крашенинников В.Р., Микеев Р.Р. Разложение заданных характеристик методом наименьших квадратов по системе неортогональных функций // Известия Самарского научного центра РАН. – 2012. – Т. 14, № 4–3. – С. 817–819.
14. Боровиков В.П., Ивченко Г.И. Прогнозирование в системе STATISTICA в среде Windows. – М. : Финансы и статистика, 1999. – 384 с.