

УДК 519.21

І. І. ЄЖОВ, В. Ф. КАДАНКОВ

**СИСТЕМА ОБСЛУГОВУВАННЯ  $G^{\varkappa}|G|1$ .**

I. I. Ezhov, V. F. Kadankov. *The queueing system  $G^{\varkappa}|G|1$* , *Matematychni Studii*, **16** (2001) 199–212.

For the queueing system  $G^{\varkappa}|G|1$  with a group inflow of requests, the following characteristics are considered: the duration of busy period; the length of queue in the transition and stationary regimes of functioning of queueing system; summary queueing time; virtual time of the queueing beginning, entering flow of requests and outgoing flow of queueing requests, etc.

И. И. Ежов, В. Ф. Каданков. *Система обслуживания  $G^{\varkappa}|G|1$*  // *Математичні Студії*. – 2001. – Т.16, №2. – С.199–212.

Исследуется система обслуживания  $G^{\varkappa}|G|1$  с групповым поступлением заявок, описываемая тремя независимыми случайными величинами:  $\varkappa$  — объём группы заявок,  $\xi$  — длина промежутков времени между соседними поступлениями групп заявок и  $\eta$  — время обслуживания заявки. Найдены производящие функции и преобразования Лапласа для распределений следующих характеристик: продолжительности периода занятости, длины очереди в переходящем и стационарном режимах функционирования системы обслуживания, суммарного времени пребывания системы обслуживания в незанятом состоянии, виртуального времени ожидания начала обслуживания, входящего потока заявок и выходящего потока исполненных заявок и других.

**1. Означення основних випадкових процесів.**

Нехай  $\varkappa \in \mathbb{N}^+ = \{1, 2, \dots\}$  — додатня цілочисельна випадкова величина, а  $\xi, \eta \in (0, \infty)$  — додатні випадкові величини з абсолютно неперервними функціями розподілів

$$F(x) = P[\eta < x] = \int_0^x f(u)du, \quad G(y) = P[\xi < y] = \int_0^y g(u)du.$$

Вважатимемо, що  $\eta, \xi, \varkappa$  — незалежні випадкові величини, зі скінченними середніми значеннями. Нехай  $\{\eta'_i, \xi'_i, \varkappa'_i\}$ ,  $i \in \mathbb{N}^+$ , — взаємно незалежні випадкові величини такі, що  $\eta'_i \stackrel{\cdot}{\doteq} \eta$ ,  $\xi'_i \stackrel{\cdot}{\doteq} \xi$ ,  $\varkappa'_i \stackrel{\cdot}{\doteq} \varkappa$ , де символ  $\stackrel{\cdot}{\doteq}$  означає, що випадкові величини мають однаковий розподіл.

Нехай  $\{\eta_n, \xi_n, \varkappa_n; n \geq 0\} \in \mathbb{R}_+^2 \times \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{N} = \{0, 1, \dots\}$ ,  $\mathbb{R}_+ = [0, \infty)$ , — випадкова послідовність, яка визначається наступними рівностями

$$\eta_0 = \xi_0 = \varkappa_0 = 0, \quad \eta_n = \sum_{i=1}^n \eta'_i, \quad \xi_n = \sum_{i=1}^n \xi'_i, \quad \varkappa_n = \sum_{i=1}^n \varkappa'_i. \quad (1)$$

2000 *Mathematics Subject Classification*: 60K20, 60K25.

Для  $t \geq 0$  означимо випадкові процеси

$$\alpha(t) = \max\{k \geq 0 : \xi_k \leq t\}, \quad \beta(t) = \max\{k \geq 0 : \eta_k \leq t\}, \quad s(t) = \alpha(t) - \beta(t),$$

$$\xi(t) = \xi_{\alpha(t)+1} - t, \quad \eta(t) = \eta_{\beta(t)+1} - t, \quad S_t = \{s(t), \eta(t), \xi(t)\}.$$

Вони мають наступний ймовірнісний зміст:  $\alpha(t), \beta(t) \in \mathbb{N}, t \geq 0$ , — процеси відновлення, породжені випадковими послідовностями  $\{\xi_n; n \geq 0\}, \{\eta_n; n \geq 0\}$ ;

$s(t) \in \mathbb{Z} = \{0, \pm 1, \dots\}, t \geq 0$ , — різниця неординарного і звичайного процесів відновлення;

$\xi(t), \eta(t) \in \mathbb{R}_+, t \geq 0$ , — спадні лінійні компоненти, які доповнюють процеси відновлення  $\alpha(t), \beta(t)$  до процесів Маркова;

$S_t \in \mathbb{Z} \times \mathbb{R}_+^2, t \geq 0$ , — процес Маркова, що відповідний різниці процесів відновлення  $s(t), t \geq 0$ , зі спадними лінійними компонентами  $\xi(t), \eta(t)$ .

Введемо випадкові елементи, породжені  $\eta, \xi, \varkappa$  і випадковими послідовностями (1).

1)  $\{\sigma_k, T_k; k \geq 0\}$  — момент першого досягнення рівня  $k \geq 0$  випадковою послідовністю  $\{\varkappa_n; n \geq 0\}$  і величина перескоку через цей рівень відповідно:

$$\sigma_k = \min\{n \geq 0; \varkappa_n \geq k\}, \quad T_k = \varkappa_{\sigma_k} - k, \quad k \in \mathbb{N}; \quad P[\sigma_0 = T_0 = 0] = 1.$$

Спільна генератриса трійки  $\{\sigma_k, T_k; k \geq 0\}$  має вигляд

$$\sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\sigma_k} z^{T_k}] = \frac{z}{z - \theta} - \frac{\theta}{z - \theta} \times \frac{1 - tM[z^{\varkappa}]}{1 - tM[\theta^{\varkappa}]}, \quad |\theta|, |z| \leq 1, \quad t \in [0, 1).$$

2)  $\zeta_s^+(z) \in \mathbb{R}_+, s > 0$ , — невід'ємна випадкова величина з перетворенням Лапласа  $M[e^{-\lambda \zeta_s^+(z)}] = E(\lambda, s, z)/E(0, s, z)$ ,

$$E(\lambda, s, z) = \exp\left\{\sum_{n>0} \frac{1}{n} M[e^{-\lambda(\eta_{\varkappa_n} - \xi_n)} z^{\varkappa_n} e^{-s\xi_n}; \eta_{\varkappa_n} > \xi_n]\right\}, \quad |z| \leq 1, \quad \operatorname{Re} \lambda \geq 0.$$

3)  $\zeta_s^-(z) \in \mathbb{R}_+, s > 0$ , — невід'ємна випадкова величина така, що  $M[e^{-\mu \zeta_s^-(z)}] = F(\mu, s, z)/F(0, s, z)$ ,

$$F(\mu, s, z) = \exp\left\{\sum_{n>0} \frac{1}{n} M[e^{-\mu(\xi_n - \eta_{\varkappa_n})} z^{\varkappa_n} e^{-s\eta_{\varkappa_n}}; \xi_n > \eta_{\varkappa_n}]\right\}, \quad |z| \leq 1, \quad \operatorname{Re} \mu \geq 0.$$

Вважатимемо, що введені випадкові елементи, послідовності, процеси визначені на основному ймовірнісному просторі  $(\Omega, F, P)$ .

*Зауваження.* За елементами послідовності (1) ми ввели два перетворення Лапласа, які задають розподіли випадкових величин  $\zeta_s^+(z), \zeta_s^-(z)$ . Вважаємо ці дві випадкові величини (за означенням) незалежними як між собою, так і від вихідної послідовності (1).

Відмітимо, що якщо  $\zeta^+, \zeta^-$  — невід'ємні випадкові величини з перетвореннями Лапласа

$$M[e^{-\lambda \zeta^+}] = \frac{E(\lambda, 0, 1)}{E(0, 0, 1)}, \quad M[e^{-\mu \zeta^-}] = \frac{F(\mu, 0, 1)}{F(0, 0, 1)}, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \geq 0,$$

то  $\zeta^+ \doteq \sup_{n \geq 0} \{\eta_{\varkappa_n} - \xi_n\}, \zeta^- \doteq \sup_{n \geq 0} \{\xi_n - \eta_{\varkappa_n}\}$ .

Нехай  $k \in \mathbb{N}, x, y \in \mathbb{R}_+$  і  $\tau_k(x, y) = \inf\{t > 0 : s(t) < 0/S_0 \doteq (k, x, y)\}$ , — момент першого перевищення процесом  $s(t), t \geq 0$ , нульового рівня.

Процес  $X_t^\neq = \{S_t, 0 \leq t < \tau_k(x, y)\}$  описує функціонування на інтервалі  $[0, \tau_k(x, y)]$  одноканальної системи обслуговування з властивостями:

- Заявки в систему обслуговування надходять групами випадкового об'єму  $\varkappa'_i$ ,  $i \in \mathbb{N}^+$  в моменти  $\{\xi_n; n \geq 0\}$  через незалежні проміжки  $\xi'_i$ ,  $i \in \mathbb{N}^+$  однаково розподілені з  $\xi$ . Будемо також вважати, що заявки в групі пронумеровані, і розміщуються в черзі згідно цієї нумерації.
- Заявки обслуговуються по одній, тривалість обслуговування заявок — незалежні випадкові величини  $\eta'_i$ ,  $i \in \mathbb{N}^+$ , однаково розподілені з  $\eta$ .
- Дисципліна обслуговування заявок пряма (в порядку розташування заявок у черзі), довжина черги необмежена.

Подія  $\{X_t^{\neq} = (k, x, y)\}$ ,  $k \in \mathbb{N}$ ,  $x, y \in \mathbb{R}_+$  означає, що в момент часу  $t$  в системі перебуває  $k + 1$  заявка ( $k$  заявок в черзі й одна на обслуговуючому пристрої), обслуговування заявки, що знаходиться на обслуговуючому пристрої, закінчиться в момент часу  $t + x$ , надходження чергової групи заявок в систему відбудеться в момент часу  $t + y$ .

Так введено систему обслуговування будемо позначати символом  $G^{\varkappa}|G|1$ . Індекс  $\varkappa$  вказує на той факт, що заявки в систему надходять групами випадкового об'єму  $\varkappa \in \mathbb{N}^+$ . При  $\varkappa \equiv 1$  отримаємо класичну систему обслуговування  $G|G|1$ .

Випадковий інтервал  $[0, \tau_k(x, y)]$  назвемо періодом зайнятості системи обслуговування типу  $(k, x, y)$ . Зокрема  $[0, \tau_{\varkappa-1}(\eta, \xi)]$  — канонічний період зайнятості (в початковий момент часу  $t = 0$  у вільну систему надходить група заявок випадкового об'єму  $\varkappa$  і  $\tau_{\varkappa-1}(\eta, \xi) \stackrel{\text{def}}{=} \tau$  — момент її першого звільнення від заявок). Зрозуміло також, що  $\xi(\tau_k(x, y))$ ,  $\beta(\tau_k(x, y))$  — це час, протягом якого система обслуговування вільна від заявок після періоду зайнятості і кількість заявок, виконаних системою за період зайнятості  $[0, \tau_k(x, y)]$  відповідно. Позначимо  $\tau_k(\eta, \xi) \stackrel{\text{def}}{=} \tau_k$ . Справедлива теорема.

**Теорема 1.** Нехай  $k \in \mathbb{N}$ . Тоді для  $s > 0$ ,  $\text{Re } \mu \geq 0$ ,  $|z| \leq 1$ .

$$\begin{aligned} M[e^{-s\tau_k} e^{-\mu\xi(\tau_k)} z^{\beta(\tau_k)}; \tau_k < \infty] = \\ = z^{k+1} (M[e^{-\mu\zeta_s^-(z)}])^{-1} M[e^{-s\eta_{k+1}} e^{-\mu(\xi+\zeta_s^-(z)-\eta_{k+1})}; \xi + \zeta_s^-(z) > \eta_{k+1}], \end{aligned} \quad (2)$$

Зокрема  $M[e^{-s\tau_k}; \tau_k < \infty] = M[e^{-s\eta_{k+1}}; \xi + \zeta_s^- > \eta_{k+1}]$ ,  $s > 0$ , де  $\zeta_s^- = \zeta_s^-(1)$ ,  $M[e^{-\mu\zeta_s^-}] = F(\mu, s, 1)F(0, s, 1)^{-1}$ .

**Наслідок 1.** Нехай у початковий момент часу  $t = 0$  у вільну систему  $G^{\varkappa}|G|1$  надходить група заявок випадкового об'єму  $\varkappa$  і  $[0, \tau)$  — канонічний період зайнятості,  $\varepsilon$  — час, протягом якого система є незайнятою після канонічного періоду зайнятості,  $d$  — кількість заявок, виконаних системою на інтервалі  $[0, \tau]$ .

Тоді

$$M[e^{-s\tau} e^{-\mu\varepsilon} z^d; \tau < \infty] = 1 - F(\mu, s, z)^{-1} \Rightarrow d \doteq \varkappa_{\chi}, \tau \doteq \eta_d, \varepsilon \doteq \xi_{\chi} - \tau, \quad (3)$$

де  $\chi = \inf\{n > 0 : \xi_n - \eta_{\varkappa_n} > 0\}$  — момент першого виходу випадкового блукання  $\{\xi_n - \eta_{\varkappa_n}; n \geq 0\}$  в додатню півплощину і

$$M[z^{\chi}; \chi < \infty] = 1 - \exp\left\{-\sum_{n>0} \frac{z^n}{n} P[\xi_n > \eta_{\varkappa_n}]\right\}, \quad |z| \leq 1.$$

Якщо  $M[\xi] > M[\eta_{\varkappa}]$ , то  $M[d] = M[\varkappa]M[\chi]$ ,  $M[\tau] = M[\eta]M[d]$ ,  $M[\varepsilon] = M[\xi]M[\chi] - M[\tau]$ , де  $M[\chi] = \exp\left\{\sum_{n>0} \frac{1}{n} P[\eta_{\varkappa_n} > \xi_n]\right\}$ .

Якщо в цьому наслідку прийняти  $\varkappa \equiv 1$ , то отримаємо основний результат монографії [1, с.60].

## 2. Розв'язування основного рівняння.

Введемо випадковий процес  $X_t \in \mathbb{N} \times \mathbb{R}_+^2 \cup \mathbb{R}_+$ ,  $t \geq 0$ ;  $X_0 \doteq (\varkappa - 1, \eta, \xi)$  за допомогою стохастичного рекурентного співвідношення

$$X_t = \begin{cases} X_t^\neq, & 0 \leq t < \tau, \\ \tau + \varepsilon - t, & \tau \leq t < \tau + \varepsilon, \\ X_{t-(\tau+\varepsilon)}, & t \geq \tau + \varepsilon. \end{cases}$$

Так введений процес описує функціонування системи обслуговування  $G^\varkappa|G|1$  для всіх  $t \geq 0$ . Подія  $\{X_t = (k, x, y)\}$ ,  $k \in \mathbb{N}$ ,  $x, y \in \mathbb{R}_+$  означає, що в момент часу  $t$  в системі перебуває  $k + 1$  заявка ( $k$  в черзі й одна на обслуговуючому пристрої); чергове надходження групи заявок відбудеться в момент  $t + y$ , обслуговування заявки, що перебуває на обслуговуючому пристрої, закінчиться в момент часу  $t + x$ . Подія  $\{X_t = y\}$ ,  $y \in \mathbb{R}_+$  означає, що в момент часу  $t$  система вільна від заявок і чергове надходження групи заявок відбудеться в момент  $t + y$ . Зокрема, подія  $B_t = \{X_t \in \mathbb{N} \times \mathbb{R}_+^2\}$  означає, що в момент часу  $t$  система зайнята, а подія  $A_t = \{X_t \in \mathbb{R}_+\}$  означає, що в момент часу  $t$  система вільна від заявок. Отже,

$$X_t(\omega) = \begin{cases} [l(t, \omega), \xi(t, \omega), \eta(t, \omega)], & \omega \in B_t, \\ \xi(t, \omega), & \omega \in A_t, \end{cases}$$

де  $l(t)$  — довжина черги в системі обслуговування в момент часу  $t$ ,  $\eta(t)$  — час, через який закінчиться обслуговування заявки, що перебуває в момент часу  $t$  на обслуговуючому пристрої,  $\xi(t)$  — час, через який в систему надійде чергова група заявок.

Нехай  $d(t)$  — кількість заявок, виконаних системою на інтервалі  $[0, t]$ , включаючи і заявку, що перебуває в момент часу  $t$  на обслуговуючому пристрої. Справедлива теорема.

**Теорема 2.** *Нехай в початковий момент часу  $t = 0$  у вільну систему обслуговування  $G^\varkappa|G|1$  надходить група заявок випадкового об'єму  $\varkappa$ ,  $\nu_s$  — випадкова величина, яка має показниковий розподіл з параметром  $s > 0$ ,  $P[\nu_s > t] = \exp\{-ts\}$ ,  $t \geq 0$ .*

Тоді

$$\frac{s - \lambda - \mu}{s} M[z^{d(\nu_s)} \theta^{l(\nu_s)} e^{-\lambda \eta(\nu_s)} e^{-\mu \xi(\nu_s)}; \tau > \nu_s] = F(\mu, s, z)^{-1} - (1 - \tilde{g}(\mu) M[\theta^\varkappa]) E(\lambda, s, z) - \\ - \left(1 - \frac{z}{\theta} \tilde{f}(\lambda)\right) (1 - \tilde{g}(\mu) M[\theta^\varkappa]) E(0, s, z) \sum_{k>0} \theta^k [\varphi_k(\lambda, s, z) + \psi_k(\mu, s, z)], \quad (4)$$

$$\frac{s - \lambda - \mu}{s} M[z^{d(\nu_s)} \theta^{l(\nu_s)} e^{-\lambda \eta(\nu_s)} e^{-\mu \xi(\nu_s)}; B_{\nu_s}] = \frac{F(s, s, z)}{F(\mu, s, z)} - \frac{1 - \tilde{g}(\mu) M[\theta^\varkappa]}{1 - \tilde{g}(s) M[z^\varkappa]} M[e^{-\lambda \zeta_s^+(z)}] - \\ - \frac{(1 - \frac{z}{\theta} \tilde{f}(\lambda))(1 - \tilde{g}(\mu) M[\theta^\varkappa])}{1 - \tilde{g}(s) M[z^\varkappa]} \sum_{k>0} \theta^k [\varphi_k(\lambda, s, z) + \psi_k(\mu, s, z)], \quad (5)$$

$$M[z^{d(\nu_s)} e^{-\mu \xi(\nu_s)}; A_{\nu_s}] = \frac{s}{s - \mu} \left\{ 1 - \frac{F(s, s, z)}{F(\mu, s, z)} \right\}, \quad (6)$$

$$P[B_{\nu_s}] = \frac{F(s, s)}{F(0, s)}, \quad P[A_{\nu_s}] = 1 - \frac{F(s, s)}{F(0, s)}, \quad (s > 0, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \geq 0, \quad |\theta|, |z| \leq 1),$$

де

$$\begin{aligned} \varphi_k(\lambda, s, z) &= M[z^{T_k} e^{-\lambda(\zeta_s^+(z) + \eta_{T_k} - \xi_{\sigma_k})} e^{-s\xi_{\sigma_k}}; \zeta_s^+(z) + \eta_{T_k} > \xi_{\sigma_k}], \quad k \in \mathbb{N}^+, \\ \psi_k(\mu, s, z) &= M[z^{T_k} e^{-\mu(\xi_{\sigma_k} - \zeta_s^+(z) - \eta_{T_k})} e^{-s(\zeta_s^+(z) + \eta_{T_k})}; \xi_{\sigma_k} > \zeta_s^+(z) + \eta_{T_k}], \quad k \in \mathbb{N}^+. \\ F(\mu, s) &= F(\mu, s, 1), \quad E(\lambda, s) = E(\lambda, s, 1), \quad \tilde{f}(\lambda) = M[e^{-\lambda\eta}], \quad \tilde{g}(\mu) = M[e^{-\mu\xi}]. \end{aligned}$$

Доведення теорем 1, 2. Нехай  $X_0^{\neq} \doteq (k_0, \eta, \xi)$ ,  $k_0 \in \mathbb{N}$  і

$$L_k^t(x, y, z) = M[z^{d(t)}, l(t) = k, \eta(t) < x, \xi(t) < y; \tau_{k_0} > t], \quad |z| \leq 1.$$

Розглядаючи можливі переходи процесу  $X_t^{\neq}$ ,  $t \geq 0$  за малий проміжок часу  $\Delta$ , приходимо при  $\Delta \rightarrow 0$  до асимптотичної рівності

$$\begin{aligned} L_k^{t+\Delta}(x, y, z) &= L_k^t(x + \Delta, y + \Delta, z) - L_k^t(x + \Delta, \Delta, z) - L_k^t(\Delta, y + \Delta, z) + L_k^t(\Delta, \Delta, z) + \\ &+ z \int_0^{\Delta} d_u L_{k+1}^t(u, y + \Delta, z) [F(x + \Delta - u) - F(\Delta - u)] + \\ &+ \sum_{r=0}^{k-1} \int_0^{\Delta} P[\varkappa = k - r] d_u L_r^t(x + \Delta, u, z) [G(y + \Delta - u) - G(\Delta - u)] + o(\Delta). \end{aligned} \quad (7)$$

Із (7) за допомогою стандартного методу отримуємо прями рівняння Колмогорова для перехідної функції  $L_k^t(x, y, z)$

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial t} L_k^t(x, y, z) - \frac{\partial}{\partial x} L_k^t(x, y, z) - \frac{\partial}{\partial y} L_k^t(x, y, z) &= -r_k^t(x, z) - q_k^t(y, z) + \\ &+ z F(x) q_{k+1}^t(y, z) + G(y) \sum_{r=0}^{k-1} r_r^t(x, z) P[\varkappa = k - r], \end{aligned} \quad (8)$$

з початковою умовою

$$L_k^0(x, y, z) = z \delta_{k_0, k} F(x) G(y), \quad (9)$$

де

$$r_k^t(x, z) = \left. \frac{\partial}{\partial y} L_k^t(x, y, z) \right|_{y=0}, \quad q_k^t(y, z) = \left. \frac{\partial}{\partial x} L_k^t(x, y, z) \right|_{x=0},$$

$\delta_{k,r}$  — символ Кронекера. Для  $s > 0$ ,  $\operatorname{Re} \lambda \geq 0$ ,  $\operatorname{Re} \mu \geq 0$ ,  $|\theta|, |z| \leq 1$ . позначимо

$$\tilde{L}_{\theta}^s(\lambda, \mu, z) = \int_0^{\infty} e^{-st} M[\theta^{l(t)} e^{-\lambda\eta(t) - \mu\xi(t)} z^{d(t)}; \tau_{k_0} > t] dt,$$

$$R_{\theta}^s(\lambda, z) = \sum_{k \geq 0} \theta^k \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-st - \lambda x} d_x r_k^t(x, z) dt,$$

$$Q_{\theta}^s(\mu, z) = \sum_{k \geq 0} \theta^k \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-st - \mu y} d_y q_k^t(y, z) dt,$$

Переходячи в рівнянні (8) до перетворень Лапласа і генератрис та використовуючи початкову умову (9), отримаємо для введених функцій наступне рівняння

$$(s - \lambda - \mu)\tilde{L}_\theta^s(\lambda, \mu, z) = z\theta^{k_0}\tilde{f}(\lambda)\tilde{g}(\mu) - R_\theta^s(\lambda, z)(1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]) - Q_\theta^s(\mu, z)\left(1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)\right) - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)Q_0^s(\mu, z). \quad (10)$$

Далі вважатимемо, що змінні  $s, \lambda, \mu$  пов'язані рівністю

$$s - \lambda - \mu = 0, \quad s > 0, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \in [0, s]. \quad (11)$$

Тоді з рівностей (10), (11) випливає рівняння ( $k \stackrel{\text{def}}{=} k_0$ )

$$z\theta^k\tilde{f}(\lambda)\tilde{g}(\mu) = R_\theta^s(\lambda, z)(1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]) + Q_\theta^s(\mu, z)\left(1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)\right) + \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)Q_0^s(\mu, z). \quad (12)$$

Якщо в цій рівності прийняти  $\theta = z\tilde{f}(\lambda)$ , то отримаємо

$$z^{k+1}M[e^{-\lambda\eta_{k+1}-\mu\xi}] = R_{z\tilde{f}(\lambda)}^s(\lambda, z)(1 - M[z^z e^{-\mu\xi-\lambda\eta^z}]) + Q_0^s(\mu, z). \quad (13)$$

З (11) випливає справедливність при  $s > 0$  і  $\operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \in [0, s]$  факторизаційного розкладу

$$\begin{aligned} (1 - M[z^z e^{-\lambda\eta^z-\mu\xi}])^{-1} &= \exp\left\{\sum_{n>0} \frac{1}{n} M[z^{\eta_n} e^{-\lambda\eta_{\eta_n}-\mu\xi_n}]\right\} = \\ &= \exp\left\{\sum_{n>0} \frac{1}{n} M[z^{\eta_n} e^{-\lambda(\eta_{\eta_n}-\xi_n)} e^{-s\xi_n}, \eta_{\eta_n} > \xi_n]\right\} \times \\ &\times \exp\left\{\sum_{n>0} \frac{1}{n} M[z^{\eta_n} e^{-\mu(\xi_n-\eta_{\eta_n})} e^{-s\eta_{\eta_n}}; \xi_n > \eta_{\eta_n}]\right\} = E(\lambda, s, z)F(\mu, s, z), \end{aligned} \quad (14)$$

За формулою повної ймовірності

$$Q_0^s(\mu, z) = M[z^{d(\tau_k)} e^{-s\tau_k} e^{-\mu\xi(\tau_k)}; \tau_k < \infty]. \quad (15)$$

Використовуючи факторизаційний розклад (14), з рівняння (13) отримаємо

$$Q_0^s(\mu, z) = (M[e^{-\mu\zeta_s^-(z)}])^{-1} z^{k+1} M[e^{-\mu(\xi+\zeta_s^-(z)-\eta_{k+1})} e^{-s\eta_{k+1}}; \xi + \zeta_s^-(z) > \eta_{k+1}], \quad (16)$$

$$R_{z\tilde{f}(\lambda)}^s(\lambda, z) = E(\lambda, s, z)F(0, s, z)z^{k+1} M[e^{-\lambda(\eta_{k+1}-\xi-\zeta_s^-(z))} e^{-s(\xi+\zeta_s^-(z))}; \eta_{k+1} > \xi + \zeta_s^-(z)]. \quad (17)$$

З рівностей (15), (16) випливає рівність (2) з теореми 1.

Для  $|\theta| = 1$  введемо позначення

$$A_\theta(\lambda, \mu, z) = \{(1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda))(1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z])\}^{-1}, \quad A(\lambda, \mu, z) = (1 - \tilde{g}(\mu)M[z^z e^{-\lambda\eta^z}])^{-1},$$

$$a_\theta^0(\lambda, \mu, z) = \sum_{k \geq 0} \theta^k M[z^{T_k} e^{-\mu\xi\sigma_k} e^{-\lambda\eta T_k}], \quad a_\theta(\lambda, \mu, z) = a_\theta^0(\lambda, \mu, z) - 1.$$

Справедлива наступна лема.

**Лема.** Виконуються рівності

$$A_\theta(\lambda, \mu, z) = A(\lambda, \mu, z)a_\theta^0(\lambda, \mu, z) + A(\lambda, \mu, z)\frac{\frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)}{1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)}, \quad |\theta| = 1, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \geq 0,$$

$$(1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z])^{-1} = A(\lambda, \mu, z) \left\{ a_\theta^0(\lambda, \mu, z) - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)a_\theta(\lambda, \mu, z) \right\},$$

$$\operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \geq 0, \quad |\theta|, |z| \leq 1.$$

Доведення леми у випадку, коли  $\eta, \xi \in \mathbb{N}^+$ , наведено в [2] і легко переноситься на випадок, коли  $\eta, \xi \in \mathbb{R}_+$ .

Продовжимо аналіз наших рівнянь у припущенні, що виконується канонічна початкова умова,  $X_0^z \doteq (z - 1, \eta, \xi)$  (в початковий момент часу  $t = 0$  у вільну систему надходить група заявок випадкового об'єму  $z$ ). Для диференціального рівняння (8) отримаємо нову початкову умову

$$L_k^0(x, y, z) = z P[z = k + 1] F(x) G(y),$$

а рівняння (10) набуває вигляду

$$\begin{aligned} (s - \lambda - \mu)\tilde{L}_\theta^s(\lambda, \mu, z) &= \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)\tilde{g}(\mu)M[\theta^z] - R_\theta^s(\lambda, z)(1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]) - \\ &- Q_\theta^s(\mu, z)\left(1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)\right) - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)Q_0^s(\mu, z). \end{aligned} \quad (18)$$

З урахуванням нової початкової умови і факторизаційного розкладу (14), рівності (16), (17) набувають вигляду

$$Q_0^s(\mu, z) = M[z^d e^{-s\tau} e^{-\xi(\tau)}; \tau < \infty] = 1 - F(\mu, s, z)^{-1}, \quad R_{z\tilde{f}(\lambda)}^s(\lambda, z) = E(\lambda, s, z) - 1. \quad (19)$$

Рівність (3) в наслідку 1 впливає з першої рівності в (19).

Помноживши рівняння (12) на  $A_\theta(\lambda, \mu, z)$  (із врахуванням нових початкових умов), для  $s > 0$ ,  $\operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \in [0, s]$ ,  $|\theta| = 1$ ,  $|z| \leq 1$ . отримаємо

$$\frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)\tilde{g}(\mu)M[\theta^z]A_\theta(\lambda, \mu, z) = \frac{R_\theta^s(\lambda, z)}{1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)} + \frac{Q_\theta^s(\mu, z)}{1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]} + \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)A_\theta(\lambda, \mu, z)Q_0^s(\mu, z). \quad (20)$$

В результаті ми отримали рівність рядів Лорана за змінною  $\theta$ . Прирівнюючи правильні частини рядів Лорана у лівій і правій частинах цього рівняння, отримаємо

$$\begin{aligned} \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)a_\theta(\lambda, \mu, z)A(\lambda, \mu, z) &= \frac{R_\theta^s(\lambda, z) - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)R_{z\tilde{f}(\lambda)}^s(\lambda, z)}{1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)} + \frac{Q_\theta^s(\mu, z)}{1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]} + \\ &+ \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)a_\theta(\lambda, \mu, z)A(\lambda, \mu, z)Q_0^s(\mu, z), \quad s > 0, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \in [0, s], \quad |\theta| \leq 1. \end{aligned} \quad (21)$$

Помноживши рівняння (13) на  $A(\lambda, \mu, z)a_\theta^0(\lambda, \mu, z)$ , з врахуванням нових початкових умов, знаходимо

$$(A(\lambda, \mu, z) - 1)a_\theta^0(\lambda, \mu, z) = R_{z\tilde{f}(\lambda)}^s(\lambda, z)a_\theta^0(\lambda, \mu, z) + Q_0^s(\mu, z)a_\theta^0(\lambda, \mu, z)A(\lambda, \mu, z). \quad (22)$$

Віднімаючи від (21) рівність (22), враховуючи другу рівність леми і рівність (19), отримаємо рівняння

$$a_{\theta}^0(\lambda, \mu, z)E(\lambda, s, z) - \frac{1}{1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]} = \frac{R_{\theta}^s(\lambda, z) - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)R_{z\tilde{f}(\lambda)}^s(\lambda, z)}{1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)} + \frac{Q_{\theta}^s(\mu, z) - Q_0^s(\mu, z)}{1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]},$$

$$s > 0, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \in [0, s], \quad |\theta|, |z| \leq 1. \quad (23)$$

Нехай функції  $A(x)$ ,  $x \in \mathbb{R}$  такі, що  $\int_{-\infty}^{+\infty} |A(x)| dx < \infty$ . Введемо проєктори для перетворень Лапласа від цих функцій

$$I_{\lambda}^{+} \left[ \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\lambda x} A(x) dx \right] = \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} A(x) dx, \quad \operatorname{Re} \lambda \geq 0,$$

$$I_{\lambda}^{-} \left[ \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\lambda x} A(x) dx \right] = \int_{-\infty}^0 e^{-\lambda x} A(x) dx, \quad \operatorname{Re} \lambda \leq 0.$$

Неважко переконатися, що (нагадаємо, що виконується рівність  $s - \lambda - \mu = 0$  і  $\lambda \neq 0$ )

$$I_{\lambda}^{+} \left[ a_{\theta}^0(\lambda, \mu, z)E(\lambda, s, z) - \frac{1}{1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]} \right] = E(\lambda, s, z) - 1 + E(0, s, z) \sum_{k>0} \theta^k \varphi_k(\lambda, s, z),$$

$$I_{\mu}^{+} \left[ a_{\theta}^0(\lambda, \mu, z)E(\lambda, s, z) - \frac{1}{1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]} \right] = E(0, s, z) \sum_{k>0} \theta^k \psi_k(\mu, s, z) - \frac{\tilde{g}(\mu)M[\theta^z]}{1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]},$$

де при  $s > 0$ ,  $\operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \geq 0$ ,  $k \in \mathbb{N}$

$$\varphi_k(\lambda, s, z) = M[z^{T_k} e^{-\lambda(\zeta_s^+ + \eta_{T_k} - \xi_{\sigma_k})} e^{-s\xi_{\sigma_k}}; \zeta_s^+(z) + \eta_{T_k} > \xi_{\sigma_k}],$$

$$\psi_k(\mu, s, z) = M[z^{T_k} e^{-\mu(\xi_{\sigma_k} - \zeta_s^+ - \eta_{T_k})} e^{-s(\zeta_s^+ + \eta_{T_k})}; \xi_{\sigma_k} > \zeta_s^+(z) + \eta_{T_k}].$$

Проводячи стандартні факторизаційні міркування (див., наприклад [3, с.115]), із рівності (23) отримаємо

$$R_{\theta}^s(\lambda, z) = \left(1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda)\right) E(0, s, z) \sum_{k>0} \theta^k \varphi_k(\lambda, s, z) + E(\lambda, s, z) - 1,$$

$$Q_0^s(\mu, z) = 1 - F^{-1}(\mu, s, z),$$

$$Q_{\theta}^s(\mu, z) = (1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z])E(0, s, z) \sum_{k>0} \theta^k \psi_k(\mu, s, z) - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z] + Q_0^s(\mu, z).$$

Підставляючи знайдені вирази для функцій  $R_{\theta}^s(\lambda, z)$ ,  $Q_{\theta}^s(\mu, z)$ ,  $Q_0^s(\mu, z)$  в рівняння (18), для  $s > 0$ ,  $\operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \geq 0$ ,  $|\theta|, |z| \leq 1$  отримаємо

$$(s - \lambda - \mu)\tilde{L}_{\theta}^s(\lambda, \mu, z) = F^{-1}(\mu, s, z) - E(\lambda, s, z)(1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z]) -$$

$$-(1 - \tilde{g}(\mu)M[\theta^z])(1 - \frac{z}{\theta}\tilde{f}(\lambda))E(0, s, z) \sum_{k>0} \theta^k [\varphi_k(\lambda, s, z) + \psi_k(\mu, s, z)]. \quad (24)$$



Цією рівністю визначена функція

$$s\tilde{L}_{\theta}^s(\lambda, \mu, z) = M[z^{d(\nu_s)}\theta^{l(\nu_s)}e^{-\lambda\eta(\nu_s)}e^{-\mu\xi(\nu_s)}; \tau > \nu_s], \quad s > 0, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \geq 0, \quad |\theta|, |z| \leq 1.$$

і ми отримали рівність (4) з теореми 2.

За формулою повної ймовірності

$$\begin{aligned} M[z^{d(t)}\theta^{l(t)}e^{-\lambda\eta(t)}e^{-\mu\xi(t)}; B_t] &= M[z^{d(t)}\theta^{l(t)}e^{-\lambda\eta(t)}e^{\mu\xi(t)}; \tau > t] + \\ &+ \int_0^t M[z^{d(\tau)}, \tau + \varepsilon \in du] M[z^{d(t-u)}\theta^{l(t-u)}e^{-\lambda\eta(t-u)}e^{-\mu\xi(t-u)}; B_{t-u}], \\ M[z^{d(t)}e^{-\mu\xi(t)}; A_t] &= M[z^{d(t)}e^{-\mu\xi(t)}; \tau < t < \tau + \varepsilon] + \\ &+ \int_0^t M[z^{d(\tau)}, \tau + \varepsilon \in du] M[z^{d(t-u)}e^{-\mu\xi(t-u)}; A_{t-u}]. \end{aligned}$$

Із (3) випливає, що  $M[z^{d(\tau)}e^{-s(\tau+\varepsilon)}; \tau < \infty] = 1 - F(s, s, z)^{-1}$ . Тому

$$\begin{aligned} M[z^{d(\nu_s)}\theta^{l(\nu_s)}e^{-\lambda\eta(\nu_s)}e^{-\mu\xi(\nu_s)}; B_{\nu_s}] &= s(1 - M[z^{d(\tau)}e^{-s(\tau+\varepsilon)}; \tau < \infty])^{-1}\tilde{L}_{\theta}^s(\lambda, \mu, z) = \\ &= F(s, s, z)M[z^{d(\nu_s)}\theta^{l(\nu_s)}e^{-\lambda\eta(\nu_s)}e^{-\mu\xi(\nu_s)}; \tau > \nu_s], \end{aligned} \quad (25)$$

$$\begin{aligned} M[z^{d(\nu_s)}e^{-\mu\xi(\nu_s)}; A_{\nu_s}] &= sF(s, s, z) \int_0^{\infty} e^{-st} M[z^{d(t)}e^{-\mu\xi(t)}; \tau < t < \tau + \varepsilon] dt = \\ &= F(s, s, z) \frac{s}{s - \mu} \left\{ F(s, s, z)^{-1} - F(\mu, s, z)^{-1} \right\} = \frac{s}{s - \mu} \left\{ 1 - \frac{F(s, s, z)}{F(\mu, s, z)} \right\}. \end{aligned}$$

Із (14) випливає, що  $F(s, s, z)E(0, s, z) = (1 - \tilde{g}(s)M[z^{\varkappa}])^{-1}$ . Звідси, а також з (24) і (25) отримаємо формулу (5). Теорему 2 доведено.  $\square$

### 3. Розподіл основних характеристик системи обслуговування $G^{\varkappa}|G|1$ .

Ми наведемо ряд наслідків з теореми 2 у припущенні, що система обслуговування починає еволюцію із канонічного початкового стану (в початковий момент часу  $t = 0$  у вільну систему надходить група заявок випадкового об'єму  $\varkappa$ ).

**Наслідок 2.** Нехай  $l(t)$  — довжина черги в системі обслуговування  $G^{\varkappa}|G|1$  в момент часу  $t \geq 0$ . Тоді

$$\begin{aligned} P[l(\nu_s) = k; \tau > \nu_s] &= F(s, s)^{-1}P[l(\nu_s) = k; B_{\nu_s}], \quad k \in \mathbb{N}, \\ P[l(\nu_s) = 0; B_{\nu_s}] &= \frac{F(s, s)}{F(0, s)} + \frac{1}{1 - \tilde{g}(s)} \{b_1(s) - 1\}, \\ P[l(\nu_s) = k; B_{\nu_s}] &= \frac{1}{1 - \tilde{g}(s)} \{P[\varkappa = k] + b_{k+1}(s) - b_k(s)\}, \quad k \in \mathbb{N}^+, \\ P[B_{\nu_s}] &= \frac{F(s, s)}{F(0, s)}, \quad P[A_{\nu_s}] = 1 - \frac{F(s, s)}{F(0, s)}, \end{aligned}$$

де

$$F(\mu, s) = F(\mu, s, 1), \quad E(\lambda, s) = E(\lambda, s, 1),$$

$$b_k(s) = a_k(s) - \sum_{r=1}^{k-1} P[\varkappa = r] a_{k-r}(s), \quad k \in \mathbb{N}^+,$$

$$a_k(s) = M[e^{-s \min\{\xi_{\sigma_k}, \zeta_s^+ + \eta_{T_k}\}}], \quad k \in \mathbb{N}.$$

Якщо завантаження системи  $\rho = M[\varkappa\eta](M[\xi])^{-1} < 1$ , то існує  $\lim_{t \rightarrow \infty} l(t) = l$  — довжина черги в системі обслуговування, що перебуває в стаціонарному режимі і

$$P[l = 0; B] = \rho - (M[\xi])^{-1} b_1, \quad P[l = k; B] = (M[\xi])^{-1} (b_k - b_{k+1}), \quad k \in \mathbb{N}^+,$$

$$P[A] = 1 - \rho, \quad P[B] = \rho,$$

де  $b_k = a_k - \sum_{r=1}^{k-1} P[\varkappa = r] a_{k-r}$  при  $k \in \mathbb{N}_+$ ,  $a_k = M[\min\{\xi_{\sigma_k}, \zeta^+ + \eta_{T_k}\}]$ ,  $k \in \mathbb{N}$ ,  $P[A]$  ( $P[B]$ ) — ймовірність застати в стаціонарному режимі систему вільною (відповідно зайнятою).

Для доведення наслідку необхідно прийняти в (6)  $z = 1$ ,  $\mu = 0$ , а в (4), (5),  $\lambda = \mu = 0$ ,  $z = 1$  і прирівняти коефіцієнти при  $\theta^k$  в правій і лівій частинах отриманих рівностей.

**Наслідок 3.** Нехай  $\varkappa \equiv 1$  і завантаження класичної системи обслуговування  $G|G|1$   $\rho = M[\eta](M[\xi])^{-1} < 1$ . Тоді

$$P[l = 0; B] = \rho - (M[\xi])^{-1} b_1, \quad P[l = k; B] = (M[\xi])^{-1} (b_k - b_{k+1}), \quad P[A] = 1 - \rho, \quad P[B] = \rho,$$

де  $b_k = a_k - a_{k-1}$  при  $k \in \mathbb{N}_+$ ,  $a_k = M[\min\{\xi_k, \zeta^+\}]$ ,  $k \in \mathbb{N}$ ,  $\zeta^+ \doteq \sup_{n \geq 0} \{\eta_n - \xi_n\}$

Для доведення наслідку досить помітити, що при  $\varkappa \equiv 1$

$$\varkappa_n = n, \quad n \in \mathbb{N}; \quad \sigma_k = k, \quad T_k = 0, \quad k \in \mathbb{N}.$$

**Наслідок 4.** Нехай  $d(t)$  — кількість заявок, виконаних системою  $G^\varkappa|G|1$  на інтервалі  $[0, t]$ , включаючи і заявку, що перебуває в момент часу  $t$  на обслуговуючому пристрої. Тоді

$$M[z^{d(\nu_s)}; B_{\nu_s}] = z \frac{F(s, s, z)}{F(0, s, z)} \times \frac{1 - \tilde{f}(s)}{1 - z\tilde{f}(s)}, \quad M[z^{d(\nu_s)}; A_{\nu_s}] = 1 - \frac{F(s, s, z)}{F(0, s, z)},$$

$$M[z^{d(\nu_s)}] = 1 - \frac{F(s, s, z)}{F(0, s, z)} \times \frac{1 - z}{1 - z\tilde{f}(s)}, \quad M[z^{d(\nu_s)}; \tau > \nu_s] = zF(0, s, z)^{-1} \times \frac{1 - \tilde{f}(s)}{1 - z\tilde{f}(s)},$$

$$M[z^{d(\tau)} e^{-s\tau}; \tau < \infty] = 1 - F(0, s, z)^{-1}. \quad (26)$$

Для доведення наслідку необхідно вибрати в рівностях (4)–(6)  $\lambda = \mu = 0$ ,  $\theta = 1$ .

Відмітимо, що рівності (26) задають розподіл процесу  $d(t)$ ,  $t \geq 0$ , який описує вихідний потік обслугованих заявок в системі обслуговування  $G^\varkappa|G|1$ .

**Наслідок 5.** Нехай  $h(t)$  — кількість заявок, що надійшли в систему обслуговування  $G^{\varkappa}|G|1$  на інтервалі  $[0, t]$ . Тоді

$$\begin{aligned} M[z^{h(\nu_s)}; B_{\nu_s}] &= \frac{F(s, s, z)}{F(0, s, z)} - \frac{1 - M[z^{\varkappa}]}{1 - \tilde{g}(s)M[z^{\varkappa}]}, & M[z^{h(\nu_s)}; A_{\nu_s}] &= 1 - \frac{F(s, s, z)}{F(0, s, z)}, \\ M[z^{h(\nu_s)}] &= M[z^{\varkappa}] \frac{1 - \tilde{g}(s)}{1 - \tilde{g}(s)M[z^{\varkappa}]}, & M[z^{h(\tau)}e^{-s\tau}; \tau < \infty] &= 1 - F(0, s, z)^{-1}, \\ M[z^{h(\nu_s)}; \tau > \nu_s] &= F(0, s, z)^{-1} - F(s, s, z)^{-1} \frac{1 - M[z^{\varkappa}]}{1 - \tilde{g}(s)M[z^{\varkappa}]}, \end{aligned} \quad (27)$$

Для доведення наслідку необхідно вибрати в рівностях (4)–(6)  $\lambda = \mu = 0$ ,  $\theta = z$ .

Відмітимо, що рівності (27) задають розподіл процесу  $\{h(t), t \geq 0\}$ , який описує вхідний потік заявок в системі обслуговування  $G^{\varkappa}|G|1$ .

Припустимо, що в момент часу  $t \geq 0$  в систему обслуговування надходить група заявок. Через  $w(t)$  позначимо час очікування початку обслуговування першої заявки із цієї групи. Випадкову величину  $w(t)$  називають також віртуальним часом очікування.

**Наслідок 6.** Нехай  $w(t)$  — віртуальний час очікування початку обслуговування для першої заявки в групі, що надійшла в момент часу  $t \geq 0$  в систему обслуговування  $G^{\varkappa}|G|1$  з канонічною початковою умовою. Тоді

$$P[w(\nu_s) = 0] = 1 - \frac{F(s, s)}{F(0, s)},$$

$$M[e^{-\lambda w(\nu_s)}; B_{\nu_s}] = \frac{s}{s - \lambda} \left\{ \frac{F(s, s)}{F(0, s)} - M[e^{-\lambda \zeta_s^+}] \frac{1 - M[e^{-\lambda \eta_{\varkappa}}]}{1 - \tilde{g}(s)} \right\},$$

$$M[e^{-\lambda w(\nu_s)}] = 1 + \frac{\lambda}{s - \lambda} \times \frac{F(s, s)}{F(0, s)} - \frac{s}{s - \lambda} M[e^{-\lambda \zeta_s^+}] \frac{1 - M[e^{-\lambda \eta_{\varkappa}}]}{1 - \tilde{g}(s)}, \quad s > 0, \quad \operatorname{Re} \lambda \geq 0.$$

Якщо завантаження системи  $\rho = M[\eta_{\varkappa}](M[\xi])^{-1} < 1$ , то існує  $\lim_{t \rightarrow \infty} w(t) = w$  — віртуальний час очікування в системі обслуговування, що знаходиться в стаціонарному режимі і

$$M[e^{-\lambda w}] = 1 - \rho + \rho M[e^{-\lambda(\zeta^+ + \hat{\eta}_{\varkappa})}], \quad \operatorname{Re} \lambda \geq 0,$$

де

$$\zeta^+ \doteq \sup_{n \geq 0} \{\eta_{\varkappa_n} - \xi_n\},$$

$$M[e^{-\lambda \zeta^+}] = \exp \left\{ \sum_{n > 0} \frac{1}{n} M[e^{-\lambda(\eta_{\varkappa_n} - \xi_n)} - 1; \eta_{\varkappa_n} > \xi_n] \right\}, \quad \operatorname{Re} \lambda \geq 0,$$

$$P[\hat{\eta}_{\varkappa} < x] = \frac{1}{M[\eta_{\varkappa}]} \int_0^x P[\eta_{\varkappa} > u] du.$$

Для доведення наслідку необхідно в рівностях (5), (6) вибрати  $\mu = 0$ ,  $z = 1$ ,  $\theta = \tilde{f}(\lambda)$ . Відзначимо, що віртуальний час очікування для системи  $G|G|1$  вивчався в [4].

**Наслідок 7.** Нехай  $\xi(t)$  — час, через який після моменту  $t \geq 0$  в систему обслуговування надійде чергова група заявок. Тоді

$$M[e^{-\mu\xi(\nu_s)}; \tau > \nu_s] = \frac{s}{s - \mu} \left\{ F(\mu, s)^{-1} - F(s, s)^{-1} \frac{1 - \tilde{g}(\mu)}{1 - \tilde{g}(s)} \right\},$$

$$M[e^{-\mu\xi(\nu_s)}; B_{\nu_s}] = \frac{s}{s - \mu} \left\{ \frac{F(s, s)}{F(\mu, s)} - \frac{1 - \tilde{g}(\mu)}{1 - \tilde{g}(s)} \right\},$$

$$M[e^{-\mu\xi(\nu_s)}; A_{\nu_s}] = \frac{s}{s - \mu} \left\{ 1 - \frac{F(s, s)}{F(\mu, s)} \right\}, \quad M[e^{-\mu\xi(\nu_s)}] = \frac{s}{s - \mu} \times \frac{\tilde{g}(\mu) - \tilde{g}(s)}{1 - \tilde{g}(s)}.$$

Якщо завантаження системи  $\rho < 1$ , то існує  $\lim_{t \rightarrow \infty} \xi(t) = \xi^*$  — час, через який надійде група заявок в систему, що перебуває в стаціонарному режимі і

$$\xi^* \doteq \hat{\xi}, \quad M[e^{-\mu\xi^*}; B] = M[e^{-\mu\hat{\xi}}] - (1 - \rho)M[e^{-\mu\hat{\varepsilon}}], \quad M[e^{-\mu\xi^*}; A] = (1 - \rho)M[e^{-\mu\hat{\varepsilon}}],$$

де  $P[\hat{\varepsilon} < y] = \frac{1}{M[\varepsilon]} \int_0^y P[\varepsilon > u] du$ ,  $M[e^{-\mu\varepsilon}] = 1 - F(\mu, 0)^{-1}$ ,  $P[\hat{\xi} < y] = \frac{1}{M[\xi]} \int_0^y P[\xi > u] du$ .

Для доведення наслідку необхідно в рівностях (4)–(6) вибрати  $\theta = z = 1$ ,  $\lambda = 0$ .

**Наслідок 8.** Нехай  $\eta(t)$  — час, через який закінчиться обслуговування заявки, що перебуває в момент часу  $t \geq 0$  на обслуговуючому пристрої. Тоді

$$M[e^{-\lambda\eta(\nu_s)}; \tau > \nu_s] = \frac{s}{s - \lambda} F(0, s)^{-1} \frac{\tilde{f}(\lambda) - \tilde{f}(s)}{1 - \tilde{f}(s)},$$

$$M[e^{-\lambda\eta(\nu_s)}; B_{\nu_s}] = \frac{s}{s - \lambda} \times \frac{F(s, s)}{F(0, s)} \times \frac{\tilde{f}(\lambda) - \tilde{f}(s)}{1 - \tilde{f}(s)}.$$

Якщо завантаження системи  $\rho < 1$ , то існує  $\lim_{t \rightarrow \infty} \eta(t) = \eta^*$  — час, через який закінчиться обслуговування заявки в системі, що знаходиться в стаціонарному режимі і  $M[e^{-\lambda\eta^*}; B] = \rho M[e^{-\lambda\hat{\eta}}]$ , де  $P[\hat{\eta} < x] = \frac{1}{M[\eta]} \int_0^x P[\eta > u] du$ .

Для доведення наслідку необхідно в рівностях (4), (5) вибрати  $\theta = z = 1$ ,  $\mu = 0$ .

**Наслідок 9.** Нехай  $\varepsilon(t)$  — загальний час перебування системи обслуговування  $G^{\times}|G|1$  в незайнятому стані на інтервалі  $[0, t]$ . Тоді

$$M[e^{-\mu\varepsilon(\nu_s)}; A_{\nu_s}] = \frac{s}{s + \mu} \left\{ 1 - \frac{F(s + \mu, s)}{F(0, s)} \right\}, \quad M[e^{-\mu\varepsilon(\nu_s)}; B_{\nu_s}] = \frac{F(s + \mu, s)}{F(0, s)},$$

$$M[e^{-\mu\varepsilon(\nu_s)}] = \frac{s}{s + \mu} + \frac{\mu}{s + \mu} \times \frac{F(s + \mu, s)}{F(0, s)}, \quad s > 0, \operatorname{Re} \mu \geq 0.$$

При  $M[\xi] < M[\eta_{\times}]$  існує  $\lim_{t \rightarrow \infty} \varepsilon(t) = \varepsilon^*$  — загальний час перебування системи обслуговування у незайнятому стані на нескінченному інтервалі

$$M[e^{-\mu\varepsilon^*}] = \frac{F(\mu, 0)}{F(0, 0)} \quad \Rightarrow \quad \varepsilon^* \doteq \zeta^- = \sup_{n \geq 0} \{\xi_n - \eta_{\times n}\},$$

де  $M[e^{-\mu\zeta^-}] = \exp\left\{ \sum_{n > 0} \frac{1}{n} M[e^{-\mu(\xi_n - \eta_{\times n})}] - 1; \quad \xi_n > \eta_{\times n} \right\}$ ,  $\operatorname{Re} \mu \geq 0$ .

*Доведення.* Правильні наступні рівності

$$M[e^{-\mu\varepsilon(t)}; B_t] = P[\tau > t] + \int_0^t M[e^{-\mu\varepsilon}, \tau + \varepsilon \in du] M[e^{-\mu\varepsilon(t-u)}; B_{t-u}],$$

$$M[e^{-\mu\varepsilon(t)}; A_t] = M[e^{-\mu(t-\tau)}; \tau < t < \tau + \varepsilon] + \int_0^t M[e^{-\mu\varepsilon}, \tau + \varepsilon \in du] M[e^{-\mu\varepsilon(t-u)}; A_{t-u}].$$

Але з (3) випливає  $M[e^{-\mu\varepsilon} e^{-s(\tau+\varepsilon)}; \tau < \infty] = 1 - F(s + \mu, s)^{-1}$ . Тому

$$M[e^{-\mu\varepsilon(\nu_s)}; B_{\nu_s}] = sF(s + \mu, s) \int_0^{\infty} e^{-st} P[\tau > t] dt = \frac{F(s + \mu, s)}{F(0, s)},$$

$$\begin{aligned} M[e^{-\mu\varepsilon(\nu_s)}; A_{\nu_s}] &= sF(s + \mu, s) \int_0^{\infty} e^{-st} M[e^{-\mu(t-\tau)}, \tau < t < \tau + \varepsilon] dt = \\ &= \frac{s}{s + \mu} F(s + \mu, s) \{F(s + \mu, s)^{-1} - F(0, s)^{-1}\}. \end{aligned}$$

□

Для класичної системи  $G|G|1$ , яка є частковим випадком системи  $G^{\varkappa}|G|1$  при  $\varkappa \equiv 1$ , теореми і наслідки спрощуються, позаяк у цьому випадку

$$\varkappa_n = n, \quad n \in \mathbb{N}; \quad \sigma_k = k, \quad T_k = 0, \quad k \in \mathbb{N}.$$

Прикладом таких спрощень є наслідок 3.

Відзначимо основні складові розробленого нами методу розв'язування рівнянь, що виникають при дослідженні систем обслуговування загального вигляду [5, 8, 9] і граничних функціоналів для різниці процесів відновлення [2, 6, 7]:

1) За математичну модель приймається трикомпонентний процес Маркова з двома лінійними компонентами (у цій статті, з двома спадними лінійними компонентами).

2) Застосовуються заміни змінних

$$s - \lambda - \mu = 0, \quad s > 0, \quad \operatorname{Re} \lambda, \operatorname{Re} \mu \in [0, s]; \quad \theta = z\tilde{f}(\lambda), \quad \operatorname{Re} \lambda \geq 0, \quad |z| \leq 1,$$

за яких рівняння спочатку спрощуються і ядро факторизації виникає автоматично.

3) Ключову роль при розв'язуванні рівнянь відіграє лема, яка дозволяє ефективно розв'язувати рівняння і отримувати розподіли функціоналів у явному вигляді.

## ЛІТЕРАТУРА

1. Пرابху Н. Стохастические процессы теории запасов. — Москва: Мир, 1984. — 184 с.
2. Ежов И.И., Каданков В.Ф. *О распределении максимума разности независимых процессов восстановления с дискретным временем* // УМЖ. — 1998. — Т.50, №10. — С.1426–1432.
3. Боровков А.А. Вероятностные процессы в теории массового обслуживания, — М.:Наука, 1972. — 368 с.

4. Lindley D.V. *The theory of queues with a single server* // Proc. Cambr. Phil. Soc. – 1952. – V.48, №2. – P.277–287.
5. Ежов И.И. *О распределении длины очереди в классической системе  $G|G|1$  с дискретным временем* // Доклады АН России. – 1993. – Т.332, №4. – С.408–410.
6. Ежов И.И., Каданков В.Ф. *Граничные функционалы для полунепрерывной разности процессов восстановления с дискретным временем* // УМЖ. – 1993. – Т.45, №12. – С.1710–1713.
7. Ежов И.И., Каданков В.Ф. *О производящей функции времени достижения границы полунепрерывной разностью независимых процессов восстановления с дискретным временем* // УМЖ. – 2000. – Т.52, №4. – С.553–561.
8. Ежов И.И., Каданков В.Ф. *О распределении числа требований в системе обслуживания  $D_\eta|D_\xi^z|1$*  // УМЖ. – 2000. – Т.52, №8. – С.1075–1081.
9. Ежов И.И., Каданков В.Ф. *Граничные функционалы для разности неординарных процессов восстановления с дискретным временем* // УМЖ. – 2000. – Т.52, №10. – С.1345–1356.

Інститут математики НАН України,  
Україна, 01601, Київ 4, вул.Терещенківська, 3  
kadankov@imath.kiev.ua

Надійшло 19.06.2000  
Після переробки 11.06.2001