УДК 004.052:004.413.5

Я.М. Чабанюк, В.С. Яковина, Д.В. Федасюк, М.М. Сенів, У.Т. Хімка

ПОБУДОВА І ДОСЛІДЖЕННЯ МОДЕЛІ НАДІЙНОСТІ ПРОГРАМНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ З ІНДЕКСОМ ВЕЛИЧИНИ ПРОЕКТУ

Національний університет "Львівська політехніка"
fedasyuk@lp.edu.ua

Побудовано нову математичну модель надійності програмного забезпечення з динамічним показником величини програмного проекту. Проведено порівняльний аналіз існуючих та розробленої моделей на реальних тестових прикладах.

Построена новая математическая модель надежности программного обеспечения с динамическим показателем размерности программного проекта. Проведен сравнительный анализ существующих и предложенной моделей на реальных тестовых примерах.

The new mathematical model for software reliability with dynamic index of software project size has been developed. The comparative analysis of existing and proposed models using real test examples has been carried out.

Ключові слова: надійність програмного забезпечення, неоднорідний пуассонів процес, тестування програмного забезпечення, індекс величини проекту

Вступ

Розвиток інформаційних технологій та комп’ютерної техніки та всебічне проникнення її в усі сфери життєдіяльності людини передбачає постановку нових задач для розробників програмного забезпечення. Програмні продукти стають дедалі складнішими, багатокомпонентними і вимагають спеціалізованого підходу.

За умови досягнення високої надійності, сучасна техніка стає ефективною та конкурентоспроможною. Саме від показника надійності похідними будуть інші, не менш важливі показники – якість, живучість, безпека, готовність.

В багатьох дослідженнях поняття надійності програмного забезпечення (ПЗ) виділяють окремо [1], тому, що при застосуванні понять надійності до програмних засобів варто враховувати особливості і відмінності цих об'єктів від традиційних технічних систем, для яких спочатку розроблялася теорія надійності. Принципова відмінність програм від техніки, та технічних систем зокрема, полягає в тому, що програма не зношується з плином часу, а навпаки, виявляються помилки, які не були знайдені раніше, ПЗ з часом вдосконалюється і покращується.

Водночас підвищуються і вимоги до надійності та витривалості програм, виникає потреба у скороченні затрат на тестування та, відповідно, у прогнозуванні надійності розроблюваного програмного забезпечення.

Для розв’язання таких задач оцінки та прогнозування надійності на даний час використовують моделі надійності ПЗ [1–3]. Однак, усі перелічені моделі містять цілий ряд спрощень і припущень, що зменшує клас задач та область застосування їх для реального об'єкту.

Тому, на сьогодні актуальною задачею програмної інженерії є розроблення моделей надійності ПЗ з підвищеним ступенем адекватності реальним об’єктам.

Аналіз існуючих моделей надійності ПЗ

Модель надійності програмного забезпечення передбачає побудову математичної моделі для оцінки залежності надійності програмного забезпечення від певних параметрів. Зокрема, параметрами, що пов'язані з деякою гілкою програми на підмножині наборів вхідних даних, за допомогою яких ця гілка контролюється [3]. Іншими такими параметрами є частота помилок, які дозволяють оцінити якість систем реального часу, що функціонують в безперервному режимі, і в той же час отримувати непряму інформацію про надійність ПЗ [3].

Виділяють чотири типи моделей надійності [4]:

- аналітичні;

- динамічні;
- статичні;
- емпіричні.

Найбільш широко використовуються динамічні моделі [2, 5] на основі неоднорідного пуассонового процесу, в яких вихідні дані збираються в процесі тестування ПЗ протягом фіксованих або випадкових часових інтервалів. Кожен інтервал – це стадія на якій виконується послідовність тестів і виявляється деяка кількість помилок.

До таких моделей відносяться моделі: Shooman [6], Jelinski–Moranda [7], Schick–Wolverton [8], Musa [9], Schneidewind [10], Goel–Okumoto [11], S-подібна модель зростання надійності [12] тощо. Крім того, нещодавно була представлена "узагальнена модель негомогенного пуасонівського процесу" [13]. Для підвищення точності цієї моделі автори [13] пропонують використовувати таку форму кривої інтенсивності виявлення несправностей, у якій введено додатковий параметр n для оцінки величини проекту, де вибір параметру n залежить від процесу проведення тестування з наступними рекомендованими значеннями:

$n = 0$ – для невеликого проекту, в якому розробник є одночасно і тестером (моделі Musa, Goel–Okumoto і Schneidewind);

$n = 1$ – для середнього проекту, в якому тестування і проектування ПЗ виробляється різними людьми з однієї робочої групи (S-подібна модель);

$n = 2$ – для великого проекту, в якому групи тестування і розробки ПЗ працюють над проектом паралельно;

$n = 3$ – для дуже великого проекту, в якому відділи тестування і розробки незалежні.

Усі ці моделі базуються на наступних основних припущеннях [5–13]:

- Кумулятивна кількість відмов на момент t, $M(t)$ відповідає пуассоновому процесу з функцією математичного сподівання $\mu(t)$. При цьому, очікувана кількість несправностей, які буде виявлено за проміжок часу $t + \Delta t$ пропорційна кількості несправностей, що залишилися у системі на момент t. Також вважається, що $\mu(t)$ – обмежена, не спадаюча функція часу: $\lim_{t \to \infty} \mu(t) = N < \infty$. Отже, ця модель належить до категорії скінчених функцій.
- Кількості несправностей $(f_1, f_2, ..., f_n)$, виявлених на відповідних часових інтервалах $[(t_0 = 0, t_1), (t_1, t_2), ..., (t_{n-1}, t_n)]$ незалежні для будь-якої скінченої кількості часових проміжків $t_1 < t_2 < ... < t_n$.
- Імовірності виявлення будь-якої помилки є однаковими.
- При виявленні помилки, з програмного коду видаляється тільки один дефект без уведення нових.

Аналітичний вигляд функцій інтенсивності виявлення несправностей ($\lambda(t)$) основних моделей наведено в табл. 1, а функції кумулятивної кількості несправностей ($\mu(t)$) – в табл. 2. (Зауважимо, що $\lambda(t) = \frac{d\mu(t)}{dt}$ [1]).

Таблиця 1

Функції інтенсивності виявлення несправностей основних моделей надійності ПЗ

Модель	Функція інтенсивності виявлення несправностей
Goel–Okumoto	$\lambda(t) = Nb\exp(-bt)$
Schneidewind	$\lambda(t) = \alpha_0 \exp(-\beta t)$
Базова модель Musa	$\lambda(t) = \beta_0 \beta_1 \exp(-\beta_1 t)$
S-подібна модель	$\lambda(t) = \alpha\beta^2 t\exp(-\beta t)$
Узагальнена модель негомогенного пуасонівського процесу	$\lambda(t) = \alpha\beta^{n+1} t^n \exp(-\beta t)$

Таблиця 2

Функції кумулятивної кількості несправностей основних моделей надійності ПЗ

Модель	Функція кумулятивної кількості несправностей
Goel–Okumoto	$\mu(t) = N(1 - e^{-bt})$
Schneidewind	$\mu(t) = \frac{\alpha_0}{\beta}(1 - e^{-\beta t})$
Базова модель Musa	$\mu(t) = \beta_0(1 - e^{-\beta_1 t})$
S-подібна модель	$\mu(t) = \alpha(1 - (1 + \beta t)e^{-\beta t})$
Узагальнена модель негомогенного пуасонівського процесу	$\mu(t) = \alpha\left(n! - \sum_{i=0}^{n} \frac{n!\beta^{n-i}}{(n-i)!} t^{n-i} e^{-\beta t}\right)$

Неважко помітити, що параметри моделей, наведених в табл. 1, 2 пов'язані наступними співвідношеннями:

$$N=\alpha,\ \beta_0=\alpha,\ b=\beta,\ \beta_1=\beta,\ \alpha_0=\alpha\beta,$$

де α – загальна кількість несправностей у ході спостережень, β – деякий коефіцієнт.

Основним недоліком моделей [6–12] є те, що внаслідок припущень і спрощень, вони не достатньо повно відображають процес тестування, а їх результати не завжди збігаються з практичними [5, 13]. Основними недоліками моделі [13], на нашу думку, є відсутність формалізації параметру величини проекту n; його апріорне встановлення, незалежно від реальних експериментальних даних тестування ПЗ; значення параметру n з діапазону цілих чисел, що не дозволить описувати поведінку реального ПЗ, яке за своєю величиною і складністю має скоріше неперервний ніж дискретний характер.

Постановка задачі

Основним завданням даної роботи є побудова моделі визначення надійності ПЗ для неоднорідного пуассонового процесу з підвищеним ступенем адекватності реальним об'єктам шляхом уведення і формалізації неперервного індексу складності проекту; визначення ступеня точності відображення властивостей реального ПЗ розробленою моделлю шляхом опису поведінки надійності ПЗ на основі експериментальних даних та порівняння його з існуючими моделями.

Побудова моделі оцінювання та прогнозування надійності ПЗ з індексом величини проекту

Припустимо, що час виявлення помилок у моделі оцінювання та прогнозування надійності ПЗ розподілений за законом Пуассона. Крім того вважаємо, що індекс величини проекту є параметром моделі та визначається на основі експериментальних даних і набуває значення з дійсного діапазону і завжди більший від нуля.

Пропонується наступний вигляд функції інтенсивності виявлення несправностей:

$$\lambda(t)=\alpha\beta^{s+1}t^{s}\exp(-\beta t) \qquad (1)$$

де α – коефіцієнт, що визначає загальну кількість помилок в ПЗ, β – коефіцієнт, що характеризує загальну тривалість процесу виявлення помилок, s – індекс величини проекту, що узагальнює S-подібну модель.

Для інтенсивності (1) функція кумулятивної кількості несправностей має вигляд:

$$\mu(t)=\int_0^t \lambda(\tau)d\tau=\alpha\left[-\beta^{s}t^{s}e^{-\beta t}+s\Gamma_{\beta t}(s)\right], \qquad (2)$$

де $\Gamma_z(p)=\int_0^z t^{p-1}e^{-t}dt$, $\operatorname{Re}p>0$, – неповна гама-функція. Зауважимо, що при $s=1$ функція інтенсивності виявлення несправностей (1) та кумулятивна функція (2) співпадають з виглядом відповідних функцій S-подібної моделі.

Загальна кількість помилок в ПЗ визначається кумулятивною функцією при $t\to\infty$, таким чином

$$\mu(\infty)=\alpha s\Gamma(s), \qquad (3)$$

де $\Gamma(s)$ – гама-функція.

Отже, аналітичний вигляд побудованої моделі дозволяє узагальнити вираз для загальної кількості помилок в системі (3), яка залежить від величини та складності проекту і визначається параметрами моделі. Крім того, частковий випадок при $s=1$ (S-подібна модель) з урахуванням того, що $\Gamma(1)=1$, дає значення $\mu(\infty)=\alpha$, що відповідає S-подібній моделі.

Рівняння (1) та (2) будемо називати моделлю з індексом величини проекту.

Під величиною проекту розуміємо комплексний показник, який корелює з метриками складності коду програмного продукту [14]. Встановлення залежності між індексом величини проекту та метриками складності коду є предметом подальших досліджень.

Проведені попередні дослідження дозволяють встановити наступні інтервали для індексу величини проекту:

при $s\in[0;0{,}7)$ проект можна вважати невеликим,

при $s\in[0{,}7;1{,}5)$ проект можна вважати середньої величини,

при $s\in[1{,}5;2{,}2)$ проект можна вважати великим,

при $s\in[2{,}2;e]$ – дуже великим.

Однак, остаточне вирішення цього питання, так само, як і отримання аналітичного виразу для індексу величини проекту зі статистичною достовірністю потребує подальших досліджень із залученням множини експериментальних даних для різних типів і класів ПЗ.

Для визначення параметрів α, β, s побудованої моделі застосуємо метод максимальної правдоподібності.

Нехай на проміжках $(t_i, t_{i+1}], i = \overline{0,n}$ виявлено m_i помилок ($\sum_{i=1}^{n} m_i = k$). Припустивши, що час виявлення помилок розподілений за Пуассоном, побудуємо функцію $L(\alpha,\beta,s)$ максимальної правдоподібності:

$$L(\alpha,\beta,s) = \prod_{i=1}^{n} \frac{[\mu(t_i) - \mu(t_{i-1})]^{m_i}}{m_i!} \exp(\mu(t_{i-1}) - \mu(t_i))$$

Враховуючи вигляд $\mu(t)$ з рівняння (2) маємо:

$$\begin{aligned} L(\alpha,\beta,s) = \prod_{i=1}^{n} \frac{\alpha^{m_i}}{m_i!} \Big[s\big(\Gamma_{\beta t_i}(s) - \Gamma_{\beta t_{i-1}}(s)\big) + \\ + \beta^s \big(t_{i-1}^s \exp(-\beta t_{i-1}) - t_i^s \exp(-\beta t_i)\big)\Big]^{m_i} \times \\ \times \exp(\mu(t_{i-1}) - \mu(t_i)). \end{aligned}$$

Функція правдоподібності L задовольняє умовам:

1) диференційована при довільних значеннях вибірки;

2) досягає максимуму в інтервалі можливих значень.

Для отримання оцінок α, β, s розв'язуємо систему рівнянь:

$$\begin{cases} \dfrac{\partial L(\alpha,\beta,s)}{\partial \alpha} = 0, \\ \dfrac{\partial L(\alpha,\beta,s)}{\partial \beta} = 0, \\ \dfrac{\partial L(\alpha,\beta,s)}{\partial s} = 0. \end{cases} \qquad (4)$$

Без зменшення загальності, замість функції L у системі (4), розглядаємо функцію $\ln L$ і після проведених деяких елементарних перетворень отримаємо систему рівнянь:

Система трансцендентних рівнянь (5) може бути розв'язана чисельно (наприклад модифікованим методом Ньютона), а отримані наближені значення $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{s}$ можуть бути використані для аналізу достатності тестування, величини проекту, надійності програмного продукту.

Зауваження 1. Першим етапом алгоритму розв'язку задачі побудови функції правдоподібності L є встановлення інтервалів $(t_i, t_{i+1}]$, $i = \overline{0,n}$, на яких кількості помилок m_i мають пуассонів розподіл [5].

$$\begin{cases} \alpha = \dfrac{k}{s\Gamma_{\beta t_n}(s) - \beta^s t_n^s e^{-\beta t_n}}; \\ \displaystyle\sum_{i=1}^{n} \frac{m_i \left(t_i^{s+1} e^{-\beta t_i} - t_{i-1}^{s+1} e^{-\beta t_{i-1}}\right)}{s\Phi_{\beta t_i t_{i-1}}(s) + \beta^s \left(t_{i-1}^s e^{-\beta t_{i-1}} - t_i^s e^{-\beta t_i}\right)} - \\ - \dfrac{k t_n^{s+1} e^{-\beta t_n}}{s\Gamma_{\beta t_n}(s) - \beta^s t_n^s e^{-\beta t_n}} = 0; \\ \displaystyle\sum_{i=1}^{n} \frac{m_i}{s\Phi_{\beta t_i t_{i-1}}(s) + \beta^s \left(t_{i-1}^s e^{-\beta t_{i-1}} - t_i^s e^{-\beta t_i}\right)} \times \\ \times \Big[\Phi_{\beta t_i t_{i-1}}(s) + s\mathrm{F}_{\beta t_i t_{i-1}}(s) + \\ \beta^s \left(t_{i-1}^s e^{-\beta t_{i-1}} \ln(\beta t_{i-1}) - t_i^s e^{-\beta t_i} \ln(\beta t_i)\right)\Big] + \\ + \dfrac{k}{s\Gamma_{\beta t_n}(s) - \beta^s t_n^s e^{-\beta t_n}} \Big[\beta^s t_n^s e^{-\beta t_n} \ln(\beta t_n) - \\ - \Gamma_{\beta t_n}(s) - s \displaystyle\int_0^{\beta t_n} \tau^{s-1} \ln \tau e^{-\tau} d\tau \Big] = 0; \end{cases} \qquad (5)$$

де $\Phi_{\beta t_i t_{i-1}}(s) = \int_{\beta t_{i-1}}^{\beta t_i} \tau^{s-1} \exp(-\tau) d\tau$,

$\mathrm{F}_{\beta t_i t_{i-1}}(s) = \int_{\beta t_{i-1}}^{\beta t_i} \tau^{s-1} \ln \tau \exp(-\tau) d\tau$.

Зауваження 2. Встановлення властивостей точкових оцінок $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{s}$, таких як правдивість, ефективність, незміщеність і консистентність є предметом подальших досліджень.

Дослідження моделі на результатах експериментальних даних тестування ПЗ

В роботі [5] було проведено ряд програмних експериментів з метою перевірки належності поведінки зростання надійності ПЗ до неоднорідного пуассонового процесу. Як емпіричні спостереження, так і тестування статистичних гіпотез показали, що поведінка надійності ПЗ не відповідає неоднорідному пуассоновому процесу в загальному, і не описується моделлю Goel–Okumoto зокрема [5].

В цій частині статті представлені результати опису поведінки надійності ПЗ побудованою моделлю та моделлю Goel–Okumoto.

Для можливості коректного порівняння результатів застосування побудованої моделі з відомими моделями надійності ПЗ було взято емпіричні дані з першого експерименту роботи [5].

Дослідження проводились так, щоб імітувати використання моделі надійності на етапі тестування проектів з розробки програмного забезпечення:

- етап тестування з 1200 ітерацій розбивали на фази, в даному випадку по 50 ітерацій;
- після кожних 50 ітерацій тестування методом Ньютона з використанням пакету Mathcad 14.0 розв'язували систему рівнянь (5) на інтервалі $(0, t_i]$ і отримували точкові оцінки параметрів $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ та $\hat{s}$. Отримані наближені значення підставляли у вираз (2) і будували залежність $\mu(t)$ на інтервалі $(t_{i-1}, t_i]$.
- після побудови залежності $\mu(t)$ на усьому проміжку експериментальних даних розраховували коефіцієнт кореляції та середньоквадратичну похибку для експериментальних значень і значень, отриманих з моделі.

Такі дослідження проводились для моделі (2) та моделі Goel–Okumoto.

Квадрат коефіцієнту кореляції між експериментальною та обчисленою кумулятивною кількістю несправностей (R^2) та середня квадратична похибка ($\Delta^2 = \sum_i \left(\mu_{\exp}(t_i) - \mu_{calc}(t_i)\right)^2 \big/ n$, тут $\mu_{\exp}(t_i)$ – експериментальне значення кумулятивної кількості несправностей в момент часу t_i, $\mu_{calc}(t_i)$ – розраховане з параметрів відповідної моделі значення кумулятивної кількості несправностей в момент часу t_i) наведено в табл. 3.

Таблиця 3

Параметри опису експериментальних даних дослідженими моделями

Модель	R^2	Δ^2
Модель Goel–Okumoto	0,89	2,64
Модель з індексом складності проекту (2)	0,97	2,08

Дані табл. 3 показують, що модель з індексом складності проекту суттєво краще описує реальні експериментальні результати: так коефіцієнт кореляції між експериментальними даними і моделлю з індексом проекту становить 0,99, в той час як для моделі Goel–Okumoto – тільки 0,95; середнє значення квадрату відхилень між обчисленими та експериментальними значеннями становить 2,08 для моделі (2) проти 2,64 для моделі Goel–Okumoto.

Розрахована за рівнянням (3) загальна кількість помилок в програмному продукті, з використанням отриманих для усього етапу тестування параметрів моделі (2) становить 35,4, тоді як за даними [5] в цей програмний продукт було впроваджено 38 помилок. Таким чином, модель надійності ПЗ з індексом складності проекту придатна до використання на підприємстві для оцінювання загальної кількості помилок та прогнозування частоти їх появи.

На рис. 1 зображено графік залежності кумулятивної кількості несправностей від часу (точки – експериментальні дані з [5], крива 1 – модель Goel–Okumoto, крива 2 – модель з індексом складності проекту (2)).

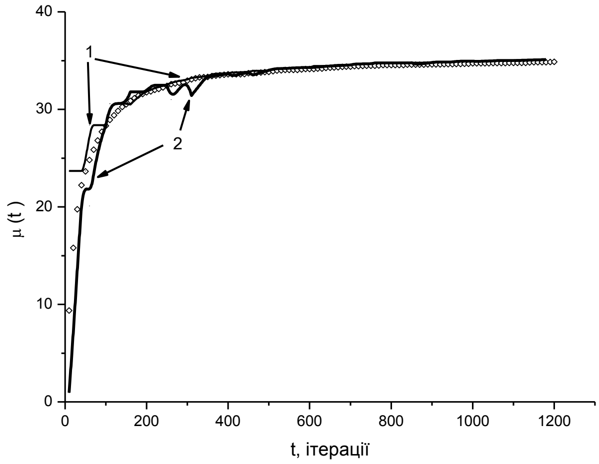

Рис. 1. Залежність експериментальної та розрахованої кумулятивної кількості несправностей від часу.

Як видно з цього рисунку, на пізніх етапах тестування обидві моделі однаково добре описують експериментальні дані, що узгоджується з результатами роботи [5]. Однак на початкових етапах тестування модель Goel–Okumoto незадовільно описує дані тестування реального ПЗ, на відміну від запропонованої моделі з індексом складності проекту, що підтверджується даними табл. 3.

Висновки

Побудовано нову математичну модель надійності програмного забезпечення з динамічним показником складності програмного проекту. Форми кривих функції кумулятивної кількості несправностей та інтенсивності появи помилок цієї моделі більш точно відповідають практичним результатам тестування ПЗ.

Проведено порівняльний аналіз існуючих та розробленої моделей надійності ПЗ на реальних тестових прикладах та показано переваги моделі з індексом складності проекту над моделлю Goel–Okumoto.

Виведено узагальнений вираз для загальної кількості помилок в ПЗ, що може бути використано для прийняття рішень на етапі тестування ПЗ.

Розроблена модель надійності ПЗ придатна до використання на підприємстві для оцінювання загальної кількості помилок в ПЗ та прогнозування частоти їх появи.

Індекс складності проекту дозволяє надати практичні рекомендації керівникам проекту стосовно розподілу виробничих ресурсів між етапами життєвого циклу проекту.

Список літератури

1. *Половко А.М., Гуров С.В.* Основы теории надежности. – СПб.: БХВ-Петербург, 2006. – 704 с.

2. *Липаев В.В.* Надежность программных средств. – М.: СИНТЕГ, 1998. – 232 с.

3. *Тейер Т., Липов М., Нельсон Э.* Надежность программного обеспечения. Пер. с англ. – М.: Мир, 1981. – 323 с.

4. *Казарин О.В.* Теория и практика защиты программ. – М.:МГУЛ, 2004. – 450 с.

5. *K.-Y. Cai, D.-B. Hu, Ch.-G. Bai, H. Hu, T. Jing* Does software reliability growth behavior follow a non-homogeneous Poisson process // Information and Software Technology. – Vol. 50. – 2008. – P. 1232–1247.

6. *M.L. Shooman* Probabilistic models for software reliability prediction // in Statistical Computer Performance Evaluation. – W. Freiberger, Ed. – New York: Academic. – 1972. – P. 485–502.

7. *Z. Jelinski and P. Moranda* Software reliability research // in Statistical Computer Performance Evaluation. – W. Freiberger, Ed. – New York: Academic. – 1972. – P. 465–484.

8. *G.J. Schick and R.W. Wolverton* Assessment of software reliability // Proc. Oper. Res. – Physica-Verlag. – Wirzberg-Wien. – 1973. – P. 395–422.

9. *J.D. Musa* A theory of software reliability and its application // IEEE Transactions on Software Engineering. – SE-1(3). – 1975. – P. 312–327.

10. *N.F. Schneidewind* Analysis of Error Process in Computer Software // Sigplan Note. – Vol. 10. – No.6. – 1975. – P.337–346.

11. *A.L. Goel, K. Okumoto* Time-Dependent Error-Detection Rate Model for Software and other Performance Measures // IEEE Transactions on Reliability. – Vol. R-28. – No. 3. – 1979. – P. 206–211.

12. *S. Yamada, M. Ohba, S. Osaki* S-shaped reliability growth modeling for software error detection // IEEE Transactions on Reliability. – Vol. R-32. – No.5. – 1983. – P. 475–478.

13. *Тимошенко Ю.О., Дідковська М.В.* Узагальнена модель негомогенного пуасонівського процесу для оцінювання надійності програмного забезпечення // Проблеми програмування. – № 2–3. – 2004. – С.480–489.

14. McCabe T.J. A complexity measure // IEEE Transactions on Software Engineering. – Vol. SE-2. – No. 4. – 1976. – P. 308-320.

Відомості про авторів:

Чабанюк Ярослав Михайлович, професор, кафедра обчислювальної математики та програмування, Національний університет "Львівська політехніка"; доктор фізико-математичних наук; наукові інтереси – стохастична оптимізація в середовищах з марковськими та напівмарковськими переключеннями, e-mail: yaroslav_chab@yahoo.com

Яковина Віталій Степанович, доцент, кафедра програмного забезпечення, Національний університет "Львівська політехніка"; кандидат фізико-математичних наук; наукові інтереси – надійність та безпека програмного забезпечення, e-mail: yakovyna@polynet.lviv.ua

Федасюк Дмитро Васильович, проректор, Національний університет "Львівська політехніка", кафедра програмного забезпечення; доктор технічних наук; наукові напрями – автоматизація теплового проектування мікроелектронних систем, технології створення програмного забезпечення, e-mail: fedasyuk@lp.edu.ua

Сенів Максим Михайлович, асистент, кафедра програмного забезпечення, Національний університет "Львівська політехніка", наукові інтереси – оцінка надійності програмного забезпечення, e-mail: max1sudden@gmail.com

Хімка Уляна Теодорівна, асистент, кафедра програмного забезпечення, Національний університет "Львівська політехніка", наукові інтереси – стохастична оптимізація в марковському середовищі, e-mail: ulyana.himka@gmail.com

Стаття надійшла до редакції 21.02.2010