

УДК 378.147:044.4'24(477)



М.С. Сафонов,
асистент,
Херсонський
політехнічний
коледж Одеського
національного
політехнічного
університету,
e-mail:
safonov_ms@mail.ru



О.Є. Яковенко,
к.т.н., доцент,
Одеський
національний
політехнічний
університет
e-mail:
ae.yakovenko1@gmail.com

ПРОГНОЗУВАННЯ СТАНУ ПОКАЗНИКІВ ОБ'ЄКТНО-ОРІЄНТОВАНОЇ МОДЕЛІ В ІНФОРМАЦІЙНІЙ СИСТЕМІ

М.С. Сафонов, О.Є. Яковенко.
Прогнозування стану показників об'єктно-орієнтованої моделі в інформаційній системі. В статті розглядається імітаційна модель, з дискретними подіями, яка описує ситуацію із чергою. Визначені емпірична та теоретична функції розподілу часу виконань запитів об'єктами управління. Оцінений час перебування описаної системи в стаціонарному стані.

M.S. Safonov, O.E. Yakovenko.
Forecasting of a condition of indicators of object-oriented model in information system. In article the model, with discrete events which describes a situation with turn is considered imitating. Empirical and theoretical functions of distribution of time of vpolneniye of inquiries by objects of management are defined. Time of stay of the described system in a steady state is estimated.

Опишемо деяку імітаційну модель системи, що представляє собою обробку потоків інформації, яка надходить від об'єктів управління.

Так як ми будемо розглядати систему, поведження якої буде змінюватися лише в задані моменти часу, то дана модель є дискретною.

При цьому завдання моделювання буде полягати в оцінюванні такої характеристики системи, як її постійність, тобто час знаходження системи в стаціонарному стані.

Система буде змінюється при завершенні одержання потоку даних від об'єкта управління.

Ця подія буде відбуватися в дискретні моменти часу.

У дійсності ми точно маємо лише дві події: надходження команди від головної системи управління (ГСУ) й виконання даної команди на станції з об'єктом управління з наступною відповіддю (рис. 1).

Час виконання команд на робочих станціях не детермінований й обумовлюється складністю виконання команди й обчислювальними параметрами кінцевої робочої станції.

Але якщо розглядати графік затримок і тривалостей виконання команд, то ми можемо спостерігати деяку закономірність, причина якої у виборі пріоритетів виконання для об'єктів управління. Варіативність зміни буде також

спостерігатися при перерозподілі пріоритетів і навантажень на робочі станції з об'єктами управління[1].

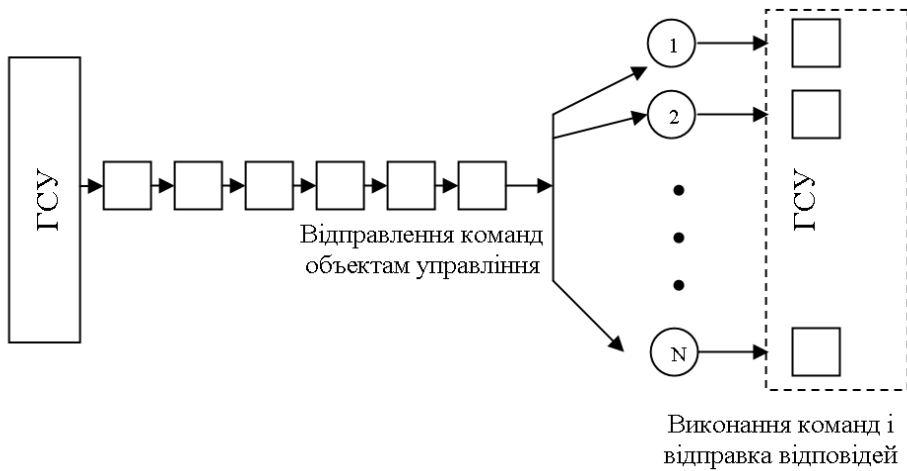


Рис. 1. Схема роботи системи

Хоча варіативність не завжди означає випадковість зміни, доцільним є визначення емпіричної функції розподілу часу зміни поточного графіка навантажень для використання її в аналізі описаної інформаційної системи.

Для цього дані по тривалості виконання команд, отримані від об'єктів управління, перетворюються в щільність імовірності випадкових величин за допомогою наступних кроків.

Крок 1. Відображаємо дані у вигляді відповідної частотної гістограми й підбираємо емпіричну функцію щільності ймовірності.

Крок 2. Використовуємо критерій згоди, щоб перевірити, чи збігається отримана емпірична функція щільності ймовірності з однією з відомих щільностей імовірності.

Гістограма частот будується на основі статистичного ряду (вибірки) шляхом розподілу області зміни вихідних даних (від мінімального до максимального значення) на непересічні інтервали. При заданих границях (I_{i-1} , I_i) часу обробки запиту i відповідна частота визначається як число вибірових значень x , які задовольняють нерівності $I_{i-1} < x < I_i$.

Наприклад, заповнимо наступну таблицю, яка містить статистичну інформацію про навантаження на робочі станції по тривалості виконання команд об'єктами управління. Нехай існує 5 робочих станцій (t_1 , t_2 , t_3 , t_4 , t_5), на кожній з яких виконується по 4 запита. Запити починають виконуватися одночасно. Після завершення запиту на станції — починає виконуються наступний.

Таблиця 1

Початкові дані

Номер запиту	Час виконання запиту (сек)	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5
1		10	5	9	12	10
2		12	7	9	11	10
3		11	6	10	11	9
4		13	6	11	11	11

Побудуємо гістограму тривалості виконання запитів (рисунок 2).

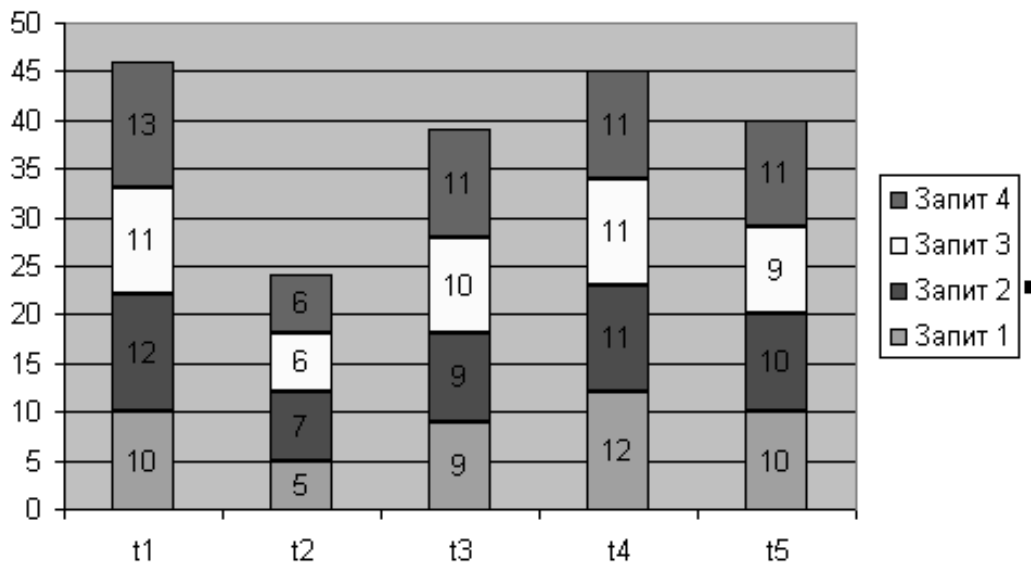


Рисунок 2 — Гістограма тривалості виконання запитів

На основі рисунка 2 обчислимо відносну та накопичену відносну частоти запитів. Результати представимо в таблиці 2.

Таблиця 2

Дані гістограми

Інтервал часу (сек.)	Частота, O_i (кількість виконаних запитів у даний проміжок часу)	Відносна частота, f_i	Накопичена відносна частота, F_i
[0, 5)	0	0	0
[5, 10)	2	0,1	0,1
[10, 15)	4	0,2	0,3
[15, 20)	2	0,1	0,4
[20, 25)	4	0,2	0,6

[25, 30)	2	0,1	0,7
[30, 35)	2	0,1	0,8
[35, 40)	1	0,05	0,85
[40, 45)	1	0,05	0,9
[45, 50)	2	0,1	1,0
Усього	20	1,0	

Стовпець відносної частоти f_i обчислюється шляхом розподілу відповідних значень стовпця частоти O_i на загальний обсяг спостережень ($n= 20$). Наприклад $f_2=2/20=0,1$. Значення F_i у стовпці накопичених частот обчислюються за допомогою послідовного підсумовування величин f_i . Так, $F_1 = f_1 = 0$ і $F_2= F_1 + f_2 = 0+0,1 = 0,1$.

На рисунку 3 представлена емпірична щільність ймовірності й функція розподілу для розглянутого прикладу. Тепер можна оцінити математичне очікування \bar{t} емпіричного розподілу. Нехай N — число інтервалів у гістограмі; позначимо через \bar{t}_i середню точку інтервалу i .

$$\bar{t} = \sum_{i=1}^N f_i \bar{t}_i, \quad s_i^2 = \sum_{i=1}^N f_i (\bar{t}_i - \bar{t})^2 \quad (1)$$

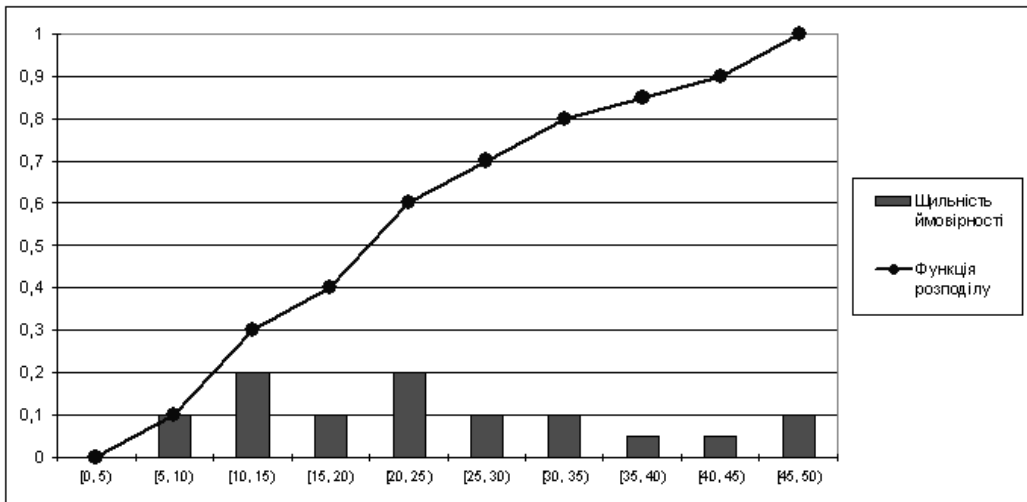


Рисунок 3 — Емпірична щільність імовірності й функція розподілу

Застосовуючи формулу 1 для розглянутого прикладу, одержуємо середній інтервал часу між послідовними подіями для однієї робочої станції: $\bar{t} = 0 \cdot 5 + 0,1 \cdot 10 + \dots + 0,1 \cdot 50 = 26,75$ сек.

Тепер за допомогою критерію згоди можна перевірити, чи є вибірка, на основі якої отриманий емпіричний розподіл, представником конкретного ймовірнісного розподілу.

Перевіримо дані таблиці на належність передбачуваному експонентному розподілу.

Першим завданням є уточнення параметрів щільності ймовірності й функції розподілу, які визначають теоретичний розподіл.

Раніше було знайдено $\bar{t}=26,75$ секунд, тому $\lambda = 1/26,75 = 0,037$ для передбачуваного експонентного розподілу:

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t}, t > 0 \quad (2)$$

Згідно формули 2 відповідна щільність імовірності й функція розподілу мають такий вигляд:

$$f(t) = 0,037e^{-0,037t}, t > 0 \quad (3)$$

$$F(t) = \int_0^T f(t)dt = 1 - e^{-0,037T}, T > 0 \quad (4)$$

Використаємо тепер функцію розподілу $F(T)$ для обчислення її значень у точках T_i , при $i=5, 10, \dots, 50$ і порівняння їх з емпіричними значеннями F_i .

Результати порівняння показані на рисунку 4.

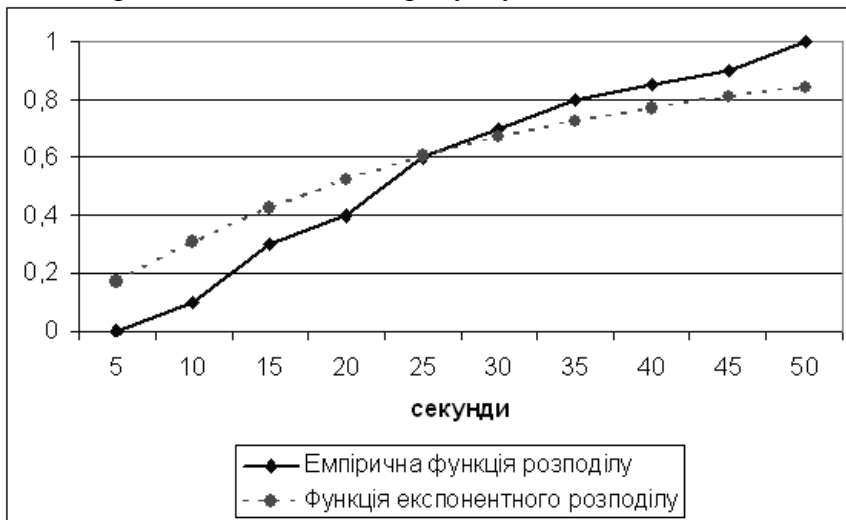


Рис. 4. Порівняння емпіричної й теоретичної функцій розподілу

Переглянувши два графіка, можемо зробити висновок, що експонентний розподіл прийнятний для апроксимації розподілу наявних даних.

Наступний крок полягає в застосуванні критерію згоди. Тут ми використовуємо критерій χ^2 (критерій хі-квадрата Пірсона).

Зокрема, теоретична частота n_i , що відповідає до спостережуваної частоти o_i інтервалу i , обчислюється по формулі 5.

$$n_i = n \int_{I_{i-1}}^{I_i} f(t)dt = n(F(I_i) - F(I_{i-1})) = 20(e^{-0,037I_{i-1}} - e^{-0,037I_i}) \quad (5)$$

При заданих o_i , n_i , для кожного інтервалу i міра відхилення між емпіричними й теоретичними частотами визначається наступною формулою 6.

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(o_i - n_i)^2}{n_i} \quad (6)$$

Коли кількість інтервалів $N \rightarrow \infty$, величина χ^2 асимптотично прагне до щільності ймовірності χ^2 -розподілу з $N - k - 1$ ступенями волі, де k — число параметрів, оцінених на основі вихідної інформації й використаних для визначення теоретичного розподілу.

Нульова гіпотеза, яка стверджує, що спостережена вибірка отримана з теоретичного розподілу $f(t)$, ухвалюється, якщо $\chi^2 < \chi_{N-k-1,1-\alpha}^2$ де $\chi_{N-k-1,1-\alpha}^2$ — значення χ^2 при $N - k - 1$ ступенях волі, α - рівень значимості критерію [2].

Відповідно графіку емпіричного розподілу можна прийняти знаходжуваний розподіл, як експонентний.

На підставі отриманих результатів моделі системи (рисунок 2), оцінимо її час перебування в стаціонарному стані, обчисливши формулу:

$$\Delta_{cp} = \frac{\sum_{i=1}^m \Delta_i}{m}, \quad (7)$$

де Δ_i поточні проміжки часу сталості системи, обчислюється як різниця часу наступного події й часу попереднього події;

m - кількість спостережень за системою.

Таблиця 3

Визначення проміжків часу сталості системи

	Δ_i			Δ_i	
1	5-0	5	9	24-23	1
2	9-5	4	10	28-24	4
3	10-9	1	11	29-28	1
4	12-10	2	12	33-29	4
5	18-12	6	13	34-33	1
6	20-18	2	14	39-34	5
7	22-20	2	15	40-39	1
8	23-22	1	16	45-40	5
			17	46-45	1
$\sum_{i=1}^m \Delta_i$					46

По формулі 7: $\Delta_{cp} = \frac{46}{17} = 2,7$ сек .

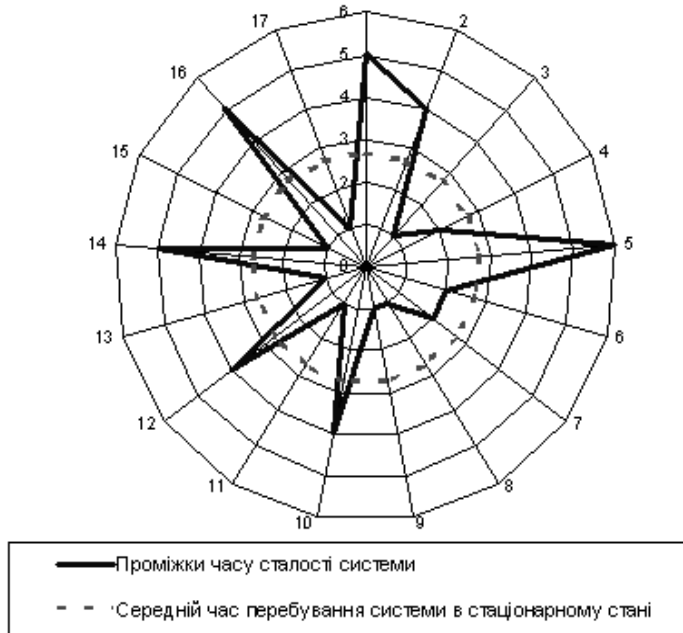


Рис. 5. Порівняльна діаграма ступеня стаціонарності системи

На рисунку 5 представлена діаграма співвідношення поточного стану сталості системи від його середнього значення.

Стаціонарність випадкового процесу означає незмінність у часі його імовірнісних закономірностей. У даній моделі стаціонарність показує ступінь інваріантності кінцевих розподілів виконання запитів щодо зсуву часу. Практичне застосування стаціонарності ґрунтується на тому, що для стаціонарного процесу характеристики будь-якої випадкової вибірки й генеральної сукупності збігаються.

Література

1. Сафонов, М.С., 3D Обертально-поступальна модель для зв'язаних джерел інформації [Текст] / М.С. Сафонов, О.Є. Яковенко // Збірник наукових праць / Інформаційні технології в освіті, науці та виробництві — Вип. 1(2) — Одеса, 2013 — С. 196-203.
2. Мірошник, І.В. Теорія автоматичного керування. Нелінійні та оптимальні системи [Текст] / І.В. Мірошник; — СПб.: ПИТЕР, 2006. - 272 с.