

ПРО ОДНУ СИСТЕМУ МАСОВОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ З ПОСЛІДОВНИМ ОБСЛУГОВУВАННЯМ

УДК 519.21

О. К. ЗАКУСИЛО І Н. П. ЛИСАК

АНОТАЦІЯ. В роботі розглядається система масового обслуговування з послідовним обслуговуванням, об'єм незавершеної роботи в якій задовольняє рівняння Ланжевїна, та досліджується тривалість перебування вимоги в системі в умовах великого завантаження.

1. ВСТУП

Об'єктом дослідження даної роботи є одноканальна система масового обслуговування з послідовним обслуговуванням. Вона містить n послідовних обслуговуючих пристроїв, вхідний потік на перший обслуговуючий пристрій задається узагальненим пуассонівським процесом з параметром λ , а швидкість обслуговування на k -му обслуговуючому пристрої прямо пропорційна об'єму незавершеної роботи на цьому пристрої. Вимога, що надходить до системи, повинна пройти обслуговування на всіх обслуговуючих пристроях, причому з i -ю вимогою зв'язується об'єм η^i роботи, необхідної для її обслуговування.

Якщо позначити через $x_k(t)$, $k = 1, \dots, n$, об'єм незавершеної роботи на k -му обслуговуючому пристрої в момент часу t , а через $\mu_k x_k(t)$, $\mu_k > 0$, $k = 1, \dots, n$, — швидкість обслуговування на цьому пристрої, то об'єм незавершеної роботи

$$x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))^T \in \mathbb{R}^n$$

в такій системі масового обслуговування задовольняє рівняння Ланжевїна

$$dx(t) = Ax(t) dt + dz(t), \quad (1)$$

де $z(t) = (z_1(t), 0, \dots, 0)^T \in \mathbb{R}^n$ — узагальнений пуассонівський процес з параметром λ та стрибками $\eta^1 = \eta, \eta^2, \dots, \eta^i, \dots$,

$$A = \begin{pmatrix} -\mu_1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \mu_1 & -\mu_2 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \mu_2 & -\mu_3 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \mu_{n-1} & -\mu_n \end{pmatrix}, \quad (2)$$

де $\mu_k > 0$, $k = 1, \dots, n$.

2000 Mathematics Subject Classification. Primary 60K25, 60Fxx.

Ключові слова і фрази. Система масового обслуговування, велике завантаження, рівняння Ланжевїна.

2. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Візьмімо, що одноканальну систему масового обслуговування з одним обслуговувачем пристроєм, об'єм незавершеної роботи в якій задовольняє диференціальне рівняння

$$dx(t) = -\mu x(t) dt + dz(t),$$

де $z(t)$ — узагальнений пуассонівський процес, $\mu > 0$, було розглянуто в [1]. Для такої системи в умовах великого завантаження (тобто при $\lambda \rightarrow \infty$) були досліджені властивості чекання початку обслуговування та тривалість перебування вимоги в системі.

Основний інтерес представляє вивчення поведінки тривалості перебування вимоги в одноканальній системі масового обслуговування з послідовним обслуговуванням, зокрема, в умовах великого завантаження. Це й складає основну мету даної роботи.

Оскільки тривалість перебування вимоги в системі залежить від дисципліни обслуговування, будемо вважати, що в системі діє принцип "першим прийшов — першим потрапив на обслуговування". Також домовимось надалі таку одноканальну систему масового обслуговування з послідовним обслуговуванням називати фільтровою системою.

3. УМОВИ ІСНУВАННЯ СТАЦІОНАРНОГО РЕЖИМУ У ФІЛЬТРОВІЙ СИСТЕМІ

Було показано, що процес $x(t)$ має граничний при $t \rightarrow \infty$ розподіл, який не залежить від початкового значення $x_0 = x(0)$, тоді і тільки тоді, коли

- а) власні значення A лежать в лівій напівплощині,
- б) $E \ln |\eta_j| : |\eta_j| > 1 < \infty$

де показано, що при виконанні цих умов граничний розподіл є єдиним стаціонарним розподілом процесу $x(t)$.

Далі покажемо, що умова а) еквівалентна такій умові:

$$\mu_1 > 0, \quad \mu_2 > 0, \quad \dots, \quad \mu_n > 0,$$

де μ_j — добачити з (2).

4. ДОПОМІЖНІ РЕЗУЛЬТАТИ

Нехай стаціонарний розподіл процесу $x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))^T$ співпадає з розподілом $\xi = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)^T$. Позначимо через $F(y_1, y_2, \dots, y_n)$ функцію розподілу $\eta = (\eta_1, 0, \dots, 0)^T$, через $E \eta = (E \eta_1, 0, \dots, 0)^T$ — математичне сподівання η , де $E \eta_1 = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty y_1 dF(y_1, y_2, \dots, y_n) = m_1$, та через $\varphi(s) = E\{\exp\{i(s, \eta)\}$ — характеристичну функцію η , $s = (s_1, \dots, s_n)$.

Лема 4.1. Якщо стаціонарний розподіл процесу $x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))^T$ співпадає з розподілом $\xi = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)^T$, а $E \eta_1 = m_1 < \infty$, то при $\lambda \rightarrow \infty$ вектор $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)^T$ збігається за ймовірністю до вектора $m_1(\mu_1^{-1}, \mu_2^{-1}, \dots, \mu_n^{-1})^T$.

Як показано в [1], характеристична функція ξ має вигляд

$$\Xi_\xi(s) = \exp \left\{ -\lambda \int_0^\infty (1 - \varphi(\exp\{uA^T\} s)) du \right\}.$$

$$\begin{aligned} \ln \Xi_{\lambda^{-1}\xi}(s) &= \ln \Xi_\xi(\lambda^{-1}s) = \int_0^\infty \frac{\varphi(\exp\{uA^T\} \lambda^{-1}s) - 1}{\lambda^{-1}} du \\ &= |\lambda^{-1} = t| = \int_0^\infty \frac{\varphi(\exp\{uA^T\} ts) - 1}{t} du. \end{aligned}$$

Позначимо

$$\exp\{uA^T\} l s = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) = (lk_1(u), lk_2(u), \dots, lk_n(u)),$$

де

$$k_i(u) = \sum_{l=1}^n a_{il} \exp\{-\mu_l u\} \sum_{j=1}^{r_l} c_{ij} u^{j-1}, \quad i = 1, \dots, n,$$

r_l — кратність кореня $\lambda_l = -\mu_l$ матриці A , a_{il} , c_{ij} — деякі сталі.

Тоді

$$\varphi(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) = 1 + (im_1, 0, \dots, 0)(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) + o_u(\rho),$$

де

$$\rho = \sqrt{\theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_n^2} = |l| \sqrt{k_1^2(u) + k_2^2(u) + \dots + k_n^2(u)}.$$

Звідси

$$\begin{aligned} \ln \Xi_{\lambda^{-1}\xi}(s) &= \int_0^\infty \left((im_1, 0, \dots, 0) \exp\{uA^T\} s + \frac{o_u(\rho)}{l} \right) du \\ &= (im_1, 0, \dots, 0) \int_0^\infty \exp\{uA^T\} du (s_1, s_2, \dots, s_n)^T + \int_0^\infty \frac{o_u(\rho)}{l} du. \end{aligned}$$

Позначимо

$$\overline{\lim}_{l \rightarrow 0} \left| \int_0^\infty \frac{o_u(\rho)}{l} du \right| = \varepsilon.$$

Для довільного $\delta > 0$ виберемо κ так, що $|o_u(\rho)| < \delta \rho$ при $\rho < \kappa$.

Тоді

$$\begin{aligned} \varepsilon &< \overline{\lim}_{l \rightarrow 0} \int_0^\infty \frac{\delta \rho}{l} du = \overline{\lim}_{l \rightarrow 0} \int_0^\infty \frac{\delta |l| \sqrt{k_1^2(u) + k_2^2(u) + \dots + k_n^2(u)}}{l} du \\ &\leq \delta \int_0^\infty (k_1^2(u) + k_2^2(u) + \dots + k_n^2(u))^{1/2} du \leq \delta \int_0^\infty \left(n \max_i k_i^2(u) \right)^{1/2} du \\ &\leq \delta n^{1/2} \int_0^\infty \max_i |k_i(u)| du. \end{aligned}$$

Оскільки $k_i(u) \leq n^2 \max_l |a_{il}| \max_j |c_{ij}| \exp\{-\mu_l u\} u^{j-1}$, $i = 1, \dots, n$, то

$$\varepsilon < \delta n \max_{i,l} |a_{il}| \max_{i,j} |c_{ij}| \int_0^\infty u^{j-1} \exp\{-\mu_l u\} du = \delta n \max_{i,l} |a_{il}| \max_{i,j} |c_{ij}| (j-1)! \mu_l^{-j}.$$

Значить $\varepsilon = 0$.

Враховуючи це та ті факти, що матриця A неособлива, власні значення A лежать в лівій напівплощині, а отже

$$\int_0^\infty \exp\{uA^T\} du = -(A^T)^{-1},$$

(див. [2]) маємо

$$\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \ln \Xi_{\lambda^{-1}\xi}(s) = (im_1, 0, \dots, 0) (-A^T)^{-1} (s_1, s_2, \dots, s_n)^T,$$

де матриця $(-A^T)^{-1}$, як легко отримати з (2), має вигляд

$$(-A^T)^{-1} = \begin{pmatrix} \mu_1^{-1} & \mu_2^{-1} & \mu_3^{-1} & \dots & \mu_{n-1}^{-1} & \mu_n^{-1} \\ 0 & \mu_2^{-1} & \mu_3^{-1} & \dots & \mu_{n-1}^{-1} & \mu_n^{-1} \\ 0 & 0 & \mu_3^{-1} & \dots & \mu_{n-1}^{-1} & \mu_n^{-1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \mu_{n-1}^{-1} & \mu_n^{-1} \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \mu_n^{-1} \end{pmatrix},$$

Отже,

$$\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \Xi_{\lambda^{-1}t}(s) = \exp \{ i (s_1 m_1 \mu_1^{-1} + s_2 m_1 \mu_2^{-1} + \dots + s_n m_1 \mu_n^{-1}) \}.$$

Таким чином

$$\lambda^{-1} (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)^T \xrightarrow{\lambda \rightarrow \infty} m_1 (\mu_1^{-1}, \mu_2^{-1}, \dots, \mu_n^{-1})^T. \quad \square$$

Лема 4.2. Якщо $z(t) = (z_1(t), 0, \dots, 0)^T$ — узагальнений пуассонівський процес, а $\Xi_{\lambda^{-1}t} = m_1 < \infty$, то при $\lambda \rightarrow \infty$ вектор $\lambda^{-1} (z_1(t), 0, \dots, 0)^T$ збігається за ймовірністю до вектора $(m_1 t, 0, \dots, 0)^T$.

Доведення. Характеристична функція $\lambda^{-1} z(t)$ має вигляд

$$\Psi_{\lambda^{-1}z(t)}(s) = \mathbb{E} \exp \{ i s \lambda^{-1} z(t) \} = \exp \{ \lambda t (\varphi(\lambda^{-1} s) - 1) \}.$$

Таким чином,

$$\begin{aligned} \lim_{\lambda \rightarrow \infty} \ln \Psi_{\lambda^{-1}z(t)}(s) &= \lim_{\lambda \rightarrow \infty} \lambda t (\varphi(\lambda^{-1} s) - 1) = [\lambda^{-1} = l, \lambda^{-1} s_i = \theta_i] \\ &= \lim_{l \rightarrow 0} \frac{t(\varphi(ls) - 1)}{l} = \lim_{l \rightarrow 0} t \frac{d}{dl} \varphi(ls) = \lim_{l \rightarrow 0} t \sum_{i=1}^n \frac{\partial \varphi}{\partial \theta_i} \frac{d \theta_i}{dl}. \end{aligned}$$

Оскільки $d\theta_i/dl = s_i$, маємо

$$\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \Psi_{\lambda^{-1}z(t)}(s) = \exp \{ i m_1 t s_1 \},$$

що й доводить твердження леми. \square

Дослідження тривалості перебування вимоги у фільтровій системі в умовах великого завантаження

Припустимо, що для обслуговування вимоги, яка надходить до системи в момент часу t_0 , потрібно y одиниць роботи і що

$$x(t_0) = (x_1(t_0), x_2(t_0), \dots, x_n(t_0)) = (x_1^* + y, x_2^*, \dots, x_n^*).$$

Позначимо через S тривалість перебування цієї вимоги в системі, а через W_i — фактичну тривалість чекання початку обслуговування вимоги від моменту надходження її до системи до моменту початку обслуговування її на i -му обслуговуючому пристрої ($i = 1, \dots, n$). Для визначення розподілів цих характеристик введемо процес $\beta_i(t)$, який дорівнює об'єму роботи, виконаної на i -му обслуговуючому пристрої в момент часу $t \geq t_0$. Не обмежуючи загальності, покладемо $t_0 = 0$. Тоді з визначення процесу $\beta_i(t)$ випливає

$$\{S > t\} = \{x_1^* + x_2^* + \dots + x_n^* + y > \beta_n(t)\}, \quad (3)$$

$$\{W_i > t\} = \{x_1^* + x_2^* + \dots + x_i^* > \beta_i(t)\}, \quad (4)$$

а

$$d\beta_i(t) = \mu_i x_i(t) dt, \quad \beta_i(0) = 0.$$

Перепишемо систему (1) у такому вигляді:

$$\begin{cases} dx_1(t) = dz_1(t) - \mu_1 x_1(t) dt, \\ dx_2(t) = \mu_1 x_1(t) dt - \mu_2 x_2(t) dt, \\ \dots \\ dx_n(t) = \mu_{n-1} x_{n-1}(t) dt - \mu_n x_n(t) dt. \end{cases} \quad (5)$$

Склавши всі рівняння системи (5), отримуємо

$$\begin{aligned} dx_1(t) + dx_2(t) + \dots + dx_n(t) &= dz_1(t) - \mu_n x_n(t) dt, \\ \mu_n x_n(t) dt &= dz_1(t) - dx_1(t) - dx_2(t) - \dots - dx_n(t), \\ d\beta_n(t) &= dz_1(t) - dx_1(t) - dx_2(t) - \dots - dx_n(t), \end{aligned}$$

$$\int_0^t d\beta_n(u) = \int_0^t dz_1(u) - \int_0^t dx_1(u) - \int_0^t dx_2(u) - \dots - \int_0^t dx_n(u),$$

$$\beta_n(t) = z_1(t) - x_1(t) + x_1(0) - x_2(t) + x_2(0) - \dots - x_n(t) + x_n(0).$$

Отже маємо

$$\beta_n(t) = z_1(t) - x_1(t) - x_2(t) - \dots - x_n(t) + x_1^* + x_2^* + \dots + x_n^* + y.$$

Використовуючи цю рівність та рівність (3), отримуємо

$$\begin{aligned} \{S > t\} &= \{x_1^* + \dots + x_n^* + y > z_1(t) - x_1(t) - \dots - x_n(t) + x_1^* + \dots + x_n^* + y\} \\ &= \{x_1(t) + x_2(t) + \dots + x_n(t) > z_1(t)\}. \end{aligned}$$

Звідси

$$P\{S > t\} = P\{x_1(t) + x_2(t) + \dots + x_n(t) > z_1(t)\}. \quad (6)$$

Аналогічним чином отримуємо

$$P\{W_i > t\} = P\{x_1(t) + x_2(t) + \dots + x_i(t) > z_1(t) + y\}. \quad (7)$$

Розглянемо тепер тривалість перебування вимоги у системі T та загальну тривалість чекання початку обслуговування вимоги на i -му обслуговуваному пристрої W_i^* в припущенні, що система знаходиться в стаціонарному режимі. Розподіли цих характеристик задаються виразами (6) та (7) відповідно, причому стаціонарний розподіл $x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))^T$ співпадає з розподілом $\xi = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)^T$ [3].

Теорема 5.1. Якщо $E\eta_1 = m_1 < \infty$, то при $\lambda \rightarrow \infty$

$$(\mu_1^{-1} + \mu_2^{-1} + \dots + \mu_n^{-1})^{-1} T \stackrel{c}{\Rightarrow} 1.$$

Доведення. З рівності (6) випливає:

$$P\{T > t\} = P\{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n > z_1(t)\} = P\{\lambda^{-1}(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n) > \lambda^{-1}z_1(t)\}.$$

З лем 4.1 та 4.2 отримуємо, що при $\lambda \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\{T > t\} &\stackrel{c}{\Rightarrow} P\{m_1\mu_1^{-1} + m_1\mu_2^{-1} + \dots + m_1\mu_n^{-1} > m_1 t\} \\ &= P\{\mu_1^{-1} + \mu_2^{-1} + \dots + \mu_n^{-1} > t\} = \begin{cases} 1, & t < t_{кр.}^1, \\ 0, & t \geq t_{кр.}^1, \end{cases} \end{aligned}$$

де $t_{кр.}^1 = \mu_1^{-1} + \mu_2^{-1} + \dots + \mu_n^{-1}$. Це й доводить твердження теореми. \square

Теорема 5.2. Якщо $E\eta_1 = m_1 < \infty$, то при $\lambda \rightarrow \infty$

$$(\mu_1^{-1} + \mu_2^{-1} + \dots + \mu_i^{-1})^{-1} W_i^* \stackrel{c}{\Rightarrow} 1.$$

Доведення. З рівності (7) випливає:

$$\begin{aligned} P\{W_i^* > t\} &= P\{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_i > z_1(t) + y\} \\ &= P\{\lambda^{-1}(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_i) > \lambda^{-1}z_1(t) + \lambda^{-1}y\}. \end{aligned}$$

З лем 4.1, 4.2 та з того, що $\lambda^{-1}y \xrightarrow{P} 0$ при $\lambda \rightarrow \infty$, отримуємо, що при $\lambda \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} P\{W_i^* > t\} &\stackrel{c}{\Rightarrow} P\{m_1\mu_1^{-1} + m_1\mu_2^{-1} + \dots + m_1\mu_i^{-1} > m_1 t\} \\ &= P\{\mu_1^{-1} + \mu_2^{-1} + \dots + \mu_i^{-1} > t\} = \begin{cases} 1, & t < t_{кр.}^2, \\ 0, & t \geq t_{кр.}^2. \end{cases} \end{aligned}$$

де $t_{кр.}^2 = \mu_1^{-1} + \mu_2^{-1} + \dots + \mu_i^{-1}$, що й доводить теорему. \square

6. НАСЛІДКИ

Базуючись на результатах теорем 5.1, 5.2, можна дослідити такі характеристики:

- T_i — тривалість перебування вимоги у системі від моменту надходження її до системи до моменту повного виходу з i -го пристрою,
- T_i' — тривалість перебування вимоги у системі від моменту надходження її в чергу на i -й пристрій до моменту повного виходу з системи,
- V_i — тривалість перебування вимоги на i -му пристрої,
- K_i — тривалість перебування вимоги в черзі на i -му пристрої,
- S_i — тривалість обслуговування вимоги на i -му пристрої

з припущенні, що система знаходиться в стаціонарному режимі.

Теорема 6.1. Якщо $E \eta_1 = m_1 < \infty$, то при $\lambda \rightarrow \infty$

$$(\mu_1^{-1} + \dots + \mu_n^{-1})^{-1} T_i \stackrel{c}{\approx} 1.$$

Доведення. Оскільки T_i' починається з моменту, коли вимога починає обслуговуватись на $(i-1)$ -му пристрої, то

$$P\{T > t\} = P\{W_{i-1}^* + T_i' > t\}.$$

Вважаючи, що усі випадкові величини та випадкові процеси задані на одному ймовірнісному просторі, та використовуючи твердження теорем 5.1 та 5.2, отримаємо твердження теоремою 6.1. \square

Теорема 6.2. Якщо $E \eta_1 = m_1 < \infty$, то при $\lambda \rightarrow \infty$

$$\mu_i K_i \stackrel{c}{\approx} 1.$$

Доведення. Доведення випливає з теорем 5.1, 5.2, 6.1 та з того, що

$$P\{T > t\} = P\{W_{i-1}^* + K_i + T_{i+1}' > t\}. \quad \square$$

Теорема 6.3. Якщо $E \eta_1 = m_1 < \infty$, то при $\lambda \rightarrow \infty$

$$\mu_i V_i \stackrel{c}{\approx} 1.$$

Доведення. З того, що T_i співпадає з T у випадку, коли система містить i обслуговуючих пристроїв, та $P\{T_i > t\} = P\{W_i^* + S_i > t\}$, випливає

$$S_i \stackrel{c}{\approx} 0.$$

Оскільки $P\{V_i > t\} = P\{K_i + S_i > t\}$, то твердження теореми отримуємо з теоремою 6.2. \square

ЛІТЕРАТУРА

1. О. К. Закусилло, Марковські процеси з напілдетермінованими частинами траєкторій. "Фада", Київ, 2002.
2. П. Ланкастер, Теорія матриць, "Наука", Москва, 1978.
3. R. W. Wolff, Poisson arrivals see time averages, Oper. Res. **30** (1982), 223-231.

КАФЕДРА ДОСЛІДЖЕННЯ ОПЕРАЦІЙ, ФАКУЛЬТЕТ КІБЕРНЕТИКИ, КИЇВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІМ. ТАРАСА ШЕВЧЕНКА, ПРОСПЕКТ ГЛУШКОВА, 6, КИЇВ 03127, УКРАЇНА
Адреса електронної пошти: do@unicyb.kiev.ua

КАФЕДРА ДОСЛІДЖЕННЯ ОПЕРАЦІЙ, ФАКУЛЬТЕТ КІБЕРНЕТИКИ, КИЇВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІМ. ТАРАСА ШЕВЧЕНКА, ПРОСПЕКТ ГЛУШКОВА, 6, КИЇВ 03127, УКРАЇНА
Адреса електронної пошти: lysak@unicyb.kiev.ua

Надійшла 28/04/2004