Зменшення $\sigma^{\text{АДМ}}$ на рис.4 із зростанням частоти дискретизації зумовлено кращим відпрацюванням дельта-кодером крутих перепадів між відліками сигналу ЕКГ. Натомість плавне зростання $\sigma^{\text{АДМ}}$ із зростанням $s_{min}^{\text{АДМ}}$ — збільшенням шумів квантування.

Висновки

Для підвищення енергоощадності сенсорної мережі мобільного моніторингу ЕКГ доцільно здійснювати попереднє подання кардіосигналу за допомогою адаптивної дельта-модуляції із кроками квантування, кратними 2^j, що призводить до суттєвого зменшення обсягу передаваної інформації. І хоча при цьому відбувається деяке спотворення відновленого сигналу (для досліджуваних параметрів — 15-23%), отриманий коефіцієнт стиску інформації $k_{\text{ст}} = 12$ дозволить значно підвищити тривалість роботи БСС, а також суттєво розвантажити канал передачі інформації.

1. *Колодій Р.* Використання сенсорних мереж для мобільного моніторингу ЕКГ / Р. Колодій, О. Тимченко // Збірник наукових праць ІПМЕ ім. Г.Є. Пухова НАН України. — К.: 2009. — Вип. 51. — С. 210-217.
2. Интернет вещей: учебное пособие [текст] / А.В. Росляков, С.В. Ваняшин, А.Ю. Гребешков. – Самара: ПГУТИ, 2015. – 200 с.
3. Полный медицинский справочник фельдшера / сост. П. Вяткина. - М.: Эксмо, 2013.
4. *Тимченко, О. В.* Методи різницевого кодування форми сигналів в системах передачі мовної інформації, Львів: Вид. УАД, 2006. - 320 с.
5. http://www.gaw.ru/html.cgi/txt/ic/Jennic/JN5121.htm
6. *Shahin Farahani* – ZigBee Wireless Networks and Transceivers / Newnes. 2008.
7. *Karthik Raviprakash,* ECG simulation using Matlab, http://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/108 58, cited 30.1.2009.

Поступила 12.09.2016р.

УДК004.4.

С.М.Головань, А.М.Давиденко, Т.Л.Щербак, м.Київ

ОЦІНКА НАДІЙНОСТІ ПРОГРАМНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ІНФОРМАЦІЙНОЇ СИСТЕМИ

Вступ. Відомо [1-3], що до так званого *м'якого обладнання* інформаційних систем входять математичне, інформаційне і програмне забезпечення. На практиці математичне, інформаційне забезпечення реалізується у виді програмного забезпечення для кожної конкретної інформаційної системи. Це обумовлює постановку задачі оцінки надійності інформаційної системи в цілому, складовою якого є відповідне програмне забезпечення. Тому визначення надійності програмного забезпечення є актуальною і важливою задачею при оцінці надійності інформаційних систем.

Постановка завдання. Провести аналіз відомих моделей надійності програмного забезпечення інформаційних систем і обґрунтувати використання однієї з них для практичного застосування.

Результати досліджень. Наведемо основні результати використання відомих моделей надійності безвідмовної роботи програмного забезпечення інформаційної системи $R(t)$.

Вейбулловська модель. Дана модель надійності характеризується наступною сукупністю співвідношень

$$\lambda(t) = m\lambda^m t^{m-1};\ R(t) = e^{-(\lambda t)m};$$
$$T = \frac{1}{\lambda}\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right) \tag{1}$$

де $\lambda(t)$- інтенсивність помилок програмного забезпечення, як функція поточного часу t, а $R(t)$- ймовірність безвідмовної роботи, T-середній наробіток на відмову а $\Gamma(x)$-гамма-функція.

Перевага цієї моделі полягає в тому, що вона містить додатковий в порівнянні з іншими моделлю параметр m. Обгрунтовуючи значення m і λ, можна отримати більш точну відповідність експериментальним даним. Значення m підбирають з діапазону $0 < m < 1$.

Структурна модель Нельсона. В якості показника надійності приймається ймовірність $R(n)$ безвідмовного виконання n прогонів програми. Для j-го прогону ймовірність відмови представляють наступним чином

$$Q_j = \sum_{i=1}^{N} p_{ji} y_i, \tag{2}$$

де y_i – індикатор відмови при i-ому наборі даних; p_{ji} – ймовірність появи i-го набора в j-ому прогоні. Тоді

$$R(n) = \prod_{j=1}^{n}(1-Q_j) = exp\left(\sum_{j=1}^{n} ln(1-Q_j)\right) \tag{3}$$

Якщо Δt_j – час виконання j-го прогону, то інтенсивність відмов

$$\lambda(t_j) = \frac{-\ln(1-Q_j)}{\Delta t_j};\ R(n) = exp\left(\sum_{j=1}^{n} \lambda(t_j)\Delta\Delta_j\right);$$

$$t_j = \sum_{i=1}^{j} t_i \cdot \quad (4)$$

Практичне використання формули (4) ускладнюється через множину входів і велику кількість складно оцінюваних параметрів моделі. На практиці надійність програм оцінюється по результатам тестових випробувань, що охоплюють відносно невелику область простору початкових даних.

Для спрощеної оцінки пропонується формула

$$R(N) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} E_i(n_i) W_i \; ; \; \sum_{i=1}^{N} W_i = N \; , \quad (5)$$

де N – число прогонів; n_i – число виявлених помилок при i-ому прогоні; E_i – індикатор відсутності помилок при прогоні i-го тесту.

Для зменшення розмірності задачі множини значень вхідних наборів розбивають на пересічні підмножини G_j, кожній з яких відповідає визначений шлях L_j, $j = 1 \ldots n$. Якщо L_j містить помилки, то при виконанні тесту на підмножині G_j буде відмова. Тоді ймовірність правильного виконання одного тесту

$$R(1) = 1 - \sum_{j=1}^{n} p_j \varepsilon_j \; , \; p_j = \sum_{i \in G_j} p_{ij} \; , \; \varepsilon_j < 1 \quad (6)$$

У роботі [3] наведені результати використання перших двох вказаних моделей, тобто Вейбулловської і структурної моделей Нельсона.

Експоненціальна модель Шумана застосовується при виконанні наступних припущеннях:

– загальне число команд у програмі на машинній мові постійне;

– на початку випробувань число помилок дорівнює деякій постійній величині та по мірі виправлення помилок стає меншим; у ході виправлення програми нові помилки не вносяться;

– інтенсивність відмов програми пропорційна числу залишкових помилок.

Про структуру програмного модуля досліджуємого програмного забезпечення зроблені наступні припущення:

– модуль містить тільки один оператор циклу, в якому є оператори вводу інформації, оператори присвоєння та оператори умовної передачі управління вперед;

– відсутні вкладені цикли, але може бути k паралельних шляхів, якщо маємо $k-1$ оператор умовної передачі управління.

При виконанні зазначених припущень ймовірність безвідмовної роботи знаходять за формулою

$$R(t,\tau) = exp(-C\varepsilon_r(\tau)t) = e^{-t/T};$$
$$\varepsilon_r(\tau) = \frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau);$$
$$T = \frac{1}{\left(\tilde{N}\left(\frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau)\right)\right)} \qquad (7)$$

де E_0 – число помилок на початку налагодження;

I – число машинних команд у модулі;

$\varepsilon_B(\tau)$, $\varepsilon_r(\tau)$ – число виправлених і залишених помилок у розрахунку на одну команду; T – середній наробіток на відмову; τ – час налагодження; C – коефіцієнт пропорційності.

Для оцінки E_0 і C використовують результати налагодження. Нехай із загального числа прогонів n системних тестових програм r – число успішних прогонів, $n-r$ – число прогонів, що перервані помилками. Тоді загальний час n прогонів, інтенсивність помилок і наробіток на помилку знаходять за формулами

$$H = \sum_{i=1}^{r} T_i + \sum_{i=1}^{n-r} t_i; \lambda = \frac{n-r}{H}; T = \frac{1}{\lambda} = \frac{H}{n-r} \qquad (8)$$

Припустивши, що $H = \tau_1$ і $H = \tau_2$, знайдемо:

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{n_1 - r_1}{H_1}; \hat{\lambda}_2 = \frac{n_2 - r_2}{H_2}; \hat{T}_1 = \frac{1}{\hat{\lambda}_1}; \hat{T}_2 = \frac{1}{\hat{\lambda}_2}, \qquad (9)$$

де $\hat{T}_1$ і $\hat{T}_2$ – оцінки часу тестування на одну помилку. Підставивши сюди (7) та розв'язавши систему рівнянь, отримаємо оцінки параметрів моделі:

$$\hat{E}_0 = \frac{I}{\gamma - 1}(\gamma\varepsilon_B(\tau_1) - \varepsilon_B(\tau_2));$$
$$\hat{C} = \frac{1}{\left(\hat{T}_1\left(\frac{\hat{E}_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_1)\right)\right)} \qquad \gamma = \frac{\hat{T}_1}{\hat{T}_2} \qquad (10)$$

Для обчислення оцінок необхідно по результатам налагодження знати $\hat{T}_1$, $\hat{T}_2$, $\varepsilon_B(\tau_1)$ і $\varepsilon_B(\tau_2)$.

Деяке узагальнення результатів (8) – (10) полягає в наступному. Нехай T_1 і T_2 – час роботи системи, що відповідає часу налагодження τ_1 і τ_2, n_1 і n_2 – число помилок, виявлених у періодах τ_1 і τ_2. Тоді

$$\frac{T_1}{n_1} = \frac{1}{\left(C\left(\frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_1)\right)\right)} \qquad \frac{T_2}{n_2} = \frac{1}{\left(C\left(\frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_2)\right)\right)}$$

Звідси

$$\hat{E}_0 = \frac{I}{\gamma - 1}\left(\gamma\varepsilon_B(\tau_1) - \varepsilon_B(\tau_2)\right);$$

$$\hat{C} = \frac{n_1}{T_1} \Big/ \left(\frac{\hat{E}_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_1)\right);$$

$$\gamma = \frac{T_1}{n_1} \Big/ \frac{T_2}{n_2}. \qquad (11)$$

Якщо T_1 і T_2 – лише сумарний час налагодження, то $\hat{T}_1 = T_1 / n_1$, $\hat{T}_2 = T_2 / n_2$, і формула (11) співпадає з (10).

Якщо в ході налагодження прогоняється k тестів в інтервалах $(0, \tau_1)$, $(0, \tau_2), \ldots (0, \tau_k)$, де $\tau_1 < \tau_2 < \ldots < \tau_k$, то для визначення оцінок максимальної правдоподібності використовують рівняння

$$\hat{C} = \sum_{j=1}^{k} n_j \Big/ \left(\frac{\hat{E}_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_j)\right) H_j;$$

$$\hat{C} = \left\{\sum_{j=1}^{k} n_j \Big/ \left(\frac{\hat{E}_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_j)\right)\right\} \sum_{j=1}^{k} H_j, \qquad (12)$$

де n_j – число прогонів j-го тесту, що закінчуються відмовами; H_j – час, що затрачається на виконання успішних і неуспішних прогонів j-го тесту. При $k = 2$ (12) зводиться до попереднього випадку і розв'язок дає результат (11).

Асимптотичне значення дисперсій оцінок (для великих значень n_j) визначаються виразами

$$\mathbf{D}\hat{C} = 1 \Big/ \left\{\sum_{j=1}^{k} n_j / C^2 - \left(\sum_{j=1}^{k} H_j\right)^2 \Big/ \sum_{j=1}^{k}\left(n_j \Big/ \left(\frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_j)\right)^2\right)\right\};$$

$$\mathbf{D}E_0 = 1 \Big/ \left\{\sum_{j=1}^{k}\left(n_j \Big/ \left(\frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_j)\right)^2\right) - C^2\left(\sum_{j=1}^{k} H_j\right)^2 \Big/ \sum_{j=1}^{k} n_j\right\},$$

де $C \cong \hat{C}$, $E_0 \cong \hat{E}_0$.

Коефіцієнт кореляції оцінок

$$\rho\left(\hat{C}, \hat{E}_0\right) \cong \left\{\sum_{j=1}^{k} n_j \Big/ \left(\frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_j)\right)\right\} \Big/ \left\{\sum_{j=1}^{k} n_j \sum_{j=1}^{k}\left(n_j \Big/ \left(\frac{E_0}{I} - \varepsilon_B(\tau_j)\right)^2\right)\right\}^{0,5}.$$

Асимптотичне значення дисперсії і коефіцієнта кореляції використовуються для визначення довірчих інтервалів значень E_0 і C на основі гауссівського розподілу.

У ряді робіт зазначається, що найбільш адекватною для моделі Шумана є експоненціальна модель зміни кількості помилок при зміні тривалості налагодження

$$\varepsilon_B(\tau) = \frac{E_0}{I}\left(1 - e^{-\tau/\tau_0}\right),$$

де E_0 і τ_0 визначаються дослідним шляхом. Тоді

$$R(t,\tau) = exp\left(-CE_0/Ie^{-I/I_0}t\right).$$

Середній наробіток на відмову зростає експоненціально зі збільшенням тривалості налагодження:

$$T = I/CE_0 e^{\frac{\tau}{\tau_0}}.$$

Експоненціальна модель Джелінського-Моранди. Дана модель є частинним випадком моделі Шумана. Згідно цієї моделі, інтенсивність появи помилок пропорційна числу залишкових помилок:

$$\lambda(\Delta t_i) = K_{JM}(E_0 - i + 1),$$

де K_{JM} – коефіцієнт пропорційності; Δt_i – інтервал між i-ю та $(i-1)$-ю виявленими помилками. Ймовірність безвідмовної роботи

$$R(t) = exp(-\lambda(\Delta t)) = exp(-K_{JM}(E_0 - i + 1)),\, t_{i-1} < t < t_i. \qquad (16)$$

При $K_{JM} = C/I$ і $\varepsilon_B(\tau) = (i-1)/I$ формула (16) співпадає з (10). Для того щоб отримати оцінки максимальної правдоподібності для параметрів E_0 і K_{JM} при послідовному спостереженні k помилок у моменти $t_1, t_2, ..., t_k$, потрібно розв'язати систему рівнянь

$$\sum_{i=1}^{k}\left(\hat{E}_0 - i + 1\right)^{-1} = k/\left(\hat{E}_0 - i + 1\right);$$

$$\hat{K}_{JM} = \frac{k}{A}\Big/\left(E_0 - \theta \cdot k + 1\right); \qquad (17)$$

$$\theta = \frac{B}{AK};\; A = \sum_{i=1}^{k} t_i;\; B = \sum_{i=1}^{k} it_i.$$

Асимптотичні оцінки дисперсії і коефіцієнта кореляція (при великих k) визначаються за допомогою формул

$$\mathbf{D}\hat{E}_0 \cong \frac{k}{kS_2 - A^2C^2};\; \mathbf{D}\hat{K}_{JM} \cong \frac{S_2K_{JM}^2}{kS_2 - A^2K_{JM}^2};$$

$$\rho\left(\hat{K}_{JM}, \hat{E}_0\right) \cong \frac{AK_{JM}}{(kS_2)^{0,5}};\; S_2 = \sum_{i=1}^{k}\left(E_0 - i + 1\right).$$

Для того щоб отримати числові значення цих величин, необхідно скрізь замінити E_0 і K_{JM} їх оцінками. У процесі налагодження та дослідної або нормальної експлуатації програмного комплексу з'являється можливість використати статистичні дані про виявлені та виправлені помилки і уточнити проектні оцінки надійності. З цією метою розроблені моделі надійності, що містять параметри, точкові оцінки яких отримують шляхом обробки результатів налагодження та експлуатації ПК. Моделі відрізняються одна від одної припущеннями про характер залежності інтенсивності появи помилок від тривалості налагодження та експлуатації. Деякі моделі містять певні вимоги до внутрішньої структури програмних модулів

1. *Гнеденко Б.В.* Математические методы в теории надежности / Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д., - М.: Изд. «Наука». – 1965. – 526с.
2. Основи надійності інформаційних систем: підручник / С.М. Головань, О.В.Корнейко, О.С. Хорошко, Л.М. Щербак. – Луганськ: Вид-во «Ноулідж», 2012.- 335с.
3.*Черкесов Г.Н.* Надежность аппаратно-програмных комплексов / Черкесов Г.Н. – Санк.-Петербург.:Питер. – 2005. – 479с.

Поступила 20.10.2016р.

УДК 621.56 : 629.7

А.А. Чирва, г. Киев

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ СОВРЕМЕННОГО КРАНА-РЕГУЛЯТОРА ВОЗДУШНЫХ СИСТЕМ САМОЛЕТА

Abstract. The article presents mathematical model for the regulator, which can be used for transient simulation of hydraulic and thermal processes in the regulator what is mounted in plane pneumatic system.

Введение. В пневматических системах самолета краны-регуляторы обеспечивают поддержание в определенном месте трубопровода требуемого давления воздуха. Ввиду того, что процессы в самолетных системах протекают с большой скоростью, применяют пневматические краны-регуляторы, которые позволяют обеспечить требуемое быстродействие. Также, данный тип кранов-регуляторов обеспечивает высокий ресурс и пожаробезопасность. Управление краном-регулятором осуществляет электронный прибор управления пневматической системы.

Отработка алгоритмов управления, в основном, осуществляется на лабораторных стендах. Параметры воздуха на таких стендах значительно отличаются от параметров воздуха в самолетных системах, что приводит к