

И. И. Ежов, В. Ф. Каданков (Ин-т математики НАН Украины, Киев)

## ГРАНИЧНЫЕ ФУНКЦИОНАЛЫ ДЛЯ РАЗНОСТИ НЕОРДИНАРНЫХ ПРОЦЕССОВ ВОССТАНОВЛЕНИЯ С ДИСКРЕТНЫМ ВРЕМЕНЕМ

For a difference of independent renewal processes, we find distribution of the principal boundary-value functionals. We obtain the distribution of number of demands entering the queueing system  $D_{\eta}^{\delta} | D_{\xi}^{\kappa} | 1$  in the transient and stationary operating conditions.

Для різниці неординарних процесів відновлення знайдено розподіл основних граничних функціоналів. Отримано розподіл числа вимог у перехідному та стаціонарному режимах функціонування системи обслуговування  $D_{\eta}^{\delta} | D_{\xi}^{\kappa} | 1$ .

1. Пусть  $\eta, \xi, \kappa, \delta \in N_+ = \{1, 2, \dots\}$  — независимые случайные величины с конечными средними значениями. Зафиксируем вероятностное пространство  $(\Omega, F, P)$  и введем на нем независимые случайные последовательности

$$\{\eta_n; n \geq 0\}, \{\xi_n; n \geq 0\}, \{\kappa_n; n \geq 0\}, \{\delta_n; n \geq 0\}, \quad n \in N = \{0, 1, \dots\}, \quad (1)$$

с такими свойствами:

$$\begin{aligned} \eta_0 &= \xi_0 = \kappa_0 = \delta_0 = 0, & \eta_n &= \eta'_1 + \dots + \eta'_n, & \eta'_i &\doteq \eta, \\ \xi_n &= \xi'_1 + \dots + \xi'_n, & \xi'_i &\doteq \xi, & \kappa_n &= \kappa'_1 + \dots + \kappa'_n, & \kappa'_i &\doteq \kappa, \\ \delta_n &= \delta'_1 + \dots + \delta'_n, & \delta'_i &\doteq \delta, & i &\in N_+. \end{aligned}$$

Символ  $\doteq$  означает совпадение распределений соответствующих случайных величин.

Для каждого  $n \in N$  положим

$$\begin{aligned} \alpha_n &= \max\{k \geq 0: \xi_k \leq n\}, & \beta_n &= \max\{k \geq 0: \eta_k \leq n\}, & s(n) &= \kappa_{\alpha_n} - \delta_{\beta_n}, \\ \xi^+(n) &= n - \xi_{\alpha_n}, & \eta^+(n) &= n - \eta_{\beta_n}, & S_n^+ &= \{s(n), \xi^+(n), \eta^+(n)\}, \end{aligned} \quad (2)$$

$$\xi^-(n) = \xi_{\alpha_{n+1}} - n, \quad \eta^-(n) = \eta_{\beta_{n+1}} - n, \quad S_n^- = \{s(n), \xi^-(n), \eta^-(n)\}.$$

Поясним вероятностный смысл введенных случайных процессов:

$\alpha_n \in N, n \geq 0$ , — процесс восстановления, порожденный случайной последовательностью  $\{\xi_n; n \geq 0\}$ ;

$\beta_n \in N, n \geq 0$ , — процесс восстановления, порожденный случайной последовательностью  $\{\eta_n; n \geq 0\}$ ;

$s(n) \in Z = \{0, \pm 1, \dots\}, n \geq 0$ , — разность независимых неординарных процессов восстановления;

$S_n^+ \in Z \times N^2, n \geq 0$ , — марковский процесс, сопутствующий процессу  $s(n), n \geq 0$ , с возрастающими ступенчатыми компонентами  $\xi^+(n), \eta^+(n)$ ;

$S_n^- \in Z \times N^2, n \geq 0$ , — марковский процесс, сопутствующий процессу  $s(n), n \geq 0$ , с убывающими ступенчатыми компонентами  $\xi^-(n), \eta^-(n)$ .

В настоящей работе найдено распределение основных граничных функционалов для процесса  $s(n), n \geq 0$ , и распределение числа требований в системе обслуживания  $D_{\eta}^{\delta} | D_{\xi}^{\kappa} | 1$  в переходном и стационарном режимах, в предположении, что случайная величина  $\delta$  имеет геометрическое распределение

$$P[\delta = n] = (1-b)b^{n-1}, \quad n \in N_+.$$

Введем на вероятностном пространстве  $(\Omega, F, P)$  вспомогательные случайные элементы, порожденные случайными величинами  $\eta, \xi, \kappa, \delta$  и случайными последовательностями (1):

1)  $\{\xi_n; n \geq 0\}$  — случайная последовательность такая, что

$$\varepsilon_0 = 0, \quad \varepsilon_n = \varepsilon'_1 + \dots + \varepsilon'_n, \quad \varepsilon'_i = \varepsilon \in \{0, 1\}, \quad i \in N_+,$$

$$M[u^\varepsilon] = b + (1-b)u, \quad |u| \leq 1;$$

2)  $\hat{\eta}, \hat{\xi} \in N$  — целочисленные неотрицательные случайные величины с распределениями

$$P[\hat{\eta} = i] = P[\eta > i](M[\eta])^{-1}, \quad P[\hat{\xi} = j] = P[\xi > j](M[\xi])^{-1}, \quad i, j \in N;$$

3)  $\{\sigma_k, T_k; k \geq 0\}$  — момент первого достижения случайной последовательностью  $\{\kappa_n, n \geq 0\}$  уровня  $k \geq 0$  и величина перескока через этот уровень соответственно:

$$\sigma_k = \min\{n \geq 0; \kappa_n \geq k\}, \quad T_k = \kappa_{\sigma_k} - k, \quad k \in N.$$

Совместная производящая функция тройки  $\{\sigma_k, T_k; k \geq 0\}$  имеет вид

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

4)  $\zeta_t^+ \in N, t \in [0, 1)$ , — целочисленная неотрицательная случайная величина с производящей функцией

$$M[u^{\zeta_t^+}] = \exp \left\{ \sum_{n > 0} \frac{1}{n} M[(u^{\eta_{\varepsilon_n}} - 1)t^{\xi_n}; \eta_{\varepsilon_n} > \xi_n] \right\}, \quad |u| \leq 1, \quad t \in [0, 1);$$

5)  $\zeta_t^- \in N, t \in [0, 1)$ , — целочисленная неотрицательная случайная величина с производящей функцией

$$M[v^{\zeta_t^-}] = \exp \left\{ \sum_{n > 0} \frac{1}{n} M[(v^{\xi_n - \eta_{\varepsilon_n}} - 1)t^{\eta_{\varepsilon_n}}; \xi_n > \eta_{\varepsilon_n}] \right\}, \quad |v| \leq 1, \quad t \in [0, 1).$$

Будем считать, что случайные величины  $\zeta_t^+, \zeta_t^-$  независимы от последовательности (1) и  $\{\varepsilon_n, n \geq 0\}$ . Отметим, что

$$\zeta^+ = \lim_{t \rightarrow 1} \zeta_t^+ \doteq \sup_{n \geq 0} \{\eta_{\varepsilon_n} - \xi_n\}, \quad \zeta^- = \lim_{t \rightarrow 1} \zeta_t^- \doteq \sup_{n \geq 0} \{\xi_n - \eta_{\varepsilon_n}\}.$$

Пусть

$$\tau_k^+ = \inf\{n > 0: s(n) > k/S_0^+ = (0, 0, 0)\}, \quad k \in N,$$

— момент первого перескока процессом  $s(n), n \geq 0$ , верхнего уровня  $k \in N$ .  
Справедлива следующая теорема.

**Теорема 1.** Пусть  $k \in N, t \in [0, 1)$ . Тогда

$$\begin{aligned} & M[t^{\tau_k^+}; \tau_k^+ < \infty] = \\ & = \frac{1}{1-b} \{M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_t^+ + \eta_{\varepsilon_{\sigma_k}} > \xi_{\sigma_k}] - bM[t^{\xi_{\sigma_{k+1}}}; \zeta_t^+ + \eta_{\varepsilon_{\sigma_{k+1}}} > \xi_{\sigma_{k+1}}]\}. \end{aligned}$$

**Следствие 1.** Пусть  $b = 0$ . Тогда

$$P[\delta = 1, \varepsilon = 1] = 1, \quad s(n) = \kappa_{\alpha_n} - \beta_n$$

и

$$M[t^{\tau_k^+}; \tau_k^+ < \infty] = M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_t^+ + \eta_{T_k} > \xi_{\sigma_k}], \quad k \in N,$$

где

$$M[u^{\zeta_t^+}] = \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[(u^{\eta_{\kappa_n} - \xi_n} - 1)t^{\xi_n}; \eta_{\kappa_n} > \xi_n] \right\}, \quad |u| \leq 1, \quad t \in [0, 1).$$

Этот результат получен в работе [1].

**Следствие 2.** Пусть  $b = 0, \kappa \equiv 1$ . Тогда

$$P[\delta = 1, \varepsilon = 1] = P[\sigma_k = k, T_k = 0] = 1, \quad s(n) = \alpha_n - \beta_n$$

и

$$M[t^{\tau_k^+}; \tau_k^+ < \infty] = M[t^{\xi_k}; \zeta_t^+ > \xi_k], \quad k \in N,$$

где

$$M[u^{\zeta_t^+}] = \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[(u^{\eta_n - \xi_n} - 1)t^{\xi_n}; \eta_n > \xi_n] \right\}, \quad |u| \leq 1, \quad t \in [0, 1).$$

Пусть

$$\mu_n^+ = \max \{s(0), \dots, s(n)/S_0^+ = (0, 0, 0)\}.$$

Справедлива следующая теорема.

**Теорема 2.** Пусть  $v(t)$  — геометрически распределенная случайная величина с параметром  $t$ :  $P[v(t) = n] = (1-t)t^n, n \in N, t \in [0, 1)$ . Тогда

$$P[\mu_{v(t)} = k] = M[\eta][a_k(t) - b a_{k+1}(t)], \quad k \in N,$$

где

$$a_k(t) = M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_t^+ + \hat{\eta} + \eta_{\varepsilon_{T_k}} = \xi_{\sigma_k}].$$

Если  $M[\kappa\eta](1-b) < M[\xi]$ , то

$$P[\mu^+ = k] = M[\eta]\{P[\zeta^+ + \hat{\eta} + \eta_{\varepsilon_{T_k}} = \xi_{\sigma_k}] - P[\zeta^+ + \hat{\eta} + \eta_{\varepsilon_{T_{k+1}}} = \xi_{\sigma_{k+1}}]\}, \quad k \in N.$$

При  $M[\kappa\eta](1-b) > M[\xi]$   $P[\mu^+ = k] = 1$ .

Пусть

$$\tau_k^-(i, j) = \inf \{n > 0: s(n) < -k/S_0^- = (0, i, j)\}, \quad k, i, j \in N,$$

— момент первого перескока процессом  $s(n), n \geq 0$ , нижнего уровня  $-k \leq 0$ .

**Теорема 3.** Пусть  $k, i, j \in N$ . Тогда

$$M[t^{\tau_k^-(i, j)}; \tau_k^-(i, j) < \infty] = t M[t^{i+\eta_{\varepsilon_k}}; j + \zeta_t^- > i + \eta_{\varepsilon_k}].$$

**Следствие 3.** Пусть  $b = 0$ . Тогда

$$P[\delta = 1, \varepsilon = 1] = 1, \quad s(n) = \kappa_{\alpha_n} - \beta_n$$

и

$$M[t^{\tau_k^-(i, j)}; \tau_k^-(i, j) < \infty] = t M[t^{i+\eta_k}; j + \zeta_t^- > i + \eta_k],$$

где

$$M[v^{\zeta_t^-}] = \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[(v^{\xi_n - \eta_{\kappa_n}} - 1)t^{\eta_{\kappa_n}}; \xi_n > \eta_{\kappa_n}] \right\}, \quad |v| \leq 1, \quad t \in [0, 1).$$

**Следствие 4.** Пусть  $k = 0$  и  $\tau_0^-(i, j)$  — момент первого выхода процесса  $s(n)$ ,  $n \geq 0$  ( $S_0^- = (0, i, j)$ ), в отрицательную полуплоскость. Тогда

$$M[t^{\tau_0^-(i, j)}; \tau_0^-(i, j) < \infty] = M[t^{i+1}; \zeta_t^- > i - j].$$

Пусть  $k, i, j \in N$  и

$$\mu_n^-(i, j) = \min\{s(0), \dots, s(n) / S_0^- = (0, i, j)\}, \quad \mu^-(i, j) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n^-(i, j).$$

**Следствие 5.** Пусть  $v(t)$  — геометрически распределенная случайная величина с параметром  $t \in [0, 1)$ . Тогда

$$M[\mu_{v(t)}^-(i, j) < -k] = tM[t^{i+\eta_{e_k}}; j + \zeta_t^- > i + \eta_{e_k}], \quad k, i, j \in N.$$

Если  $M[\kappa\eta](1-b) > M[\xi]$ , то

$$M[\mu^-(i, j) < -k] = P[j + \zeta^- > i + \eta_{e_k}], \quad k, i, j \in N.$$

При  $M[\kappa\eta](1-b) < M[\xi]$   $P[\mu^-(i, j) = -\infty] = 1$ .

2. Перейдем к определению системы обслуживания  $D_{\eta}^{\delta} | D_{\xi}^{\kappa} | 1$ . Рассмотрим однородную цепь Маркова  $\{Y_n; n \geq 0\}$  с фазовым пространством  $N \cup N^3$  и такими переходными вероятностями за один шаг:

$$\begin{aligned} P[(k, i, j) \rightarrow (k, i+1, j+1)] &= P[\eta > i+1, \xi > j+1 / \eta > i, \xi > j], \\ P[(k, i, j) \rightarrow (k+r, 0, j+1)] &= P[\eta = i+1, \delta = r, \xi > j+1 / \eta > i, \xi > j], \quad r \in N_+, \\ P[(k, i, j) \rightarrow (k-r, i+1, 0)] &= P[\xi = j+1, \kappa = r, \eta > i+1 / \eta > i, \xi > j], \quad r = \overline{1, k}, \\ P[(k, i, j) \rightarrow (i+1)] &= P[\xi = j+1, \kappa > k, \eta > i+1 / \eta > i, \xi > j], \\ P[(k, i, j) \rightarrow (k+r, 0, 0)] &= P[\eta = i+1, \xi = j+1, \delta - \kappa = r / \eta > i, \xi > j], \quad r \geq -k, \\ P[(k, i, j) \rightarrow (0)] &= P[\eta = i+1, \xi = j+1, \delta - \kappa < k / \eta > i, \xi > j], \\ P[(i) \rightarrow (i+1)] &= P[\eta > i+1 / \eta > i], \end{aligned}$$

$$P[(i) \rightarrow (r, 0, 0)] = P[\eta = i+1, \delta = r+1 / \eta > i], \quad r \in N, \quad k, i, j \in N.$$

Так введенная случайная последовательность  $\{Y_n; n \geq 0\}$  описывает эволюцию одноканальной системы обслуживания с такими свойствами.

1. Требования на обслуживающий прибор поступают группами. Размеры групп — случайные величины, распределенные одинаково с  $\delta$ . Группы требований поступают через независимые, распределенные одинаково с  $\eta$  промежутки времени.

2. Требования обслуживаются группами. Пусть  $n_0, n_1$  — два последовательных момента, в которых заканчивается обслуживание очередных групп требований. Если в момент  $n_1$  в системе было  $k$  требований и  $\rho^*$  — число требований, обслуженных в этот момент, то  $(n_1 - n_0, \rho^*) \doteq (\xi, \min\{k, \kappa\})$ .

3. Длина очереди неограничена. Под числом требований, находящихся в системе, будем понимать общее количество требований, которые находятся в очереди и на обслуживающем приборе.

Событие  $\{Y_n = (k, i, j)\}$ ,  $k, i, j \in N$ , эквивалентно следующему состоянию системы: в момент времени  $n$  в системе находится  $k+1$  требование; последнее поступление группы требований произошло в момент  $n-i$ ; последнее обслуживание группы требований произошло в момент  $n-j$ .

Событие  $\{Y_n = (i)\}$ ,  $i \in N$ , равносильно такому состоянию системы: в момент времени  $n$  система свободна от требований; с момента последнего поступления группы требований прошло  $i$  единиц времени.

Так введеную систему обслуживания будем обозначать символом  $D_{\eta}^{\delta} | D_{\xi}^{\kappa} | 1$ . Справедлива следующая теорема.

**Теорема 4.** Пусть  $Y_0 = (0)$  и  $i \in N, k, i, j \in N^3$ . Тогда

$$P[Y_{v(t)} = (k, i, j)] = M[t^{\eta}] \frac{1-t}{1-M[t^{\eta}]} P[\eta > i, \xi > j] M[t^{i+\eta_{\epsilon_k}}; i + \eta_{\epsilon_k} = j + \zeta_r^-] c(t),$$

$$P[Y_{v(t)} = (i)] =$$

$$= \frac{1-t}{1-M[t^{\eta}]} P[\eta > i] \left\{ t^i - M[\xi] M[t^{\eta}] \sum_{k \geq 0} M[t^{i+\eta_{\epsilon_k}}; i + \eta_{\epsilon_k} = \hat{\xi} + \zeta_r^-] c(t) \right\},$$

где

$$c^{-1}(t) = \frac{F^{-1}(1, t)}{1-b} + M[\xi] \sum_{r \geq 0} M[t^{\eta_{\epsilon_r}}; 1 + \hat{\xi} + \zeta_r^- = \eta_{\epsilon_r}],$$

$$F(1, t) = \exp \left\{ \sum_{n > 0} \frac{1}{n} M[t^{\eta_{\epsilon_n}}; \xi_n \geq \eta_{\epsilon_n}] \right\}.$$

Для  $n \in N$  положим

$$s_n = \begin{cases} 0, & \text{если } Y_n \in N; \\ k+1, & \text{если } Y_n = (k, i, j), (k, i, j) \in N^3. \end{cases}$$

Случайная последовательность  $\{s_n; n \geq 0\}$  описывает эволюцию числа требований, находящихся в системе обслуживания.

**Следствие 6.** Пусть  $Y_0 = (0), i \in N$ . Тогда

$$P[s_{v(t)} = k+1] = M[t^{\eta}] \frac{1-t}{1-M[t^{\eta}]} M[\xi] M[\eta] M[t^{\hat{\eta}+\eta_{\epsilon_k}}; \hat{\eta} + \eta_{\epsilon_k} = \hat{\xi} + \zeta_r^-] c(t),$$

$$P[s_{v(t)} = 0] =$$

$$= \frac{1-t}{1-M[t^{\eta}]} M[\eta] \left\{ M[t^{\hat{\eta}}] - M[\xi] M[t^{\eta}] \sum_{k \geq 0} M[t^{\hat{\eta}+\eta_{\epsilon_k}}; \hat{\eta} + \eta_{\epsilon_k} = \hat{\xi} + \zeta_r^-] c(t) \right\}.$$

**Следствие 7.** Пусть  $\rho = M[\xi] (M[\eta] M[\kappa] (1-b))^{-1} < 1$  и

$$\Pi_k^{ij} = \lim_{n \rightarrow \infty} P[Y_n = (k, i, j)], \quad \Pi^i = \lim_{n \rightarrow \infty} P[Y_n = (i)], \quad k, i, j \in N,$$

— стационарное распределение цепи Маркова  $\{Y_n; n \geq 0\}$ . Тогда

$$\Pi^i = P[\hat{\eta} = i] \left\{ 1 - M[\xi] \sum_{k \geq 0} P[i + \eta_{\epsilon_k} = \hat{\xi} + \zeta_r^-] c \right\},$$

$$\Pi_k^{ij} = P[\hat{\eta} = i, \xi = j] P[i + \eta_{\epsilon_k} = j + \zeta_r^-] c,$$

где

$$c^{-1} = c^{-1}(1) = \frac{F^{-1}(1, 1)}{1-b} + M[\xi] \sum_{r \geq 1} P[1 + \hat{\xi} + \xi^- = \eta_{\epsilon_r}],$$

$$F(1, 1) = \exp \left\{ \sum_{n > 0} \frac{1}{n} P[\xi_n \geq \eta_{\epsilon_n}] \right\}.$$

**Следствие 8.** Пусть  $\rho < 1$  и

$$\Pi_k = \lim_{n \rightarrow \infty} P[s_n = k], \quad k \in N,$$

— стационарное распределение числа требований, находящихся в системе обслуживания. Тогда

$$\Pi_0 = 1 - M[\xi] \sum_{k \geq 0} P[\hat{\eta} + \eta_{\epsilon_k} = \hat{\xi} + \zeta^-]c,$$

$$\Pi_{k+1} = M[\xi]P[\hat{\eta} + \eta_{\epsilon_k} = \hat{\xi} + \zeta^-]c, \quad k \in N.$$

3. Перейдем к доказательству теоремы 1. Пусть  $n \in N$  и

$$\eta^+(n) = n - \eta_{\beta_n}, \quad \xi^+(n) = n - \xi_{\alpha_n}, \quad S_n^+ = \{s(n), \eta^+(n), \xi^+(n)\}.$$

Согласно (1), (2), случайная последовательность  $\{S_n^+; n \geq 0\}$  начинает эволюцию из состояния  $(0, 0, 0)$  и принимает значения из множества  $Z \times N^2$ . Легко проверить, что она является цепью Маркова, однородной по времени и по первой компоненте, и имеет такие переходные вероятности за один шаг:

$$P[(k, i, j) \rightarrow (k, i+1, j+1)] = P[\eta > i+1, \xi > j+1/\eta > i, \xi > j],$$

$$P[(k, i, j) \rightarrow (k-r, 0, j+1)] = P[\eta = i+1, \delta = r, \xi > j+1/\eta > i, \xi > j], \quad r > 0, \quad (3)$$

$$P[(k, i, j) \rightarrow (k+r, i+1, 0)] = P[\eta > i+1, \xi = j+1, \kappa = r/\eta > i, \xi > j], \quad r > 0,$$

$$P[(k, i, j) \rightarrow (k+r, 0, 0)] =$$

$$= P[\eta = i+1, \xi = j+1, \kappa - \delta = r/\eta > i, \xi > j], \quad r \in Z, \quad k \in Z, \quad i, j \in N.$$

Пусть  $k, i, j \in N$  и

$$\tau_k^+(i, j) = \inf \{n > 0: s(n) > k/S_0^+ = (0, i, j)\}, \quad \tau_k^+ \stackrel{\text{def}}{=} \tau_k^+(0, 0).$$

Положим

$$\varphi_k^{i,j}(t) = M[t^{\tau_k^+(i,j)}; \tau_k^+(i, j) < \infty]P[\eta > i, \xi > j].$$

Согласно переходным вероятностям (3), для этих функций справедливы обратные уравнения Колмогорова:

$$\begin{aligned} \varphi_k^{i,j}(t) &= tP[\xi = j+1, \kappa > k, \eta > i+1] + tP[\eta = i+1, \xi = j+1, \kappa - \delta > k] + \\ &+ t\varphi_k^{i+1, j+1}(t) + t \sum_{r=1}^k P[\xi = j+1, \kappa = r] \varphi_{k-r}^{i+1, 0}(t) + t \sum_{r=1}^k P[\eta = i+1, \delta = r] \varphi_{k+r}^{0, j+1}(t) + \\ &+ t \sum_{r=-\infty}^k P[\eta = j+1, \xi = j+1; \kappa - \delta = r] \varphi_{k-r}^{0, 0}(t). \end{aligned} \quad (4)$$

Поэтому, положив

$$\Phi'_\theta(u, v) = \sum_{k, i, j \geq 0} \theta^k u^i v^j \varphi_k^{i,j}(t) = \sum_{k \geq 0} \theta^k \varphi'_k(u, v), \quad t \in [0, 1), \quad |\theta|, |u|, |v| \leq 1,$$

из (4) получим

$$\begin{aligned} (uv - t)\Phi'_\theta(u, v) &= tM[v^\xi] \frac{u - M[u^\eta]1 - M[\theta^\kappa]}{1 - u} \frac{1 - M[\theta^\kappa]}{1 - \theta} + \\ &+ tM[v^\xi u^\eta] \frac{1 - M[\theta^{\kappa-\delta}]}{1 - \theta} - t\Phi'_\theta(u, 0)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa]) - \\ &- t\Phi'_\theta(0, v)(1 - M[u^\eta \theta^{-\delta}]) + t\Phi'_\theta(0, 0)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])(1 - M[u^\eta \theta^{-\delta}]) - \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & - tM[u^\eta] \sum_{m=0}^{\infty} \hat{\varphi}'_m(t, v)M[\theta^{m-\delta}; m < \delta] - \\
 & - tM[u^\eta v^\xi] \sum_{m=0}^{\infty} \varphi'_m(t, 0)M[\theta^{m+\kappa-\delta}; m + \kappa < \delta], \quad |\theta|, |u|, |v| \leq 1, \quad t \in [0, 1],
 \end{aligned} \tag{5}$$

где

$$\hat{\varphi}'_m(t, v) = \varphi'_m(t, v) - \varphi'_m(t, 0), \quad m \in N.$$

Далее, будем предполагать, что переменные  $u, v$  связаны соотношением

$$uv = t, \quad t \in [0, 1], \quad |u|, |v| \in [t, 1]. \tag{6}$$

Будем также считать, что случайная величина  $\delta$  имеет геометрическое распределение

$$P[\delta = n] = (1 - b)b^{n-1}, \quad n \in N_+,$$

и, следовательно,

$$1 - M[u^\eta \theta^{-\delta}] = 1 - M[u^\eta] \frac{(1 - b)/\theta}{1 - b/\theta} = \frac{1}{1 - b/\theta} \left( 1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta \varepsilon] \right), \quad |\theta| = 1, \tag{7}$$

где

$$\varepsilon \in \{0, 1\}, \quad M[u^\varepsilon] = b + (1 - b)u, \quad |u| \leq 1.$$

Используя равенства (6), (7), из уравнения (5) получаем

$$\begin{aligned}
 M[v^\xi] \frac{u - M[u^\eta]}{1 - u} \frac{1 - M[\theta^\kappa]}{1 - \theta} + M[u^\eta v^\xi] \frac{1 - M[\theta^{\kappa-\delta}]}{1 - \theta} &= \Phi'_\theta(u, 0)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa]) + \\
 + \Phi'_\theta(0, v)(1 - M[u^\eta \theta^{-\delta}]) - \Phi'_\theta(0, 0)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])(1 - M[u^\eta \theta^{-\delta}]) + \\
 + \frac{1 - b}{\theta} \frac{M[u^\eta]}{1 - b/\theta} (\hat{\Phi}'_\theta(0, v) + M[v^\xi b^\kappa] \Phi'_b(0, 0)), \quad |u|, |v| \in [t, 1], \quad |\theta| \leq 1,
 \end{aligned} \tag{8}$$

где  $\hat{\Phi}'_b(t, v) = \Phi'_b(t, v) - \Phi'_b(t, 0)$ .

Полагая в равенстве (8)  $\theta = M[u^\eta \varepsilon]$ , находим

$$\begin{aligned}
 & \frac{1}{1 - b} \frac{1}{1 - u} [(1 - M[v^\xi u^{\eta \varepsilon \kappa}]) - (1 - M[v^\xi])] = \\
 & = \Phi'_{\varepsilon(u)}(u, 0)(1 - M[v^\xi u^{\eta \varepsilon \kappa}]) + \Phi(v, b, t) + \frac{M[v^\xi]}{1 - b},
 \end{aligned} \tag{9}$$

$$|u|, |v| \in [t, 1], \quad t \in [0, 1],$$

где

$$\Phi(v, b, t) = \hat{\Phi}'_b(t, v) + M[v^\xi b^\kappa] \Phi'_b(0, 0), \quad \varepsilon(u) \stackrel{\text{def}}{=} M[u^\eta \varepsilon] = b + (1 - b)M[u^\eta].$$

Поскольку для переменных  $u, v$  выполняется равенство (6), то справедливо факторизационное разложение

$$\begin{aligned}
(1 - M[v^\xi u^{\eta_{\epsilon_{\kappa_n}}}] )^{-1} &= \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[v^{\xi_n} u^{\eta_{\epsilon_{\kappa_n}}} ] \right\} = \\
&= \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[u^{\eta_{\epsilon_{\kappa_n}}} t^{-\xi_n}; \eta_{\epsilon_{\kappa_n}} > \xi_n] \right\} \times \\
&\times \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[v^{\xi_n} t^{-\eta_{\epsilon_{\kappa_n}}}; \xi_n \geq \eta_{\epsilon_{\kappa_n}} ] \right\} = E(u, t)F(v, t), \\
|u|, |v| &\in [t, 1], \quad t \in [0, 1).
\end{aligned}$$

С учетом этого разложения равенство (9) принимает вид

$$\begin{aligned}
\frac{1}{1-b} \frac{1}{1-u} [E^{-1}(u, t) - (1 - M[v^\xi])F(v, t)] &= \Phi'_{E(u)}(u, 0)E^{-1}(u, t) + \\
+ F(v, t) \left( \Phi(v, b, t) + \frac{M[v^\xi]}{1-b} \right), \quad v &= \frac{t}{u}, \quad |u|, |v| \in [t, 1], \quad t \in [0, 1). \quad (10)
\end{aligned}$$

В предположении, что  $f(u)$  — ряд Лорана по переменной  $u$ , обозначим через  $[f(u)]_+$  его правильную часть. Проверяется, что

$$\left[ \frac{1}{1-u} (1 - M[v^\xi])F(v, t) \right]_+ = \frac{1}{1-u} (1 - M[t^\xi])F(t, t) = \frac{1}{1-u} E^{-1}(1, t).$$

Таким образом, из (10) находим

$$\Phi'_{E(u)}(u, 0) = \frac{1}{1-b} \frac{1}{1-u} \left[ 1 - \frac{E(u, t)}{E(1, t)} \right] = \frac{1}{1-b} \frac{1 - M[u^{\xi^+}]}{1-u}, \quad |u| \leq 1, \quad (11)$$

где

$$M[u^{\xi^+}] = \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[(u^{\eta_{\epsilon_{\kappa_n}}} - 1)t^{-\xi_n}; \eta_{\epsilon_{\kappa_n}} > \xi_n] \right\}, \quad |u| \leq 1.$$

Равенство (11) понадобится нам в дальнейшем. Введем обозначения

$$\begin{aligned}
A_\theta^{-1}(u, v) &= \left( 1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta_\epsilon}] \right) (1 - M[v^\xi \theta^\kappa]), \\
A^{-1}(u, v) &= (1 - M[v^\xi u^{\eta_{\epsilon_{\kappa_n}}}], \quad |\theta| = 1, \quad |u|, |v| < 1, \\
a_\theta^0(u, v) &= 1 + a_\theta(u, v) = \sum_{k>0} \theta^k M[v^{\xi_{\sigma_k}} u^{\eta_{\epsilon_{\tau_k}}}.
\end{aligned}$$

Сформулируем важную для дальнейшего изложения лемму.

**Лемма.** *Справедливо равенство*

$$A_\theta(u, v) = A(u, v) \sum_{k \geq 0} \theta^k M[v^{\xi_{\sigma_k}} u^{\eta_{\epsilon_{\tau_k}}}] + A(u, v) \frac{M[u^{\eta_\epsilon}]/\theta}{1 - M[u^{\eta_\epsilon}]/\theta}, \quad |\theta| = 1.$$

Доказательство этой леммы приведено в [2]. Умножая уравнение (8) на  $A_\theta(u, v) \left( 1 - \frac{b}{\theta} \right)$  и выполняя некоторую перегруппировку слагаемых в его левой части, получаем



$$\begin{aligned} & \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - u} \frac{(1 - b/\theta)}{1 - \theta} \frac{1}{1 - M[u^{\eta\varepsilon}]/\theta} - \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - u} \frac{1 - uM[v^\xi]}{1 - \theta} \left(1 - \frac{b}{\theta}\right) A_\theta(u, v) = \\ & = \frac{\Phi'_\theta(u, 0)}{1 - M[u^{\eta\varepsilon}]/\theta} \left(1 - \frac{b}{\theta}\right) + \frac{\Phi'_\theta(0, v)}{1 - M[v^\xi\theta^\kappa]} - \Phi'_\theta(0, 0) + \frac{1 - b}{\theta} M[u^\eta] A_\theta(u, v) \Phi(v, b, t) - \\ & - \frac{M[v^\xi\theta^\kappa]}{(1 - \theta)(1 - M[v^\xi\theta^\kappa])}, \quad |\theta| = 1, \quad |u|, |v| \in [t, 1], \quad t \in [0, 1]. \quad (12) \end{aligned}$$

Пусть  $[f(\theta)]_+$  — правильная часть ряда Лорана, соответствующая  $f(\theta)$ . Проверятся, что

$$\begin{aligned} \left[ \frac{\Phi_\theta(u, 0)}{1 - M[u^{\eta\varepsilon}]/\theta} \left(1 - \frac{b}{\theta}\right) \right]_+ &= \frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta\varepsilon}] \Phi'_{\varepsilon(u)}(u, 0)}{1 - M[u^{\eta\varepsilon}]/\theta} - \\ & - \frac{b}{\theta} \frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \Phi'_{\varepsilon(u)}(u, 0)}{1 - M[u^{\eta\varepsilon}]/\theta} \stackrel{\text{def}}{=} C'_\theta(u, 0), \\ \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - u} \left[ \frac{1 - b/\theta}{1 - \theta} \frac{1}{1 - M[u^{\eta\varepsilon}]/\theta} \right]_+ &= \frac{1}{1 - \theta} \frac{1}{1 - u}, \\ \left[ \frac{1}{\theta} A_\theta(u, v) \right]_+ &= \frac{a_\theta(u, v)}{\theta} A(u, v), \\ \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - u} \left[ \frac{1 - uM[v^\xi]}{1 - \theta} \left(1 - \frac{b}{\theta}\right) A_\theta(u, v) \right]_+ &= \\ & = \frac{1 - uM[v^\xi]}{1 - u} \frac{A(u, v)}{1 - \theta} \left\{ (1 - M[u^\eta]) \left[ a_\theta^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_\theta(u, v) \right] + M[u^\eta] \right\}. \end{aligned}$$

Сравнивая теперь правильные части лорановских рядов, соответствующие правой и левой частям уравнения (12), имеем

$$\begin{aligned} & \frac{1}{1 - u} \frac{1}{1 - \theta} \left\{ 1 - (1 - uM[v^\xi]) A(u, v) \left[ (1 - M[u^\eta]) \left[ a_\theta^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_\theta(u, v) \right] + M[u^\eta] \right] \right\} = \\ & = C'_\theta(u, 0) + \frac{\Phi'_\theta(0, v)}{1 - M[v^\xi\theta^\kappa]} - \Phi'_\theta(0, 0) + \frac{1 - b}{\theta} M[u^\eta] a_\theta(u, v) A(u, v) \Phi(v, b, t) - \\ & - \frac{M[v^\xi\theta^\kappa]}{(1 - \theta)(1 - M[v^\xi\theta^\kappa])}, \quad |\theta| \leq 1, \quad |u|, |v| \in [t, 1], \quad t \in [0, 1]. \quad (13) \end{aligned}$$

Умножая уравнение (9) на  $A(u, v) \left( a_\theta^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_\theta(u, v) \right)$  и используя равенство (11), получаем следующее уравнение:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{1 - u} \frac{1}{1 - \theta} [1 - (1 - uM[v^\xi]) A(u, v)] \left[ a_\theta^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_\theta(u, v) \right] = \\ & = \frac{1}{1 - b} \frac{1 - M[u^\xi]}{1 - u} \left[ a_\theta^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_\theta(u, v) \right] + \\ & + \Phi(v, b, t) A(u, v) \left[ a_\theta^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_\theta(u, v) \right], \quad |u|, |v| \in [t, 1], \quad t \in [0, 1]. \quad (14) \end{aligned}$$

Отметим, что из леммы следует тождество

$$\frac{1}{1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]} = A(u, v) \left\{ a_{\theta}^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_{\theta}(u, v) - \frac{1-b}{\theta} M[u^{\eta}] a_{\theta}(u, v) \right\},$$

$$|\theta| \leq 1, \quad |u|, |v| < 1.$$

Вычитая из (13) равенство (14), проводя необходимые преобразования с использованием последнего замечания, получаем уравнение

$$\begin{aligned} \frac{1}{1-u} \frac{1}{1-\theta} \left\{ \frac{1-b}{1-\theta} - M[u^{\zeta}] \right\} \left[ a_{\theta}^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_{\theta}(u, v) \right] - \left( 1 - \frac{b}{\theta} \right) \frac{\theta}{1-\theta} \frac{1 - M[v^{\xi}]}{1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]} \Big\} = \\ = C_{\theta}'(u, 0) + \frac{\Phi_{\theta}'(0, v)}{1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]} - \Phi_{\theta}'(0, 0) - \frac{\Phi(v, b, t)}{1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]} - \\ - \frac{(1-b)M[v^{\xi}\theta^{\kappa}] - (\theta-b)M[v^{\xi}]}{(1-b)(1-\theta)(1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}])}, \quad |\theta| \leq 1, \quad |u|, |v| \in [t, 1], \quad t \in [0, 1]. \quad (15) \end{aligned}$$

Это равенство — суть равенство рядов Лорана по переменной  $u$  (напомним, что выполняется условие (6)), и если  $[f(u)]_+$  — правильная часть ряда Лорана  $f(u)$ , то нетрудно проверить, что

$$\begin{aligned} \left[ \frac{1}{1-u} \frac{1 - M[v^{\xi}]}{1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]} \right]_+ &= \frac{1}{1-u} \frac{1 - M[t^{\xi}]}{1 - M[t^{\xi}\theta^{\kappa}]}, \\ \left[ \frac{1}{1-u} M[u^{\zeta}] a_{\theta}^0(u, v) \right]_+ &= \frac{1}{1-u} \sum_{k \geq 0} \theta^k M[u^{\zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_k}} - \xi_{\sigma_k}} t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_k}} > \xi_{\sigma_k}] + \\ &+ \frac{1}{1-u} \sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_k}} \leq \xi_{\sigma_k}], \\ \frac{\theta}{1-\theta} \frac{1 - M[t^{\xi}]}{1 - M[t^{\xi}\theta^{\kappa}]} &= \sum_{k \geq 0} \theta^k (1 - M[t^{\xi_{\sigma_k}}]). \end{aligned}$$

Приравнявая теперь правильные части рядов Лорана, находящиеся в левой и правой частях уравнения (15), получаем

$$\begin{aligned} C_{\theta}'(u, 0) &= \frac{1}{1-u} \frac{1}{1-b} \sum_{k \geq 0} \theta^k M[(1-u)^{\zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_k}} - \xi_{\sigma_k}} t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_k}} > \xi_{\sigma_k}] - \\ &- \frac{1}{1-u} \frac{1}{1-b} \sum_{k \geq 0} \theta^k M[(1-u)^{\zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_{k+1}}} - \xi_{\sigma_{k+1}}} t^{\xi_{\sigma_{k+1}}}; \zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_{k+1}}} > \xi_{\sigma_{k+1}}]. \quad (16) \end{aligned}$$

Полагая в этом равенстве  $u=0$ , находим

$$\begin{aligned} C_{\theta}'(0, 0) &= \frac{1}{1-b} \sum_{k \geq 0} \theta^k \{ M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_k}} > \xi_{\sigma_k}] - \\ &- b M[t^{\xi_{\sigma_{k+1}}}; \zeta_i^+ + \eta_{\varepsilon_{T_{k+1}}} > \xi_{\sigma_{k+1}}] \}. \quad (17) \end{aligned}$$

Однако, поскольку

$$\begin{aligned} C_{\theta}'(0, 0) &= \Phi_{\theta}'(0, 0) = \sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\tau_k^+ (0, 0)}; \tau_k^+ (0, 0) < \infty] = \\ &= \sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\tau_k^+}; \tau_k^+ < \infty], \end{aligned}$$

равенство (17) и завершает доказательство теоремы 1.

Перейдем теперь к определению функций  $\Phi'_\theta(u, 0)$ ,  $\Phi'_\theta(0, v)$ ,  $\Phi'_\theta(u, v)$ . Используя определение функций  $C'_\theta(u, 0)$  и равенство (16), получаем

$$\begin{aligned} \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta_\varepsilon}]\right)^{-1} \left\{ \Phi'_\theta(u, 0) \left(1 - \frac{b}{\theta}\right) - \frac{1}{\theta} \Phi'_{\varepsilon(u)}(u, 0) (M[u^{\eta_\varepsilon}] - b) \right\} = \\ = \frac{1}{1-u} \frac{1}{1-b} \sum_{k \geq 0} \theta^k [c_k(u, t) - bc_{k+1}(u, t)], \end{aligned} \tag{18}$$

где

$$\begin{aligned} c_k(u, t) = M[(1-u)^{\zeta_t^+ + \eta_{\varepsilon\tau_k} - \xi_{\sigma_k}} t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_t^+ + \eta_{\varepsilon\tau_k} > \xi_{\sigma_k}], \quad k \in N, \\ \Phi'_{\varepsilon(u)}(u, 0) = \frac{1}{1-b} \frac{1 - M[u^{\zeta_t^+}]}{1-u}. \end{aligned}$$

Из равенства (18) находим

$$\begin{aligned} \Phi'_\theta(u, 0) \left(1 - \frac{b}{\theta}\right) = \frac{1}{1-u} \frac{1}{1-b} \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta_\varepsilon}]\right) \sum_{k \geq 0} \theta^k [c_k(u, t) - bc_{k+1}(u, t)] + \\ + \frac{1}{\theta} (M[u^{\eta_\varepsilon}] - b) \Phi'_{\varepsilon(u)}(u, 0). \end{aligned}$$

Из этого соотношения следуют равенства

$$\Phi'_k(u, 0) = \frac{1}{1-u} \frac{1}{1-b} [c_k(u, t) - M[u^{\eta_\varepsilon}] c_{k+1}(u, t)], \quad k \in N,$$

$$\Phi'_\theta(u, 0) = \sum_{k \geq 0} \Phi'_k(u, 0) = \frac{1}{1-u} \frac{1}{1-b} \left\{ C'_\theta(u) \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta_\varepsilon}]\right) + \frac{1}{\theta} M[u^{\eta_\varepsilon}] c_0(u, t) \right\}, \tag{19}$$

где  $C'_\theta(u) = \sum_{k \geq 0} \theta^k c_k(u, t)$ .

Для определения функции  $\Phi'_\theta(0, v)$  нам потребуется найти функцию  $\Phi(v, b, t)$ . Для этого возвращаемся к уравнению (10). Пусть  $\langle f(v) \rangle_+$  — часть ряда Лорана  $f(v)$ , содержащая слагаемые с положительными показателями степеней переменной  $v$ . Проверяется, что

$$\left\langle \frac{1}{1-t/v} (1 - M[v^\xi]) F(v, t) \right\rangle_+ = \frac{1}{1-t/v} (1 - M[v^\xi]) F(v, t) - \frac{1}{1-t/v} E^{-1}(1, t).$$

Проводя указанное проектирование остальных слагаемых уравнения (10), получаем

$$\begin{aligned} F(v, t) \left( \Phi(v, b, t) + \frac{M[v^\xi]}{1-b} \right) = \frac{1}{1-b} \frac{v}{v-t} E^{-1}(1, t) - \\ - \frac{v}{v-t} (1 - M[v^\xi]) F(v, t) \frac{1}{1-b}, \quad |v| \leq 1. \end{aligned}$$

Из этого равенства находим

$$\begin{aligned} \Phi(v, b, t) = \frac{1}{1-b} \frac{v}{v-t} E^{-1}(1, t) F^{-1}(v, t) - \\ - \frac{v}{v-t} (1 - M[v^\xi]) \frac{1}{1-b} - \frac{M[v^\xi]}{1-b}, \quad |v| \leq 1. \end{aligned} \tag{20}$$

Далее проверяется, что  $(uv = t)$

$$\left\langle \frac{1}{1-u} \left\{ \frac{1-b}{1-\theta} - M[u^{\zeta_t^+}] \left[ a_{\theta}^0(u, v) - \frac{b}{\theta} a_{\theta}(u, v) \right] - \frac{\theta}{1-\theta} \left( 1 - \frac{b}{\theta} \right) \frac{1 - M[v^{\xi}]}{1 - M[v^{\xi}(\zeta)]} \right\} \right\rangle_+ =$$

$$= \frac{v}{v-t} \left\{ \frac{1-b}{1-\theta} - \frac{\theta-b}{1-\theta} \frac{1 - M[v^{\xi}]}{1 - M[v^{\xi}\theta^k]} - \sum_{k \geq 0} \theta^k [d_k(v, t) - b d_{k+1}(v, t)] - \right.$$

$$\left. - \sum_{k \geq 0} \theta^k [c_k(0, t) - b c_{k+1}(0, t)] \right\},$$

где

$$d_k(v, t) = M[v^{\xi_{\sigma_k} - \eta_{\varepsilon_{T_k}} - \zeta_t^+} \eta_{\varepsilon_{T_k}} + \zeta_t^+; \xi_{\sigma_k} \geq \eta_{\varepsilon_{T_k}} + \zeta_t^+],$$

$$c_k(0, t) = M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \eta_{\varepsilon_{T_k}} + \zeta_t^+ > \xi_{\sigma_k}].$$

Проводя операцию проектирования от обеих частей уравнения (15) и выполняя необходимые преобразования, окончательно получаем

$$\Phi'_{\theta}(0, v) = \frac{t}{t-v} \Phi'_{\theta}(0, 0)(1 - M[v^{\xi}\theta^k]) + \frac{1}{1-b} \frac{v}{v-t} E^{-1}(1, t) F^{-1}(v, t) -$$

$$- \frac{t}{v-t} M[v^{\xi}] \frac{1 - M[\theta^k]}{1-\theta} - \frac{v}{v-t} (1 - M[v^{\xi}\theta^k]) \frac{1}{1-b} \sum_{k \geq 0} \theta^k [d_k(v, t) - b d_{k+1}(v, t)].$$

(21)

Для определения функции  $\Phi'_{\theta}(u, v)$  перепишем уравнение (5), учитывая тот факт, что случайная величина  $\delta$  имеет геометрическое распределение. После преобразований получаем

$$\Phi'_{\theta}(u, v) \left( \frac{uv}{t} - 1 \right) = -\Phi'_{\theta}(u, 0)(1 - M[v^{\xi}\theta^k]) - \Phi'_{\theta}(0, v) \left( 1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta_{\varepsilon}}] \right) \frac{1}{1-b/\theta} +$$

$$+ \Phi'_{\theta}(0, 0)(1 - M[v^{\xi}\theta^k]) \left( 1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta_{\varepsilon}}] \right) \frac{1}{1-b/\theta} - \frac{1-b}{\theta} \Phi(v, b, t) \frac{M[u^{\eta}]}{1-b/\theta} +$$

$$+ M[v^{\xi}] \frac{1 - M[u^{\eta}]}{1-u} \frac{1 - M[\theta^k]}{1-\theta} + M[v^{\xi}u^{\eta}] \frac{1}{1-\theta} \left( 1 - \frac{1-b}{\theta-b} M[\theta^k] \right),$$

(22)

$$|u|, |v|, |\theta| \leq 1, \quad t \in [0, 1).$$

Функции  $\Phi'_{\theta}(0, 0)$ ,  $\Phi'_{\theta}(u, 0)$ ,  $\Phi'_{\theta}(0, v)$ ,  $\Phi(v, b, t)$  определены равенствами (17), (19), (20), (21), и, следовательно, равенством (22) определена функция  $\Phi'_{\theta}(u, v)$ .

Теоремы 2–4 приведены без доказательства. Один из функционалов (момент достижения верхней границы) другими методами изучался в [3].

1. *Ежов И. И., Каданков В. Ф.* О производящей функции времени достижения границы непрерывной разностью независимых процессов восстановления с дискретным временем // Укр. мат. журн. – 2000. – 52, № 4. – С. 553–561.
2. *Ежов И. И., Каданков В. Ф.* О распределении максимума разности независимых процессов восстановления с дискретным временем // Там же. – 1998. – 50, № 10. – С. 1426–1432.
3. *Пирджанов Б.* Полумарковское блуждание на суперпозиции двух процессов восстановления // Там же. – 1990. – 42, № 11. – С. 1500–1508.

Получено 06.03.2000