УДК 681.5.09

С.Глеч, І.Янчук
Севастопольський національний технічний університет

ПОРІВНЯННЯ ЗНАЧУЩОСТІ ВПЛИВУ РІЗНИХ ВИДІВ ВІДМОВ НА НАДІЙНІСТЬ ТЕХНОЛОГІЧНОЇ КОМІРКИ З МИТТЄВО ПОПОВНЮВАНИМ РЕЗЕРВОМ ЧАСУ ДО І ПІСЛЯ ПРОФІЛАКТИКИ

Розглянуто півмарковську модель з дискретно-неперервним фазовим простором технологічної комірки з миттєво поповнюваним резервом часу і з різними видами відмов. Вроваджено поняття вагомості видів відмов. Виконано аналіз впливу проведення профілактики на вагомість різних видів відмов.

Надійність технологічної системи з погляду відмов залежить від її елементів. Оскільки відмови є випадковими подіями, то всі характеристики надійності мають імовірнісний зміст, а їхні чисельні значення визначаються й аналізуються статистичними методами. Причини відмов у роботі системи різні, то й характер імовірності виникнення відмов буде різним.

Практично в умовах експлуатації жоден з видів втрат повністю ліквідувати не вдається, тому реальні резерви зростання продуктивності залежать від кратності скорочення певних втрат. Кількісний опис і аналіз поведінки окремих характеристик системи залежно від різноманітних видів відмов різних елементів має назву вагомості видів відмов системи [1]. Вагомість окремих видів відмов (групи видів відмов) для технологічної системи є мірою їхнього різноманітного впливу на її характеристики надійності. Щоб обчислити вагомість, необхідно задати як структуру системи, так і її стаціонарні характеристики надійності. Вагомість відмов, наприклад, оцінюється кратністю зменшення коефіцієнта простою системи при зменшенні коефіцієнта простою розглядуваного виду відмови.

Розглянемо безструктурну систему з миттєво поповнюваним резервом часу. Система складається з однієї (ТК), котра обладнаної абсолютно надійним нагромаджувачем, що замінює її протягом часу h. Час безвідмовної роботи об'єкта випадкова величина (ВВ) α з функцією розподілу (ФР) $F(t)=P\{\alpha \le t\}$. Відмова ТК може статися через відмову i-го пристрою, $i=\overline{1,n}$ з імовірністю $p_i \ge 0,\ \sum_{i=1}^{n} p_i = 1$. Якщо відмова ТК відбулася через відмову i-го пристрою, то час відновлення ТП – ВВ β_i із ФР $G_i(t)=P\{\beta_i \le t\}$. Використовуваний у системі резерв часу являє собою ВВ τ із ФР $R(t)=P\{\tau \le t\}$. ВВ α, β_i, τ передбачаються незалежними, що мають кінцеві математичні сподівання і дисперсії; у ФР $F(t),\ G_i(t),\ R(t)$ існують густини $f(t),\ g_i(t),\ r(t)$; $0 < P(\beta_i < \tau) < 1$. До моменту чергової відмови ТК нагромаджувач передбачається цілком заповненим. Відмова системи настає в момент, коли час відновлення об'єкта після чергового порушення його працездатності перевищить резерв часу τ $(\beta_i > \tau)$, і триває до закінчення відновлення об'єкта. Відновлення ТК передбачається необмеженим.

Розглянемо період експлуатації ТК, протягом якого було зареєстровано 5 відмов, 5 проміжків безвідмовної роботи і, отже, 5 простоїв.

Стаціонарний коефіцієнт готовності розглянутої ТК за умови, що резерв часу є невипадковим, що дорівнює h, знаходимо за формулою:

$$K_\Gamma(h)=\frac{M\alpha+\int_0^h\sum_{k=1}^n p_k\overline{G}_k(t)dt}{M\alpha+\sum_{k=1}^n p_k M\beta_k}.$$

Отже, коефіцієнт простою ТК однозначно визначається через коефіцієнти простою i-их видів відмов.

$$\overline{K_\Gamma}(h)=1-K_\Gamma(h)=\frac{\sum_{k=1}^n p_k M\beta_k-\int_0^h\sum_{k=1}^n p_k\overline{G}_k(t)dt}{M\alpha+\sum_{k=1}^n p_k M\beta_k}=\sum_{i=1}^n\overline{K}_\Gamma^i(h),$$

$$\overline{K}_\Gamma^i(h)=\sum_{i=1}^n\frac{p_i M\beta_i-\int_0^h p_i\overline{G}_i(t)dt}{M\alpha+\sum_{k=1}^n p_k M\beta_k}, \qquad (1)$$

де $\overline{K}_\Gamma^i(h)$ характеризує вагомість впливу i-их видів відмов на коефіцієнт простою системи.

Використовуючи формулу (1) як приклад впливу i-их видів відмов на коефіцієнт простою ТК, розглянемо систему, у якої $Ma=12г$ h=1, а час відновлення β_i розподіляється так:

Таблиця 1

Імовірність відмови	Час відновлення	Коефіцієнт простою при експонентному розподілі	Коефіцієнт простою при розподілі Ерланга
P1=0,2 P2=0,17 P3=0,01 min P4=0,6 max P5=0,02	Mb1=0,2 min Mb2=0,4 Mb3=0,6 Mb4=1,07 Mb5=1,5 max	0,00002108 min 0,0004366 0,00008863 0.02 max 0,001205	$3{,}56*10^{-9}$ min 0,0001254 0,00002688 0,011 max 0,00103
P1=0,1 min P2=0,15 P3=0,2 P4=0,25 P5=0,3 max	Mb1=0,2 min Mb2=0,4 Mb3=0,6 Mb4=1,07 Mb5=1,5 max	0,00001049 min 0,0003834 0,001755 0,008133 0,018 max	(n=3 a=15) $1{,}762*10^{-9}$ min (n=2 a=5) 0,0001095 (n=3 a=5) 0,000532 (n=4 a=3,738) 0,004668 (n=2 a=1,33) 0,015 max

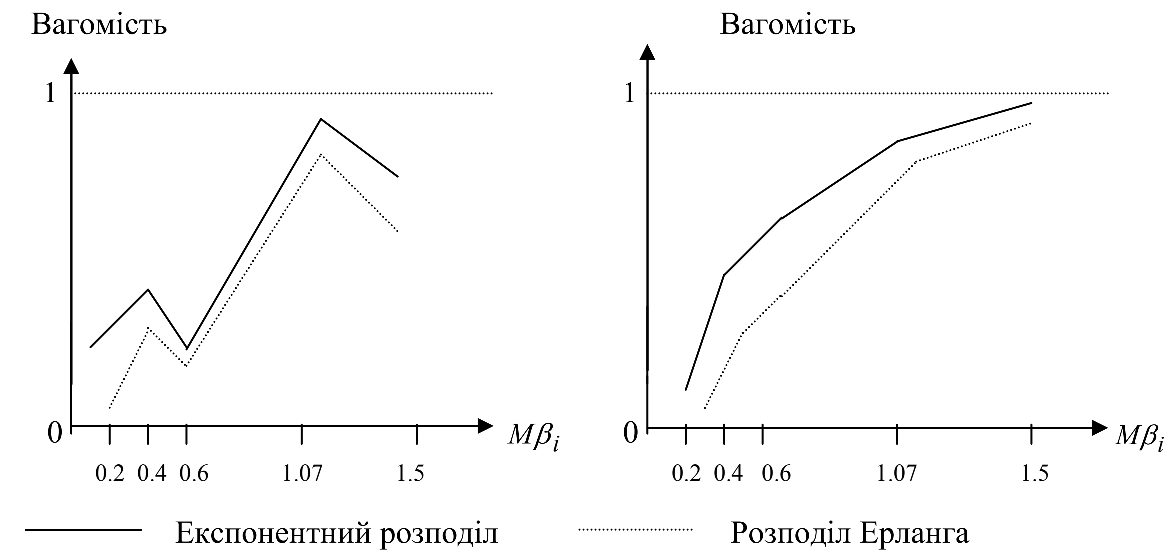

Рис. 1. Вагомості відмов технологічної комірки.

При профілактичних роботах завжди є можливість змінювати як їхні терміни так і тривалість. Щоб розв'язати задачу про вибір оптимального періоду перевірки, необхідно мати відомості про надійність системи, наприклад, знати інтенсивність її відмов або коефіцієнт простою [3].

Опишемо порядок функціонування розглядуваної комірки з урахуванням профілактичних робіт. У випадкові моменти часу (через проміжки часу α_1 з ФР $F_1(t) = P(\alpha_1 \le t)$ виконується профілактика, час профілактики – ВВ ϕ із ФР $Q(t) = P(\phi \le t)$. При цьому профілактика виконується, якщо момент профілактики збігся з моментом роботи ТК. Після профілактики робота ТК починається спочатку. ВВ α_1, ϕ передбачаються незалежними, що мають кінцеві математичні сподівання і дисперсії; у ФР $F_1(t)$, $Q(t)$ існують густини $f_1(t)$, $q(t)$.

Стаціонарний коефіцієнт готовності тоді знаходимо за формулою:

$$K_Г(h) \approx \frac{M\alpha_1 + \int\limits_0^h \sum\limits_{n=1}^m p_n \overline{G}_n(t)dt \int\limits_0^\infty h_1(y)\overline{F}_1(t+y)dy}{M\alpha_1 + M\phi + \int\limits_0^h \sum\limits_{n=1}^m p_n \overline{G}_n(t)dt \int\limits_0^\infty h_1(y)\overline{F}_1(t+y)dy + \dfrac{\int\limits_0^\infty \sum\limits_{n=1}^m p_n \overline{G}_n(h+z)dz \int\limits_0^\infty h_1(t)\overline{F}_1(h+z+t)dt}{\sum\limits_{n=1}^m p_n \overline{G}_n(h)}}$$

де $h_1(y) = \sum\limits_{k=1}^r f^{\bullet(k)}(y)$ – густина функції відновлення.

Тоді

$$\overline{K}_Г(h) \approx \sum_{n=1}^m \overline{K}_Г^i(h) \approx \sum_{n=1}^m [M\phi p_n \overline{G}_n(h) + \int\limits_0^\infty p_n \overline{G}_n(h+z)dz \int\limits_0^\infty h_1(t)\overline{F}_1(t+h+z)dt] /$$

$$/[\sum_{n=1}^m p_n \overline{G}_n(h)[M\alpha_1 + M\phi + \int\limits_0^h \sum_{n=1}^m p_n \overline{G}_n(t)dt \int\limits_0^\infty h_1(y)\overline{F}_1(t+y)dy] + \int\limits_0^\infty \sum_{n=1}^m p_n \overline{G}_n(h+z)dz \int\limits_0^\infty h_1(t)\overline{F}_1(h+z+t)dt],$$

де $\overline{K}_Г^i(h)$ характеризує вагомість і-ої групи простоїв на коефіцієнт простою системи з урахуванням профілактичних робіт.

Використовуючи отриману формулу, розглянемо систему, у якої час безвідмовної роботи і часи відновлень ті ж, а $M\alpha_1 = 20$ з розподілом Ерланга (n=2,a=1/6), $M\phi = 1/6$.

Таблиця 2

Ймовірність відмови	Час віднов-лення	Коефіцієнт простою при експонентному розподілі відмов	Коефіцієнт простою при розподілі Ерланга
P1=0,2 P2=0,17 P3=0,01 min P4=0,6 max P5=0,02	Mb1=0,2 min Mb2=0,4 Mb3=0,6 Mb4=1,07 Mb5=1,5 max	0,002742 0,001909 0,00009192 0,003447 max 0,00007474 min	0,0000002081 min 0,0001819 0,000033 0,007723 max 0,0003262
P1=0,1 min P2=0,15 P3=0,2 P4=0,25 P5=0,3 max	Mb1=0,2 min Mb2=0,4 Mb3=0,6 Mb4=1,07 Mb5=1,5 max	0,001521 0,001868 0,002039 max 0,001593 0,001244 min	(n=3 a=15) 0,00000009627 min (n=2 a=5) 0,0001485 (n=3 a=5) 0,0006106 (n=4 a=3,738) 0,002977 (n=2 a=1,33) 0,004528 max

На прикладі отриманих результатів розглянутої технологічної комірки можна зробити висновки:

1. Розташування вагомості і-их видів відмов за порядком зростання для ТК без урахування профілактики не залежить від їхніх видів розподілу;
2. Розташування важливості і-их видів відмов за порядком зростання для ТК з урахуванням профілактики залежить від їхніх видів розподілу;
3. Максимальний час відновлення $M\beta_i$ не обов'язково визначає максимальний коефіцієнт простою і-го виду відмови, а отже, максимальної вагомості;
4. Розташування вагомості і-их видів відмов за порядком зростання для ТК без урахування профілактики і з її врахуванням змінюється.

Чим більший коефіцієнт простою *і*-го виду відмови, тим більше дана відмова впливає на простої системи, а отже, на її продуктивність. Отже, аналіз коефіцієнтів простою *і*-х видів відмов або їхньої вагомості дозволяє оцінити куди краще вкласти кошти для підвищення продуктивності системи.

The half-Markov model with a digital - continuous phase space of the technological cell with an instantly enlarged spare of time and with various sorts of refusals is considered. The concept of importance refusals type is entered. The influence analysis of preventive maintenance realization on importance of various type of refusals is adduced.

Література

1. Birnbaum, Z. W. (1969): On the importance of different components in a multicomponent system. In: Multivariate Analysis 2. New York: Academik press
2. Королюк В.С., Турбин А.Ф. Процессы марковского восстановления в задачах надежности систем, – Киев: Наук. думка, 1982. – 236 с.
3. Герцбах И.Б. Модели профилактики. – М.: Сов. радио, 1969. – 215 с.

Одержано 26.09.2001 р.