

# ВПЛИВ МОДЕЛЕЙ НАДІЙНОСТІ ПРОГРАМНИХ ЗАСОБІВ НА ПОКАЗНИКИ НАДІЙНОСТІ ПРОГРАМНО- АПАРАТНИХ СИСТЕМ

**О. В. Муляк**

Кандидат технічних наук,  
ТОВ «Науково-виробнича фірма  
«Промтехносервіс Україна»  
вул. Червоноармійська, 114, м. Київ, Україна, 03150  
E-mail: mulyak.oleksandr@gmail.com

**В. С. Яковина**

Кандидат фізико-математичних наук, доцент  
Кафедра програмного забезпечення\*  
E-mail: vitaliy.s.yakovyna@lpnu.ua

**Б. Ю. Волочій**

Доктор технічних наук, професор  
Кафедра теоретичної радіотехніки та радіовимірювань\*  
E-mail: bvolochiy@ukr.net

\*Національний університет "Львівська політехніка"  
вул. С. Бандери, 12, м. Львів, Україна, 79013

*Досліджено вплив вибору моделі надійності програмних засобів на оцінку показників надійності програмно-апаратних систем. Розглянуто модель надійності програмних засобів з показником їх складності. Показано, що це дає змогу підвищити достовірність оцінки функції готовності програмно-апаратних систем*

*Ключові слова: відмовостійкість, функція готовності, програмно-апаратна система, модель надійності програмних засобів*

*Исследовано влияние выбора модели надежности программных средств на оценку показателей надежности программно-аппаратных систем. Рассмотрена модель надежности программных средств с показателем их сложности. Показано, что это дает возможность повысить достоверность оценки функции готовности программно-аппаратных систем*

*Ключевые слова: отказоустойчивость, функция готовности, программно-аппаратная система, модель надежности программных средств*

## 1. Вступ

Все більша частина сучасної техніки і практично усі електронні та телекомунікаційні системи є програмно-апаратними системами (ПАС), процес функціонування яких полягає у взаємодії програмних (ПЗ) та апаратних засобів (АЗ). Підвищення відповідальності та складності сучасних ПАС накладає жорсткі вимоги до оцінювання та забезпечення заданих показників надійності. При цьому показник надійності стає добутком функції готовності АЗ та ймовірності правильного функціонування протягом заданого проміжку часу, що характеризує дієздатність системи. Якщо показники надійності АЗ (в т. ч. функцію готовності) можна оцінювати за допомогою традиційних методів, які базуються на паспортних значеннях інтенсивностей відмов елементної бази електроніки, то оцінювання ймовірності правильного функціонування є значно складнішою задачею, оскільки на цей показник впливають як апаратні, так і програмні засоби. Відмови ПАС можуть бути спричинені випадковими відмовами, збоями та дефектами апаратної складової, помилками ПЗ, а також відмовами ПЗ, спричиненими збоями апаратури внаслідок впливу температури, іонізуючого випромінювання чи інших зовнішніх дестабілізуючих факторів. Все це перетворює комплексний аналіз надійності сучасних складних ПАС на вкрай складну та нетривіальну задачу. За останні два десятиліття вартість розробки ПЗ та

вартість відмови ПЗ стали займати все більшу частку вартості усієї ПАС. Відмови програмної складової, під управлінням якої працює уся система, можуть спричиняти непередбачений стан чи поведінку системи, що може приводити до значних матеріальних збитків і навіть шкоди для здоров'я і життя людей.

Таким чином, сучасний етап розвитку науки і техніки характеризується чітко вираженим протиріччям між відповідальністю та складністю сучасних ПЗ, з одного боку, та методами і засобами оцінювання та прогнозування їх надійності, з іншого. Вирішення цього протиріччя вимагає поєднання підходів математичної статистики, інженерії ПЗ та класичної теорії надійності з метою розроблення моделей і методів аналізу надійності ПЗ підвищеного ступеня адекватності на основі сучасних досягнень досліджень в цій галузі.

## 2. Аналіз літературних даних та постановка проблеми

Для оцінки надійності ПАС сьогодні застосовують ряд підходів та методик, які з певною достовірністю дозволяють визначити показники надійності.

У ряді праць [1, 2] ПЗ вважають безвідмовними і розглядають тільки надійність АЗ, що суттєво завищує значення показників надійності ПАС. В монографії [3] стверджують, що надійність ПАС залежить як від надійності ПЗ, так і від надійності АЗ. Причому при-

йнято, що відмови АЗ не впливають на надійність ПЗ та навпаки. У статті [4] під час оцінювання надійності ПАС враховуються особливості ПЗ на етапі експлуатації. Для цього застосовано модель, яка використовує припущення, що надійність ПЗ зростає стрибкоподібно після його оновлення. Це припущення ґрунтується на тому, що після кожного оновлення кількість дефектів зменшується. Однак навіть у випадку використання такої моделі надійності ПЗ ймовірність безвідмовної роботи ПАС буде заниженою, оскільки не враховується поведінка системи у разі появи відмов і збоїв АЗ та ПЗ. У статті [5] модель поведінки ПАС будується на основі марковської моделі, з якої визначаються стани, пов'язані з надійністю ПЗ, і стани, які від надійності ПЗ не залежать. Однак така модель поведінки ПАС не враховує усіх різновидів збоїв і відмов ПЗ, наслідків, до яких вони призводять, та способів подолання цих наслідків (вивантаження ПЗ, перезавантаження ПЗ, переустановлення ПЗ). В роботі [6] описано модель надійнісної поведінки ПАС у вигляді графа станів та переходів, яка враховує появу відмов та збоїв ПЗ та АЗ, їх наслідки, що призводять до простою, а також способи відновлення працездатності. За рахунок досягнутого ступеня адекватності моделі [6] підвищено достовірність оцінки показників надійності ПАС.

Для визначення показників надійності ПЗ, і зокрема інтенсивності відмов, необхідної для визначення показників надійності ПАС на основі моделі її функціонування, широко використовуються моделі на основі підрахунку відмов [7–10]. Цей клас моделей пов'язаний з кількістю виявлених помилок на заданому інтервалі тестування. При усуненні помилок з системи очікується, що виявлена кількість помилок (відмов) в одиницю часу спадатиме. З початку 1970-х, коли почались інтенсивні дослідження в галузі надійності ПЗ, було запропоновано багато моделей, що описують такі явища. В основу більшості таких моделей покладено розподіл Пуассона, параметри якого мають різний вигляд для різних моделей. Найбільш поширеними моделями цього класу є моделі Гоеля-Окумото [11], S-подібна модель зростання надійності Ямади [12] тощо. Проте, основним недоліком відомих моделей на основі пуассонового процесу є те, що внаслідок припущень і спрощень, вони не достатньо адекватно відображають процес тестування, а результати, отримані при їх застосуванні, не завжди збігаються з отриманими на практиці [13]. Крім того, більшість таких моделей не враховують величину та складність ПЗ, які впливають на поведінку інтенсивності відмов ПЗ. Для підвищення ступеня адекватності реальним об'єктам моделювання у [14] побудовано нову математичну модель надійності ПЗ з динамічним показником складності програмного продукту та показано, що форми кривих кумулятивної кількості відмов та параметру потоку відмов цієї моделі більш точно відповідають практичним результатам тестування ПЗ. Проведений порівняльний аналіз існуючих та розробленої моделей надійності ПЗ на реальних тестових прикладах показав переваги моделі з індексом складності над найбільш поширеними S-подібною моделлю та моделлю Гоеля-Окумото [15].

У [14, 15] було показано переваги моделі надійності ПЗ з показником складності над найбільш поширеними моделями на основі пуассонового процесу, при цьому прогноз загальної кількості помилок в ПЗ цими моделями не відрізнявся більш ніж на 5–10 %. Однак

питання впливу відмінностей поведінки інтенсивності відмов ПЗ, отриманої різними моделями надійності ПЗ, на результати оцінювання показників надійності ПАС залишається недослідженим.

### 3. Мета і задачі дослідження

Метою роботи є дослідження впливу моделі надійності ПЗ на оцінку функції та коефіцієнту готовності ПАС з версійно-структурним резервуванням.

Для досягнення поставленої мети були поставлені наступні завдання:

- побудувати надійнісну модель ПАС з версійно-структурним резервуванням;
- провести порівняльний аналіз значень інтенсивності відмов ПЗ, отриманих на основі різних моделей надійності ПЗ;
- встановити значення стаціонарного коефіцієнту готовності ПАС у випадку використання інтенсивностей відмов ПЗ, отриманих з різних моделей надійності ПЗ;
- дослідити поведінку функції готовності ПАС від часу у випадку використання інтенсивностей відмов ПЗ, отриманих з різних моделей надійності ПЗ.

### 4. Структура та модель надійності досліджуваної програмно-апаратної системи з версійно-структурним резервуванням

Для побудови надійнісної моделі ПАС використано технологію моделювання складних інформаційних систем на основі марковських процесів [16], в якій ПАС представляється як дискретно-неперервна стохастична система, оскільки саме вона дозволяє виконати поставлені завдання визначення та дослідження показників надійності ПАС. В якості моделей надійності ПЗ, які дають вхідне значення інтенсивності відмов ПЗ для моделі надійності ПАС, обрано модель з показником складності ПЗ [14] з одного боку, та моделі Гоеля-Окумото [11] і S-подібна модель [12] як найбільш поширені «еталонні» моделі, з іншого.

Виходячи з того, що відмовостійка ПАС повинна працювати з мінімальним простоем, та не допускається втрата інформації під час функціонування, використано загальне гаряче резервування заміщенням. Структурна схема надійності такої відмовостійкої ПАС показана на рис. 1.

До складу відмовостійкої ПАС входять: основна ПАС, який складається з  $n$  – модулів; резервна ПАС, яка складається з  $k$  – модулів; для обох ПАС передбачено спільне ковзне резервування модулів, при цьому один (перший в черзі на використання) резервний модуль перебуває в гарячому резерві, а решта – в холодному; пристрій контролю та діагностування (DCS, Diagnostics Control System) визначає стан ПАС в апаратній та програмній частинах та подає команди для управління резервним ресурсом; пристрій комутації виконує функції підключення (або відключення) резервного ПАЗ, а також відключення несправних модулів та підключення модулів ковзного резерву.

При формуванні надійнісної моделі ПАС її склад і окремі складові необхідно представити відповідними

параметрами, а саме:  $n$  – кількість модулів, що перебувають в складі основної ПАС;  $k$  – кількість модулів, що перебувають в складі резервної ПАС;  $m_h$  – кількість модулів гарячого резерву з завантаженим ПЗ;  $m_c$  – кількість модулів холодного резерву з не завантаженим ПЗ;  $\lambda_{hw}$  – інтенсивність відмов модуля, який перебуває в складі основної (резервної) ПАС та в гарячому резерві;  $\lambda_{sw11}, \lambda_{sw12}$  – інтенсивність відмов ПЗ початкової версії та після першого оновлення;  $\lambda_{swerror}$  – інтенсивність збоїв ПЗ;  $T_{up1}, T_{up2}$  – середнє значення тривалості першого та другого оновлень версії ПЗ;  $T_{rest}$  – тривалість перезавантаження ПЗ на модулі, що перебуває в непрацездатному стані з ознакою збою/відмови ПЗ;  $T_{switch}$  – тривалість оновлення ПЗ;  $T_{rep}$  – тривалість ремонту АЗ в ПАЗ.

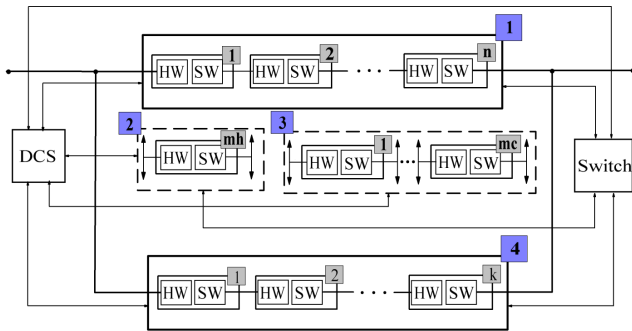


Рис. 1. Структурна схема надійності ПАС (1 – основна ПАС, 2 – модулі, що знаходяться в гарячому резерві, 3 – модулі, що знаходяться в холодному резерві, 4 – резервна ПАС)

Розробка надійнісної моделі ПАС детально описана в роботі [17]. На рис. 2 представлена модель ПАС у вигляді графа станів та переходів, на основі якої проводиться дослідження значення функції готовності.

На основі отриманого графу-станів та переходів (рис. 2), можна скомпонувати формули для надійнісної проектування [16]. Зокрема запропонований граф дозволяє обчислити: функції готовності при зміні параметрів досліджуваної системи; середнє значення тривалості до відмови; провести оцінку безпечності тощо.

Одним з показників надійності відновлюваних ПАС є коефіцієнт готовності. Коефіцієнт готовності ПАС розраховується як сума ймовірностей перебування у станах, де відсутні критичні відмови. Таким чином, для розрахунку коефіцієнта готовності досліджуваної ПАС необхідно вибрати стани, в яких система є працездатною. Виходячи з цієї умови коефіцієнт готовності ПАС з версійно-структурним резервуванням записується як:

$$K_r = \sum_{i=1}^5 P_i + P_9 + P_{13} + \sum_{i=17}^{26} P_i + \sum_{i=30}^{31} P_i + \sum_{i=33}^{36} P_i + \sum_{i=40}^{41} P_i + P_{45} + P_{49} + P_{53} + P_{57} + P_{61} + \sum_{i=65}^{82} P_i + P_{86} + \sum_{i=90}^{91} P_i + P_{95} + P_{95} + \sum_{i=99}^{100} P_i + P_{104} + P_{108} + P_{111} + P_{115} + P_{119}. \quad (1)$$

На основі побудованого графу станів та переходів (рис. 2) сформуємо систему диференціальних рівнянь (2), розв'язок якої дасть змогу оцінити значення показників надійності ПАС.

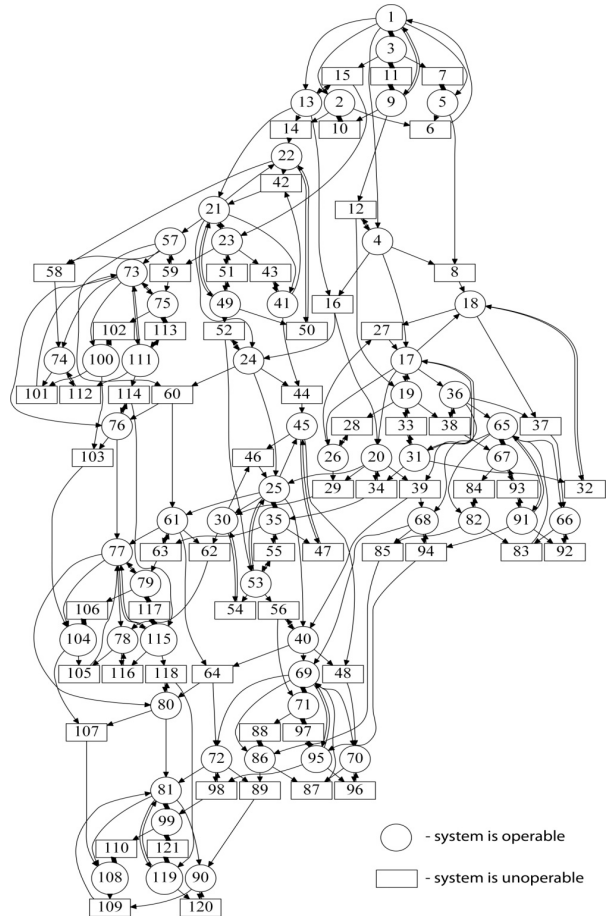


Рис. 2. Граф станів та переходів досліджуваної ПАС

$$\left. \begin{aligned} \frac{dP_1(t)}{dt} &= -2 \cdot \lambda_{hw} (P_2(t) + P_5(t)) - 2 \cdot \lambda_{swerror} (P_9(t) + P_{11}(t)) - 2 \cdot \lambda_{sw11} \cdot P_6(t) - 2 \cdot \lambda_{sw12} \cdot P_3(t) + \frac{1}{T_{rep}} \cdot P_6(t) + \frac{1}{T_{rest}} \cdot (P_3(t) + P_3(t)); \\ \frac{dP_2(t)}{dt} &= 2 \cdot \lambda_{hw} P_1(t) - \frac{1}{T_{rest}} \cdot P_{10}(t) - 2 \cdot \lambda_{hw} P_6(t) - 2 \cdot \lambda_{swerror} \cdot P_{10}(t) - 2 \cdot \lambda_{sw11} P_{14}(t); \\ \frac{dP_3(t)}{dt} &= 2 \cdot \lambda_{hw} P_1(t) + \frac{1}{T_{rest}} \cdot P_3(t) - 2 \cdot \lambda_{hw} P_7(t) - 2 \cdot \lambda_{swerror} \cdot P_{11}(t) - \frac{1}{T_{rest}} \cdot P_{11}(t) - 2 \cdot \lambda_{sw11} P_{15}(t); \\ &\vdots \\ \frac{dP_{119}(t)}{dt} &= -\frac{1}{T_{rest}} \cdot P_{81}(t) + 2 \cdot \lambda_{swerror} \cdot P_{81}(t) + \frac{1}{T_{up2}} \times P_{118}(t) - 2 \cdot \lambda_{hw} P_{120}(t) - 2 \cdot \lambda_{swerror} \cdot P_{121}(t); \\ \frac{dP_{120}(t)}{dt} &= 2 \cdot \lambda_{swerror} \cdot (P_{99}(t) + P_{119}(t)) - \frac{1}{T_{rest}} \cdot (P_{99}(t) + P_{119}(t)); \\ \frac{dP_{121}(t)}{dt} &= -\frac{1}{T_{rest}} \cdot P_{90}(t) + 2 \cdot \lambda_{swerror} \cdot P_{90}(t) + 2 \cdot \lambda_{hw} P_{119}(t). \end{aligned} \right\} (2)$$

Система лінійних диференціальних рівнянь (СЛДР) (2) розв'язується чисельним методом Рунге-Кутта. Невідомими функціями СЛДР є імовірності перебування в кожному зі 121 стану. Розв'язання даної системи рівнянь дає можливість провести оцінку показників надійності відмовостійкої ПАС, в тому числі визначити функцію та коефіцієнт готовності згідно (1).

**5. Дослідження залежності функції готовності ПАС при різних значеннях інтенсивності відмов ПЗ**

В якості вхідних даних для отримання інтенсивності відмов ПЗ згідно різних моделей надійності було взято результати тестування двох ПЗ з роботи [13]. Стосовно цих ПЗ в роботах [14, 15] було отримано результати прогнозування загальної кількості відмов та опису кривої кумулятивної кількості відмов моделями Гоеля-Окумото, S-подібною та моделлю з показником складності. Ці результати показали кращий опис процесу відмов моделлю з показником складності, проте досліджень поведінки інтенсивності відмов ПЗ не проводилось.

В табл. 1 наведено значення інтенсивностей відмов двох програмних продуктів [13], отриманих з різних моделей їх надійності. Як видно з табл. 1, незважаючи на майже однаковий прогноз кумулятивної кількості відмов [14, 15], значення інтенсивності відмов може відрізнятися на три-шість порядків (напр. для першої версії  $1,221 \times 10^{-3} \text{ год}^{-1}$  для моделі з показником складності та  $3,516 \times 10^{-6} \text{ год}^{-1}$  для моделі Гоеля-Окумото чи  $1,744 \times 10^{-9} \text{ год}^{-1}$  для S-подібної моделі). Зрозуміло, що при правильному прогнозі загальної кількості відмов, такі відмінності в динаміці процесу відмов спричинять суттєві відхилення в оцінці показників надійності ПАС.

Таким чином, необхідно порівняти значення функцій готовності в залежності від значення інтенсивності відмови ПЗ, яка визначалася за допомогою різних моделей надійності ПЗ. Для цього чисельно розв'язували систему рівнянь (2) та знаходили імовірності перебування в різних станах ПАС (рис. 2), після цього комбінуючи імовірності перебування у станах, де відсутні критичні відмови, згідно рівняння (1), отримували значення функції та коефіцієнту готовності ПАС.

Таблиця 1

**Інтенсивності відмов ПЗ, отримані на основі різних моделей**

Інтенсивність відмов ПЗ, год <sup>-1</sup>	Модель Гоеля-Окумото	S-подібна модель	Модель з показником складності
1-ша версія, $\lambda_{sw11}$	$3,516 \times 10^{-6}$	$1,744 \times 10^{-9}$	$1,221 \times 10^{-3}$
2-га версія, $\lambda_{sw12}$	$2,143 \times 10^{-9}$	$3,64 \times 10^{-14}$	$7,286 \times 10^{-8}$

На рис. 3 представлено залежності функції готовності при різних значеннях інтенсивності відмов ПЗ, які представлено в табл. 1. Розрахунки проводилися при наступних параметрах ПАС:  $\lambda_{hw}=1 \times 10^{-4} \text{ год}^{-1}$ ;  $\lambda_{swerror}=1 \times 10^{-2} \text{ год}^{-1}$ ;  $T_{rest}=6 \text{ хв.}$ ;  $T_{switch}$ ,  $T_{rep}=200 \text{ год}$ ;  $T_{up1}=100 \text{ год}$ ;  $T_{up2}=200 \text{ год}$ . Розрахунок стаціонарного коефіцієнту готовності дає значення  $K_r=0,977$  у ви-

падку використання моделі з індексом складності, та  $K_r=0,981$  для двох інших моделей надійності ПЗ.

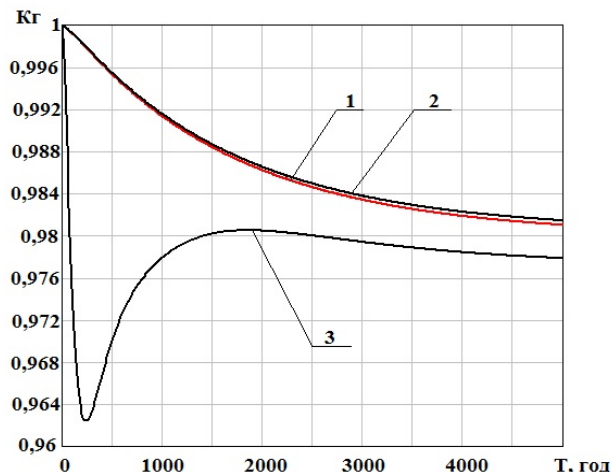


Рис. 3. Залежності функції готовності  $K_r$  від часу  $T$  при значеннях інтенсивності відмов ПЗ, отриманих на основі різних моделей (1 – модель Гоеля-Окумото, 2 – S-подібна модель, 3 – модель з показником складності)

Як видно з рис. 3 та табл. 1, значення інтенсивності відмов ПЗ, отримані на основі моделі надійності ПЗ з показником складності [14], є нижчими за значення інтенсивності відмов, отримані на основі найбільш поширених моделей. Таким чином, використання традиційних моделей надійності ПЗ призводить до завищених оцінок показників надійності ПАС, що не дає можливості достовірно оцінити ризики функціонування такої системи, та може потенційно спричинити значні втрати внаслідок відмов ПАС. Крім того, як видно з рис. 3, поведінка функції готовності ПАС, розрахованої на основі вхідних даних, отриманих з моделі надійності ПЗ з показником складності [14] (крива 3, рис. 3), є принципово іншою, ніж поведінка функції готовності, отриманої з використанням значення інтенсивності відмов ПЗ на основі традиційних моделей (криві 1, 2 на рис. 3). Дійсно, крива 3 на рис. 3 демонструє немонотонну залежність з екстремальною точкою, причому в даному випадку ця точка є точкою мінімуму та розташована в області невеликих значень часу, що може суттєвим чином відобразитись на поведінці даного ПАС в сенсі надійності, та повинно бути враховано під час експлуатації та регламентного технічного обслуговування таких систем.

**6. Висновки**

В роботі наведено надійнісну модель ПАС з версійно-структурним резервуванням. Для побудови такої моделі використано технологію моделювання складних інформаційних систем на основі марковських процесів, в якій ПАС представляється як дискретно-неперервна стохастична система. Виходячи з того, що ПАС повинна працювати з мінімальним простоем, та не допускається втрата інформації під час функціонування, використано загальне гаряче резервування заміщенням.

Досліджено вплив вибору моделі надійності ПЗ на результати оцінювання показників надійності ПАС з версійно-структурним резервуванням. Показано, що модель надійності ПЗ з показником складності, за рахунок підвищеного ступеня адекватності порівняно з найбільш поширеними S-подібною моделлю та моделлю Гоеля-Окумото, дає на 3–6 порядків нижчі значення інтенсивності відмов ПЗ, при незначній різниці в прогнозі загальної кількості відмов. Такі відмінності в динаміці процесу відмов спричиняють суттєві відхилення в оцінці показників надійності ПАС.

Показано, що використання традиційних моделей надійності ПЗ призводить до завищених оцінок показ-

ників надійності ПАС, і зокрема коефіцієнту готовності, що не дає можливості достовірно оцінити ризики функціонування такої системи.

Поведінка функції готовності ПАС, розрахованої на основі вхідних даних, отриманих з моделі надійності ПЗ з показником складності, демонструє немонотонну залежність з екстремальною точкою, причому в даному випадку ця точка є точкою мінімуму та розташована в області невеликих значень часу, що може суттєвим чином відобразитись на поведінці даного ПАС в сенсі надійності, та повинно бути враховано під час експлуатації та регламентного технічного обслуговування таких систем.

### Література

1. Половко, А. М. Основы теории надежности [Текст] / А. М. Половко, С. В. Гуров. – СПб.: БХВ-Петербург, 2006. – 704 с.
2. Черкесов, Г. Н. Надежность аппаратно-программных комплексов [Текст]: учеб. пособие / Г. Н. Черкесов. – СПб.: Питер, 2005. – 479 с.
3. Pham, H. Handbook of Reliability Engineering [Text] / H. Pham. – London: British Library Cataloguing in Publication Data, 2003. – 696 p. doi:10.1007/b97414
4. Волочий, Б. Ю. Методика визначення показників надійності відмовостійких програмно-апаратних радіоелектронних систем [Текст] / Б. Ю. Волочий, Л. Д. Озірковський, Т. І. Панський, О. В. Муляк // Вісник НТУУ «КПІ». Серія Радіотехніка. Радіоапаратобудування. – 2013. – № 55. – С. 71–79.
5. Озірковський, Л. Д. Модель поведінки програмно-апаратних електронних систем [Текст] / Л. Д. Озірковський, Т. І. Панський // Вісник Національного університету «Львівська політехніка». Електроніка. – 2013 – № 764 – С. 36–43.
6. Волочий, Б. Ю. Оцінка надійності програмно-апаратних систем за допомогою моделі їх поведінки [Текст] / Б. Ю. Волочий, Л. Д. Озірковський, Р. С. Чопей, А. В. Мащак, О. П. Шкілюк // Вісник Національного університету «Львівська політехніка». Радіоелектроніка та телекомунікації. – 2014. – № 796. – С. 222–231.
7. Pham, H. Software Reliability Models for Critical Applications [Text]: EGG–2663 Technical Report / H. Pham, M. Pham. – Idaho National Engineering Laboratory, EG&G Idaho Inc., 1991. – 98 p. doi:10.2172/10105800
8. Pham, H. System software reliability [Text] / H. Pham. – London: Springer-Verlag London Limited, 2006. – 440 p. doi:10.1007/1-84628-295-0
9. Липаев, В. В. Надежность программных средств [Текст] / В. В. Липаев. – М.: СИНТЕГ, 1998. – 232 с.
10. Sheakh, T. H. A Study of Analytically Improving the Reliability of Software [Text] / T. H. Sheakh, S. M. K. Quadri, V. P. Singh // International Journal of Research and Reviews in Computer Science. – 2012. – Vol. 1, № 2. – P. 1404–1406.
11. Goel, A. L. Time-Dependent Error-Detection Rate Model for Software Reliability and Other Performance Measures [Text] / A. L. Goel, K. Okumoto // IEEE Transactions on Reliability. – 1979. – Vol. R-28, № 3. – P. 206–211. doi:10.1109/tr.1979.5220566
12. Yamada, S. S-Shaped Reliability Growth Modeling for Software Error Detection [Text] / S. Yamada, M. Ohba, S. Osaki // IEEE Transactions on Reliability. – 1983. – Vol. R-32, № 5. – P. 475–484. doi:10.1109/tr.1983.5221735
13. Cai, K.-Y. Does software reliability growth behavior follow a non-homogeneous Poisson process [Text] / K.-Y. Cai, D.-B. Hu, C.-G. Bai, H. Hu, T. Jing // Information and Software Technology. – 2008. – Vol. 50, № 12. – P. 1232–1247. doi:10.1016/j.infsof.2007.12.001
14. Чабанюк, Я. М. Побудова і дослідження моделі надійності програмного забезпечення з індексом величини проекту [Текст] / Я. М. Чабанюк, В. С. Яковина, Д. В. Федасюк, М. М. Сенів, У. Т. Хімка // Інженерія програмного забезпечення. – 2010. – № 1. – С. 24–29.
15. Яковина, В. С. Оцінювання та прогнозування надійності програмного забезпечення на основі моделі з індексом складності проекту [Текст] / В. С. Яковина, Я. М. Чабанюк, М. М. Сенів, У. Т. Хімка // Вісник Хмельницького національного університету. Серія: Технічні науки. – 2011. – № 2 (174). – С. 149–157.
16. Волочий, Б. Ю. Технологія моделювання алгоритмів поведінки інформаційних систем [Текст] / Б. Ю. Волочий. – Львів: Видавництво Львівської політехніки, 2004. – 220 с.
17. Volochiy, B. Automated Development of Markovian Chains for Fault-Tolerant Computer-Based Systems with Version-Structure Redundancy [Text] / B. Volochiy, O. Mulyak, V. Kharchenko // Proceedings of the 11th International Conference on ICT in Education, Research and Industrial Applications: Integration, Harmonization and Knowledge Transfer (ICTERI 2015). – Lviv, Ukraine, May 14–16, 2015. – P. 462–475.