

Родионов С. С., канд. техн. наук, доцент (Тел.: +380 (50) 239 83 12. E-mail: rodionov1934@mail.ru)
(Государственный университет телекоммуникаций, г. Киев)

ОЦЕНКА ДОСТОВЕРНОСТИ ДИАГНОСТИКИ ОТКАЗА В КАНАЛАХ СВЯЗИ ТЕЛЕКОММУНИКАЦИОННОЙ СЕТИ

Родионов С. С. Оцінка достовірності діагностики відмови в каналах зв'язку телекомунікаційної мережі. Розглянуто метод діагностики відмов з використанням статистичних характеристик випадкових процесів зміни параметрів і стану обладнання. Дається оцінка підвищення достовірності (мінімізації ймовірності пропуску несправності) за рахунок кратності перевірки елементів. Для двохетапної програми пошуку несправності визначена ймовірність невиявлення відмови за цикл перевірки.

Ключові слова: телекомунікаційна мережа, канал зв'язку, діагностика відмови, статистична характеристика, помилки 1-го і 2-го роду, кратність перевірки, ймовірність невиявлення відмови

Родионов С. С. Оценка достоверности диагностики отказа в каналах связи телекоммуникационной сети. Рассмотрен метод диагностики отказов с использованием статистических характеристик случайных процессов изменения параметров и состояния оборудования. Дается оценка повышения достоверности (минимизации вероятности пропуска неисправности) за счет кратности проверки элементов. Для двухэтапной программы поиска неисправности определена вероятность необнаружения отказа за цикл проверки.

Ключевые слова: телекоммуникационная сеть, канал связи, диагностика отказа, статистическая характеристика, ошибки 1-го и 2-го рода, кратность проверки, вероятность необнаружения отказа

Определение места неисправности в телекоммуникационной сети как неотъемлемая часть общей проблемы технической диагностики, является важной задачей в комплексе мер обеспечения её надёжности. Проблемам контроля и диагностирования сетей связи посвящены многие публикации отечественных и зарубежных авторов, среди которых можно отметить [1, 2], в которых определены задачи систем контроля, диагностирования и управления. В работе [3] 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. В [1] вопросы контроля и диагностирования рассматриваются в аспекте обеспечения качества обслуживания, описан общий подход к построению модели сети связи, дается анализ методов моделирования трафика.

В работах [4, 5] рассмотрена задача многокритериальной оптимизации на основе ключевых показателей эффективности в информационной системе с разнородными данными. Решение задач диагностирования и обеспечения требуемой надежности осуществляется установкой приоритетов (приоритизацией) показателей эффективности с применением метода анализа иерархий Саати.

Представляет интерес решения вопросов диагностики отказов в компьютерных и телекоммуникационных сетях на основе теории функциональной стойкости [6], В работе [7] определены основные положения и рассмотрены показатели и критерии функциональной стойкости систем в условиях влияния на них внешних дестабилизирующих факторов.

В работе [8] проведен анализ методов получения текущей информации о характеристиках сетевого и терминального оборудования каналов передачи. Рассмотрено направление анализа, ориентированное на идентификацию каналов передачи и ключевых параметров эффективности беспроводных телекоммуникационных сетей.

Целью данной работы является исследование и разработка методов диагностики отказов, для чего предлагается использование статистических характеристик случайных процессов изменения параметров и состояния оборудования.

Моделирование контролируемой системы. Решение поставленной задачи по оценке достоверности поиска неисправности и определения методов её повышения проведем на основе выбора:

- модели контролируемой подсистемы телекоммуникационной сети;
- признаков для оценки состояния диагностируемых элементов;
- правила принятия решения при диагностировании отказа;
- алгоритма поиска неисправности.

За модель контролируемой системы примем канал связи телекоммуникационной сети. Выбор обусловлен тем, что из всех элементов сети этот канал наиболее чувствителен к воздействию помех и к другим мешающим факторам; около 50% ошибок в принятом сообщении, а также повреждений происходят в канале связи. Поэтому одним из перспективных путей повышения достоверности и надежности сети передачи данных является разработка методов, позволяющих определить место и причины отказа в канале, предсказывать в нем аварийные ситуации.

Каналы связи контролируются по таким параметрам как уровень приема, длительность и интенсивность импульсных помех, статистические характеристики помех, величина сдвига частоты, отклонения амплитудно-частотных и фазочастотных характеристик, частоты и выбросов фазы сигналов.

Качество передачи информации по дискретным каналам с целью установления их технического состояния (диагностирования, прогнозирования) определяется методами оценки через:

- параметры помех;
- параметры сигналов;
- вторичные статистические характеристики сигналов (искажений элементов, импульсов дроблений и т.д.).

Появление неисправности в канале связи можно рассматривать, в частности, как результат воздействия на него внешних возмущений и помех с определенными характеристиками случайного процесса, что позволяет использовать эти характеристики как диагностические признаки для оценки состояния проверяемых элементов.

Определение характеристик случайного процесса требует определенного времени наблюдения за его реализацией на интервале $(0, T)$. Указанное время определяет точность оценки этих характеристик, что при пересекающихся значениях признака влияет на достоверность контроля.

Соответствующие оценки для математического ожидания m_ξ и дисперсии σ_ξ^2 стационарного нормального случайного процесса с корреляционной функцией

$$K(\tau) = \sigma_\xi^2 e^{-\alpha|\tau|}$$

имеют следующие значения [9].

Дисперсия оценки математического ожидания по среднеинтегральному значению реализации на интервал $(0, T)$ равна

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

При известном математическом ожидании процесса $\xi(t)$ дисперсия оценки для среднеинтегрального значения процесса $\xi^2(t)$ равна

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

Приведенные оценки математического ожидания и дисперсии случайного процесса применим в задаче распознавания состояния (поиска неисправности) проверяемого объекта. Определим достоверность распознавания и ошибки первого рода $q^{(1)}$ (вероятность пропуска неисправности) и второго рода $q^{(2)}$ (принятие ложного решения о наличии неисправности в исправном объекте).

Для нормального закона распределения значений случайного процесса $\xi(t)$, взятых в качестве признака распознавания, с учетом ошибок в оценке его математического ожидания

и дисперсии в зависимости от времени наблюдения T значения $q^{(1)}$ и $q^{(2)}$ можно записать в виде:

$$q^{(1)} = 1 - F \left[\frac{\xi_0(T) - m_{\xi_1}(T)}{\sigma_{\xi_1}(T)} \right], \quad (3)$$

$$q^{(2)} = F \left[\frac{\xi_0(T) - m_{\xi_2}(T)}{\sigma_{\xi_2}(T)} \right], \quad (4)$$

где F – функция Лапласа.

Для варианта распознавания с наибольшим значением ошибок $q^{(1)}$ и $q^{(2)}$ имеем следующее содержание входящих в формулы (3), (4) обозначений:

$$m_{\xi_1}(T) = m_{\xi_1} + \sigma_{mT},$$

$$m_{\xi_2}(T) = m_{\xi_2} - \sigma_{mT},$$

где m_{ξ_1} и $m_{\xi_1}(T)$, m_{ξ_2} и $m_{\xi_2}(T)$ – действительные и оценочные значения математического ожидания процесса $\xi(t)$ соответственно для неисправного и исправного состояния объекта;

$$\sigma_{\xi_1}(T) = \sigma_{\xi_1} + \sigma_{\xi^2 T}$$

$$\sigma_{\xi_2}(T) = \sigma_{\xi_2} + \sigma_{\xi^2 T},$$

где σ_{ξ_1} и $\sigma_{\xi_1}(T)$, σ_{ξ_2} и $\sigma_{\xi_2}(T)$ – действительные и оценочные значения СКО процесса $\xi(t)$ соответственно для неисправного и исправного состояний;

$$\xi_0(T) = \frac{m_{\xi_1}(T) + m_{\xi_2}(T)}{2} + \frac{\sigma_{\xi}^2(T)}{m_{\xi_2}(T) - m_{\xi_1}(T)} \ln \lambda_0 \quad - \text{пороговое значение признака при}$$

принятии решения об отнесении объекта к неисправному и исправному состоянию по критерию Байеса при $\sigma_{\xi_1}(T) = \sigma_{\xi_2}(T) = \sigma_{\xi}(T)$;

$$\lambda_0 = \frac{p_n}{1 - p_n} \quad - \text{коэффициент правдоподобия;}$$

p_n – априорная вероятность наличия неисправности в проверяемом объекте.

Метод и оценка достоверности поиска неисправности. Определим среднеквадратичные значения ошибок σ_{mT} и $\sigma_{\xi^2 T}$ в функции T в соответствии с (1) и (2)

для $\alpha = 0,1 \text{ c}^{-1}$ и $\sigma_{\xi} = 1$.

Значения вероятности пропуска неисправности $q^{(1)}$ как важного показателя при диагностике канала связи для $m_{\xi_1} = 3, m_{\xi_2} = 8, \sigma_{\xi_1} = \sigma_{\xi_2} = 1$ и данными Табл. 1 при различных значениях T и $p_n = 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5$ в соответствии с (3) приведены на Рис. 1.

Табл. 1

T, c	40	80	120	160	200	∞
σ_{mT}	0,614	0,467	0,39	0,34	0,308	0
$\sigma_{\xi^2 T}$	0,66	0,483	0,40	0,347	0,312	0

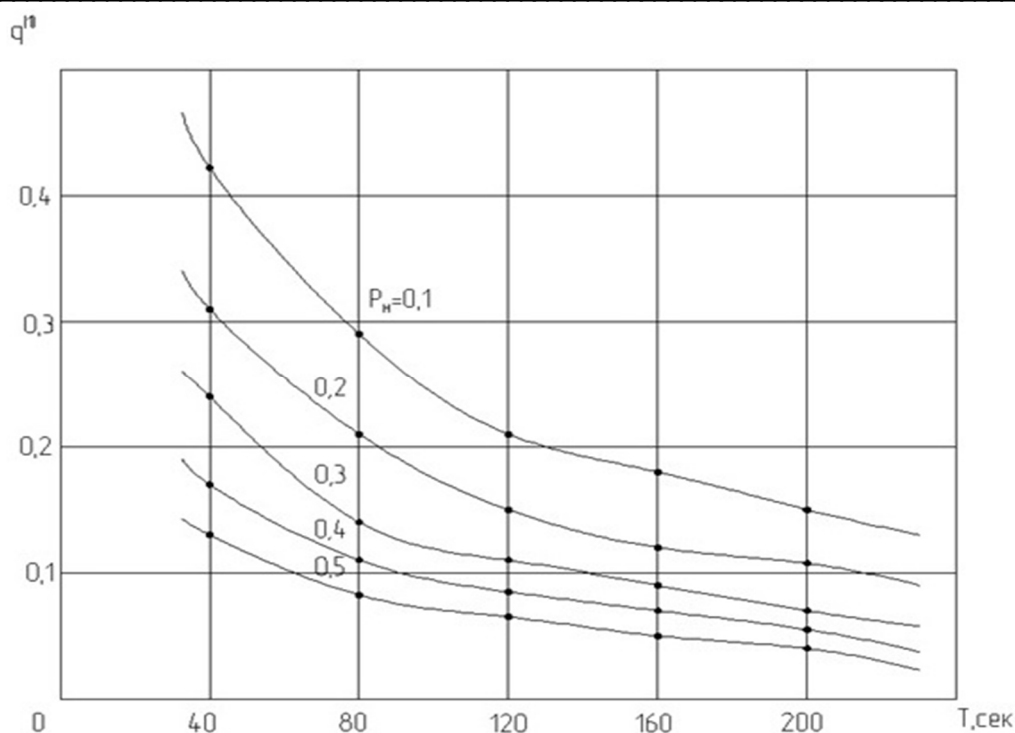


Рис.1. Залежність ймовірності пропуску несправності $q^{(1)}$ від часу спостереження за реалізацією випадкового процесу T

Повищення достовірності розпізнавання стану перевіряемого об'єкта може бути забезпечено такими шляхами як:

- збільшенням числа ознак, по яким здійснюється діагностика;
- збільшенням кратності перевірок одного і того ж елемента.

При кратних перевірках ймовірність пропуску несправності дорівнює $q^{(1)n}$, де n – кратність перевірок. По результатам, наведеним на Рис. 1, проведемо порівняння витратимого часу спостереження T при однократній і двократній перевірках для досягнення одного і того ж значення ймовірності пропуску несправності.

В частині, якщо $p_n = 0,1$, то для $T=40$ с $q^{(1)} = 0,43$. При подвійній перевірці елемента $q^{(1)2}$ становить значення 0,185, що вимагає часу спостереження 80 с. Таким чином, зменшення ймовірності пропуску несправності з 0,43 до 0,185 при однократній перевірці вимагає часу спостереження порядку 160 с (див. Рис. 1), а при подвійній – 80 с. Маємо подвійний вииграш по часу перевірки. Аналогічні часові співвідношення можуть бути визначені і для інших вихідних даних.

Перевірка елементів системи з метою пошуку в них несправностей здійснюється по певній програмі [10]. Наявність недостовірності в перевірках призводить до того, що існує ймовірність невиявлення несправності впродовж всього циклу перевірок.

Проведемо порівняння вказаних ймовірностей невиявлення несправностей при однократних і багаторазових перевірках одних і тих же елементів системи. Як програму пошуку візьмемо послідовну двохетапну процедуру, спочатку пошук здійснюється в блоках перевіряемой системи, а потім в елементах блоку, в якому виявлено відмову.

Не виявити відмовивший елемент, належачий i -му блоку, відповідно до [2] можна з ймовірністю:

$$P_i = q_i^{(1)m} + (1 - q_i^{(1)m}) \sum_{k_i}^{n_i} p_{k_i} q_{k_i}^{(1)n}, \quad (5)$$

де: $q_i^{(1)m}$ і $q_{k_i}^{(1)n}$ – помилки 1-го роду при m і n кратних перевірках відповідно в i -м блоку і k_i -м елементі;

p_{k_i} – априорная вероятность отказа в k_i -м элементе;

n_i – количество элементов в i -м блоке.

Для исходных данных а) $m=1; n=1$, б) $m=1; n=2$, в) $m=2; n=2$ вероятность отказа блока $p_i=0,1$; $p_{k_i}=0,3; 0,1; 0,2; 0,1; 0,3$.

Графики ошибки $q_i^{(1)}$ и $q_{k_i}^{(1)}$ в зависимости от p_n и T приведены на Рис. 1.

Графики зависимости P_i от $q^{(1)}$ и T приведены на Рис. 2.

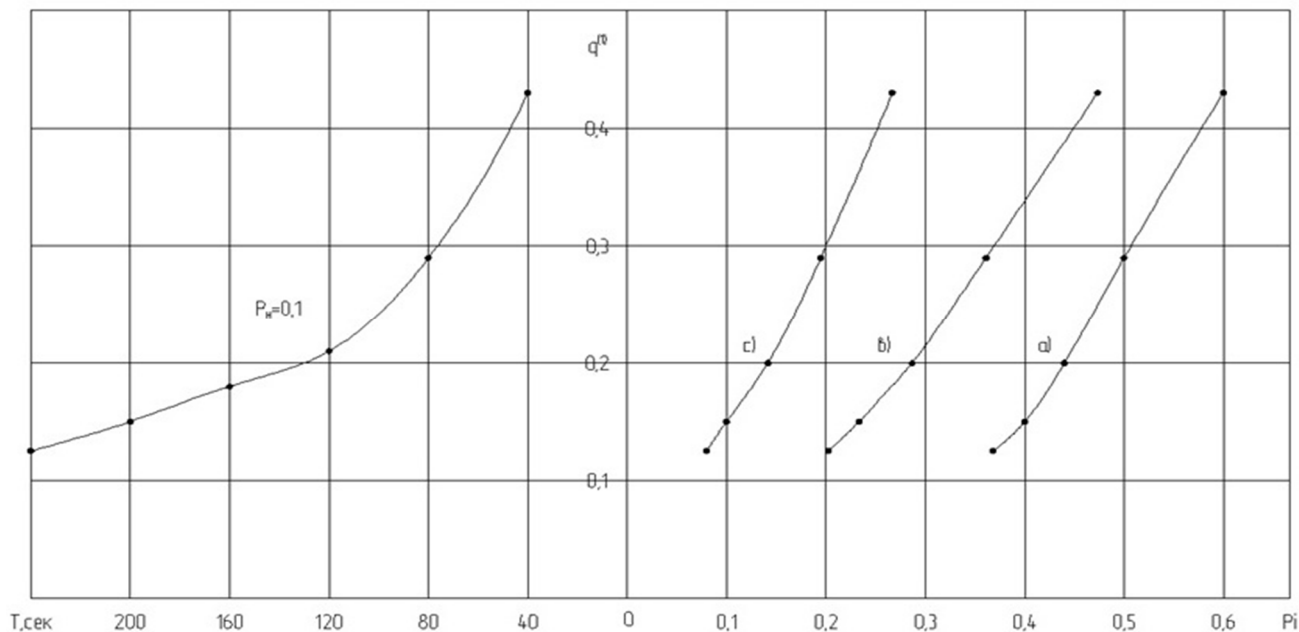


Рис. 2. Зависимость вероятности необнаружения P_i от ошибки первого рода $q^{(1)}$.

Таким образом, наличие двукратных проверок дает уменьшение вероятности необнаружения P_i при варианте б) от 1,24 до 1,73 и при варианте в) от 23 до 3,7 при изменении T от 40 до 200 с.

Соотношения между ошибками первого рода $q^{(1)}$ при проверке элемента (блока), затрачиваемого времени на эту проверку T и вероятностями необнаружения P_1 , временем T_Σ , которое максимально затрачивается на контроль i -го блока и входящих в него пяти элементов в соответствии с данными Рис. 2 приведены в Табл. 2.

Табл. 2

Параметры проверки	Кратность проверки	$m=1$ $n=1$	$m=1$ $n=2$	$m=2$ $n=2$
	$q^{(1)}$		0,432	0,432
T, c		40	40	40
P_1		0,6	0,49	0,26
$T_\Sigma (N=1, n_i=5) =$ $= mT + (n_i - 1)nT, c$		200	360	400

Время, затрачиваемое на проверку для получения $P_1=0,49$ в варианте а) относительно варианта б), равно 400 с, а в варианте б) относительно варианта в) – 900 с.

Вероятность пропуска отказавшего элемента за весь первый цикл проверок с учетом (5) определяется формулой:

$$P = \sum_i^N p_i \left[q_i^{(1)m} + (1 - q_i^{(1)m}) \sum_{k_i}^{n_i} p_{k_i} q_{k_i}^{(1)n} \right].$$

В заключение отметим, что рассмотренный метод повышения достоверности за счет кратности проверок и приведенные оценки являются частным случаем решения поставленной задачи.

Литература

1. Бестугин А. Р. Контроль и диагностирование телекоммуникационных сетей / А. Р. Бестугин, А. Ф. Богданова, Г. В. Стогов. – Санкт-Петербург: Политехника, 2003. – 174 с.
2. Верзаков Г. Ф. Введение в техническую диагностику / Г. Ф. Верзаков, Н. В. Кипшт, В. И. Рабинович, Л. С. Тимонет ; под ред. К. Б. Карандеева. – Москва: Энергия, 1968. – 219 с.
3. Мозгалевский А. В. Автоматический поиск неисправностей / А. В. Мозгалевский, Д. В. Гаспаров, Л. П. Глазунов, В. Д. Ерастов; под редакцией А.В. Мозгалевского. – Москва : Машиностроение, 1967. – 264 с.
4. Торошанко Я. И. Исследование устойчивости и чувствительности метода приоритизации ключевых параметров эффективности информационной системы / Я. И. Торошанко, В. С. Шматко, М. С. Высочиненко, А. А. Булаковская // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – 2014. – №5/9(71). – С.60-65.
5. Floudas C. A., Pardalos P. M. (Eds.) Encyclopedia of Optimization: Second Edition. – Springer Science+Business Media, LLC, 2009. – 4645 pp.
6. Кравченко Ю. В. Сучасний стан та шляхи розвитку теорії функціональної стійкості / Ю. В. Кравченко, С. А. Микусь // Моделювання та інформаційні технології : збірник наукових праць ІПМЕ ім. Г.Є. Пухова. – 2013. – Вип. 68. – С. 60-68.
7. Кравченко Ю. В. Визначення проблематики теорії функціональної стійкості щодо застосування в комп'ютерних системах / Ю. В. Кравченко, С. В. Нікіфоров // Телекомунікаційні та інформаційні технології. – 2014. – №1. – С. 12-18.
8. Торошанко Я. І. Ключові параметри ефективності безпроводових телекомунікаційних мереж та методи їх ідентифікації / Я. І. Торошанко, В. П. Грушевська, М. С. Височиненко, В. С. Шматко // Наукові записки Українського науково-дослідного інституту зв'язку. – 2014. – №4(32). – С. 28-33.
9. Виленкин С. Я. Статистические методы исследования систем автоматического регулирования / С. Я. Виленкин. – Москва : Сов. радио, 1967. – 184 с.
10. Родионов С. С., Шматко В. С. Оценка алгоритмов поиска неисправности с учетом времени наблюдения за реализацией случайного процесса // Наукові записки Українського науково-дослідного інституту зв'язку. – 2013. – №1(25). – С. 28-31.

Дата надходження в редакцію: 23.11.2014 р.

Рецензент: д.т.н., проф. К. С. Сундучков