

На рис. 3 и в таблице 1 видно, что для “деталей” сжатие практически не дает положительного эффекта. Но здесь большую роль начинает играть коэффициент DC, получаемый после сжатия коррелированного блока.

**Выводы.** 1. Закономерности, существующие между элементами видеоблока, и описываемые законами распределения, являются основанием для возможного сжатия такого блока дискретным косинусным преобразованием.

2. Для сильно коррелированных блоков поддиапазонное сжатие одинаково влияет как на несжатый, так и сжатый блок.

3. Величина поддиапазона функционально связана с его размером.

4. Перед сжатием блок видеоданных должен быть проверен на возможность сжатия дискретным косинусным преобразованием. Критерием может служить поддиапазонное распределение элементов полученной после сжатия матрицы.

5. После поддиапазонного распределения квантизация сжатого блока может производиться обычным образом.

### Литература

1. Омелянюк І.В. Цифрове ефірне телебачення. Посібник для фахівців телебачення / І.В. Омелянюк. –К.: ЗАО “Телерадіокур’єр”, 2009. – 192 с.

2. Дикарев А.В. К вопросу сжатия некоррелированных дискретных данных / А.В. Дикарев // Наукові записки Українського науково-дослідного інституту зв’язку. – 2012. – №2(22). – С. 106-110.

3. Эксперименты по сжатию видеоданных / В.Г. Кривуца, В.Л. Булгач, А.В. Дикарев, В.Н. Лазаренко // Вісник Державного університету інформаційно-комунікаційних технологій. – 2012. – Т.10, №3. – С. 5-13.

УДК 621.39:004.416.3:93.1

Родионов С.С., к.т.н. (Государст. универ-т информационно-коммуникационных технологий)

Шматко В.С. (Киевский колледж связи)

## ОЦЕНКА АЛГОРИТМОВ ПОИСКА НЕИСПРАВНОСТИ С УЧЕТОМ ВРЕМЕНИ НАБЛЮДЕНИЯ ЗА РЕАЛИЗАЦИЕЙ СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА

Родионов С.С., Шматко В.С. Оцінка алгоритмів пошуку несправності з урахуванням часу спостереження за реалізацією випадкового процесу. Розглядається двоетапна програма пошуку несправності при використанні статистичних характеристик випадкового процесу як ознаки розпізнавання стану об’єкту, що перевіряється. Невизначеність в оцінці параметрів випадкового процесу залежно від тривалості його реалізації приводить до змін величин складових алгоритмів пошуку, що відбивається на можливій зміні послідовності опиту.

**Ключові слова:** ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙНА МЕРЕЖА, ВИПАДКОВИЙ ПРОЦЕС, ДІАГНОСТИКА, СТРАТЕГІЯ ПОШУКУ, КОЕФІЦІЄНТ ПРАВДОПОДІБНОСТІ, ПОМИЛКА ПЕРШОГО РОДУ

Родионов С.С., Шматко В.С. Оценка алгоритмов поиска неисправности с учетом времени наблюдения за реализацией случайного процесса. Рассматривается двухэтапная программа поиска неисправности при использовании статистических характеристик случайного процесса в качестве признаков распознавания состояния проверяемого объекта. Неопределенность в оценке параметров случайного процесса в зависимости от длительности его реализации приводит к изменениям величин составляющих алгоритмов поиска, что отражается на возможном изменении последовательности опроса.

**Ключевые слова:** ТЕЛЕКОММУНИКАЦИОННАЯ СЕТЬ, СЛУЧАЙНЫЙ ПРОЦЕСС, ДИАГНОСТИКА, СТРАТЕГИЯ ПОИСКА, КОЭФФИЦИЕНТ ПРАВДОПОДОБИЯ, ОШИБКА ПЕРВОГО РОДА

Rodionov S.S., Shmatko V.S. Estimation of algorithms of search of malfunction taking into account time of looking after realization of random process. The two-stage program of search of malfunction in the checked object at the use of statistical characteristics of random process as the signs of recognition of the state of the checked object up is considered. The uncertainty in estimation of parameters of random process depending on duration of its realization causes changes of values of the components of algorithms of search, that impacts on the possible change of sequence of questioning.

**Keywords:** TELECOMMUNICATION NETWORK, RANDOM PROCESS, DIAGNOSTICS, STRATEGY OF SEARCH, LIKELIHOOD COEFFICIENT, FIRST MODE ERROR

Опыт эксплуатации современных телекоммуникационных сетей позволяет выделить следующие их характеристики [1]: *сети строятся* как самоорганизующиеся и самовосстанавливающиеся; однако во всех случаях предусмотрена возможность вмешательства обслуживающего персонала; *обеспечивается большая* степень автоматизации процессов диагностирования и изменения конфигурации сети и её отдельных компонентов; *локальное диагностирование* элементов сети позволяет обнаруживать отказы и момент их возникновения по назначению, а также при периодическом плановом диагностировании; *централизованное диагностирование* предполагает наличие в сетях центров обслуживания, выполняющих одновременно функции сбора и обработки статистических данных.

Построение оптимальных программ диагностики, т.е. последовательности проверок по определению отказов в отдельных блоках и элементах сети, может осуществляться различными методами. В работе [2] рассматривается методика поиска неисправности, которая обеспечивает минимальное время на её обнаружение. В основе программы лежит учет затраченного времени на проверку состояния конкретного объекта контроля и вероятности появления в нем неисправности. Оптимальной принимается двухэтапная схема поиска: на первом неисправность ищется в составе блока (группы элементов), на втором – в найденном блоке определяется отказавший элемент.

Проверка блоков на первом этапе производится в порядке возрастания величины

$$A_r = \frac{\tau_r + (1 - \delta_r)T_r}{\rho_r}; \quad (1)$$

на втором этапе элементы проверяются по мере повышения показателя

$$A_{ri} = \frac{\tau_{ri} + (1 - \delta_{ri})R'_{ri}}{\rho_{ri}}, \quad (2)$$

где  $\tau_r$  и  $\tau_{ri}$  – время проверки соответственно  $r$ -го блока и  $i$ -го элемента в  $r$ -м блоке;  $\rho_r$  и  $\rho_{ri}$  – вероятности того, что неисправности находятся в  $i$ -м элементе  $r$ -го блока;  $\delta_r$  и  $\delta_{ri}$  – вероятности правильных решений по определению исправных состояний  $i$ -го элемента в  $r$ -м блоке;  $T_r$  – время подготовки устройства автоматического поиска неисправности;  $R'_{ri}$  – время замены (ремонта)  $i$ -го элемента и перепроверки блока после замены элемента.

Параметры, входящие в (1) и (2), определяются на основе статистических данных по эксплуатации современных систем, возможностей системы контроля, методов проверок, структурой сети и её элементов и т.д.

На значение времени проверок  $\tau_r$  ( $\tau_{ri}$ ) и вероятности  $\delta_r$  ( $\delta_{ri}$ ) существенное влияние оказывает выбор признаков, взятых для распознавания состояния объекта. Если в качестве таких признаков используются параметры случайного процесса  $\xi(t)$ , то необходимо учитывать время наблюдения за реализацией этого процесса  $T$  при оценке значений этих параметров.

Условная вероятность ошибки первого рода с позиции теории статистических решений для стационарного нормального случайного процесса имеет вид

$$(1 - \delta) = 1 - F\left(\frac{\xi_0 - m_\xi}{\sigma_\xi}\right), \quad (3)$$

где  $F\left(\frac{\xi_0 - m_\xi}{\sigma_\xi}\right)$  – функция Лапласа;  $m_\xi$  и  $\sigma_\xi$  – математическое ожидание и

среднеквадратичное отклонение случайной величины  $\xi(t)$ ;  $\xi_0$  – пороговое значение принятия решения об отнесении проверяемого объекта к исправному и неисправному состояниям.

При принятии решения по критерию Байеса и при равенстве значений СКО распознаваемых классов состояний с математическими ожиданиями процесса  $m_{\xi_1}$  и  $m_{\xi_2}$

значение  $\xi_0$  равно  $\xi_0 = (m_{\xi_1} + m_{\xi_2})/2 + [\sigma_{\xi}^2 / (m_{\xi_2} - m_{\xi_1})] \ln \lambda_0$ , где  $\lambda_0 = \frac{1 - \rho_n}{\rho_n}$  – коэффициент правдоподобия;  $\rho_n$  – вероятность неисправного состояния проверяемого объекта.

Среднеинтегральные оценки дисперсий  $m_{\xi}$  и  $\sigma_{\xi}$  случайного процесса  $\xi(t)$  с нормированной корреляционной функцией  $\rho(\tau) = e^{-\alpha|\tau|}$  по реализации на интервале  $(0, T)$  имеют соответственно вид [3]:

$$\sigma_{mT}^2 = \frac{2\sigma_{\xi}^2}{\alpha^2 T^2} (aT - 1 + e^{-aT}), \quad (4)$$

$$\sigma_{\xi^2 T}^2 = \frac{\sigma_{\xi}^4}{\alpha^2 T^2} (2aT - 1 + e^{-2aT}). \quad (5)$$

Табл. 1							
$T, c$	20	40	60	80	100	120	$\infty$
$\sigma_{mT}^2$	0,567	0,377	0,277	0,218	0,18	0,152	0
$\sigma_{\xi^2 T}^2$	0,755	0,438	0,305	0,234	0,19	0,16	0

Выражение (5) получено для известного математического ожидания. В табл. 1 приведены оценки для  $m_{\xi}$  и  $\sigma_{\xi}$  в зависимости от длины реализации  $T$  для  $\alpha=0,1$  1/c и  $\sigma_{\xi} = 1$

Закономерно, что с увеличением времени  $T$  оценка параметров  $m_{\xi}$  и  $\sigma_{\xi}$  осуществляется с большей точностью.

Длина наблюдаемой реализации за процессом  $\xi(t)$  приводит к изменению времени проверки  $\tau$  и значению ошибки  $(1 - \delta)$  через зависимость её от меняющихся значений  $m_{\xi}$ ,  $\sigma_{\xi}$ ,  $\xi_0$  в выражении (3):

$$m_{\xi}(T) = m_{\xi} \pm \sigma_{mT}; \quad \sigma_{\xi}(T) = \sigma_{\xi} \pm \sigma_{\xi^2 T};$$

$$\xi_0(T) = \left[ \frac{m_{\xi_1}(T) + m_{\xi_2}(T)}{2} + \frac{\sigma_{\xi}^2(T)}{m_{\xi_2}(T) - m_{\xi_1}(T)} \ln \frac{1 - \rho_n}{\rho_n} \right].$$

Определим значения ошибки в зависимости от времени  $T$  в соответствии с данными табл. 1 при следующих исходных данных.

$$m_{\xi_1}(T) = m_{\xi_1} + \sigma_{mT}; \quad m_{\xi_2}(T) = m_{\xi_2} - \sigma_{mT}; \quad \sigma_{\xi}(T) = \sigma_{\xi} + \sigma_{\xi^2 T};$$

$$m_{\xi_1} = 3; \quad m_{\xi_2} = 6; \quad \sigma_{\xi_1} = \sigma_{\xi_2} = \sigma_{\xi} = 1; \quad \rho_n = 0,3; 0,4; 0,5.$$

Приведенные на рис. 1 зависимости показывают уменьшение вероятности ошибки с увеличением времени наблюдения  $T$ , причем как абсолютное значение ошибки так и характер её снижения существенно зависят от вероятности отказа проверяемого объекта.

Показатели  $A_r$  и  $A_{ri}$ , значения которых определяют порядок опроса блоков и элементов в стратегии поиска в них неисправности, с учетом времени  $T$  будут иметь вид:

$$A_r(T) = \frac{\tau_r(T) + [1 - \delta_r(T)] T_r}{\rho_r};$$

$$A_{ri}(T) = \frac{\tau_{ri}(T) + [1 - \delta_{ri}(T)] R'_{ri}}{\rho_{ri}}.$$

Порядок опроса в таком случае будет зависеть как от исходных значений входящих в  $A_r$  и  $A_{ri}$  составляющих, которые определяются видом и структурой проверяемых объектов и характеристиками аппаратуры диагностики, так и параметрической чувствительностью времени проверки  $\tau$  и ошибки  $(1 - \delta)$  к  $T$ .

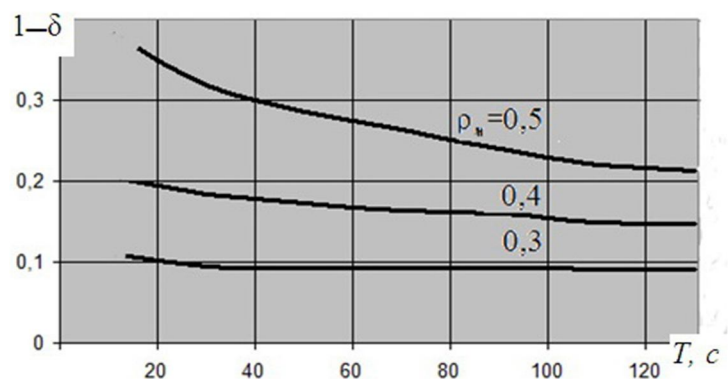


Рис. 1. Зависимость ошибки  $(1 - \delta)$  от времени наблюдения  $T$  за реализацией случайного процесса  $\xi(t)$

В заключение отметим, что приведенные в работе упрощенные стратегии поиска неисправности (1) и (2) могут быть уточнены за счет определения условной вероятности отказа в зависимости от результата предыдущей проверки и учета вероятности ошибки второго рода.

#### Литература

1. Бестугин А.Р. Контроль и диагностирование телекоммуникационных сетей / А.Р. Бестугин, А.Ф. Богданова, Г.В. Стогов. – СПб: Политехника, 2003. – 174 с.
2. Автоматический поиск неисправностей / А.В. Мозгалевский, Д.В. Гаспаров, Л.П. Глазунов, В.Д. Ерастов; под редакцией А.В. Мозгалевского. – М.: Машиностроение, 1967, 264 с.
3. Виленкин С.Я. Статистические методы исследования систем автоматического регулирования / С.Я. Виленкин. – М: Сов. радио, 1967, 184 с.

УДК 621.391

Аношков В.М., к.т.н.; Ружинський В.Г., к.т.н. (ВАТ «Укртелеком»)

### ОПТИМІЗАЦІЯ ЧАСУ ЗАЙНЯТТЯ ІНФОРМАЦІЙНИХ КАНАЛІВ ПРИ ОЧІКУВАННІ ВІДПОВІДІ ВХІДНОГО АБОНЕНТА У ТЕЛЕФОННІЙ МЕРЕЖІ

Аношков В.М., Ружинський В.Г. Оптимізація часу зайняття інформаційних каналів при очікуванні відповіді вхідного абонента у телефонній мережі. У статті наведено розрахунок мінімально допустимої тривалості таймеру очікування відповіді вхідного абонента у телефонній мережі. Наведено результати розрахунку тривалості цього таймеру в залежності від кількості інформаційних каналів між телекомунікаційними системами. Застосування результатів розрахунку забезпечить ефективне використання інформаційних каналів при заданому рівні якості обслуговування.

**Ключові слова:** ТЕЛЕФОННА МЕРЕЖА, ЯКІСТЬ ОБСЛУГОВУВАННЯ, ТАЙМЕР ВІДПОВІДІ

Аношков В.М., Ружинский В.Г. Оптимизация времени занятия информационных каналов при ожидании ответа входящего абонента в телефонной сети. В статье приведен расчет минимально допустимой длительности таймера ответа вызываемого абонента телефонной сети. Приведены результаты расчета длительности этого таймера в зависимости от количества информационных каналов между телекоммуникационными системами. Применение результатов расчета обеспечит эффективное использование информационных каналов при заданном уровне качества обслуживания.

**Ключевые слова:** ТЕЛЕФОННАЯ СЕТЬ, КАЧЕСТВО ОБСЛУЖИВАНИЯ, ТАЙМЕР ОТВЕТА

Anoshkov V.M., Ruzhynskiy V.H. Optimization of information channels holding time during waiting of called subscriber's answer in telephone network. Calculations of minimum admissible called subscriber's answer timer duration in telephone network are proposed in the article. Results of calculations of this timer duration depending on quantity of information channels between telecommunication systems are proposed. Results of calculations applying will have provided effective use of information channels with given quality of service.

**Keywords:** TELEPHONE NETWORK, QUALITY of SERVICE, ANSWER TIMER

**Постановка задачі.** Основна задача телефонної мережі загального користування – забезпечення якісного обслуговування абонентів при ефективному використанні мережних ресурсів. Одним з основних ресурсів телефонної мережі є інформаційні канали між телекомунікаційними системами. Для ефективного використання інформаційних каналів необхідно мінімізувати тривалість їх непродуктивного зайняття. Одна з причин непродуктивного зайняття каналів – очікування відповіді абонента, якого викликають (вхідного абонента). Тривалість таймеру очікування відповіді  $T$  для абонентів телефонної мережі фіксованого зв'язку може встановлюватись у межах від 60 до 180 с [1]. При збільшенні тривалості таймеру  $T$  збільшується коефіцієнт ефективності спроб встановлення з'єднань, однак при цьому збільшуються втрати спроб встановлення з'єднань через