

# О ПРОИЗВОДЯЩЕЙ ФУНКЦИИ ВРЕМЕНИ ДОСТИЖЕНИЯ ГРАНИЦЫ ПОЛУНЕПРЕРЫВНОЙ РАЗНОСТЬЮ НЕЗАВИСИМЫХ ПРОЦЕССОВ ВОССТАНОВЛЕНИЯ С ДИСКРЕТНЫМ ВРЕМЕНЕМ

For a semicontinuous difference of two independent renewal processes, we find generating function for time of intersections of a level.

Для напівнепервної різниці двох незалежних процесів відновлення знайдено твірну функцію часу досягнення межі.

Зафиксируем вероятностное пространство  $(\Omega, F, P)$  и введем на нем независимые случайные блуждания

$$\{\eta_n; n \geq 0\}, \quad \eta_0 = 0, \quad \eta_1 = \eta;$$

$$\{\xi_n, \kappa_n; n \geq 0\}, \quad \xi_0 = \kappa_0 = 0, \quad \xi_1 = \xi, \quad \kappa_1 = \kappa,$$

такие, что  $\eta, \xi, \kappa$  — положительные и целочисленные:  $P[(\eta, \xi, \kappa) \in N_+^3] = 1$ ,  $N_+ = \{1, 2, \dots\}$ . Для каждого  $n \in N = \{0, 1, \dots\}$  положим

$$\alpha_n = \max \{k \geq 0: \xi_k \leq n\}, \quad \beta_n = \max \{k \geq 0: \eta_k \leq n\}, \quad \delta_n = \kappa_{\alpha_n} - \beta_n.$$

Случайная последовательность  $\delta_0, \delta_1, \dots$  начинает эволюцию из состояния 0, принимает значения из множества  $Z = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  и является полунепрерывной снизу разностью независимых процессов восстановления с дискретным временем.

Пусть  $k \in N$  и  $\tau_k = \inf \{n > 0: \delta_n > k\}$  — момент первого перескока последовательностью  $\delta_n, n \geq 0$ , уровня  $k \geq 0$ . Цель настоящей работы — определение производящей функции

$$M[t^{\tau_k}, \tau_k < \infty], \quad k \geq 0.$$

Введем на вероятностном пространстве  $(\Omega, F, P)$  следующие элементы:

1)  $\{\sigma_k, T_k; k \in N\}$  — случайная последовательность, определяемая равенствами

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

2)  $\{\zeta_t; t \in [0, 1)\}$  — неубывающий целочисленный случайный процесс с производящей функцией

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

Отметим, что распределение случайной величины  $\zeta = \lim_{t \rightarrow 1} \zeta_t$  совпадает с распределением  $\sup_{n \geq 0} \{\eta_{\kappa_n} - \xi_n\}$ . Будем считать также, что случайный элемент  $\zeta_t$  не зависит от случайных блужданий  $\{\eta_n; n \geq 0\}, \{\xi_n, \kappa_n; n \geq 0\}$ .

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

$$M[t^{\tau_k}, \tau_k < \infty] = M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_t + \eta_{T_k} > \xi_{\sigma_k}]. \quad (1)$$

*Следствие.* Пусть  $\kappa \equiv 1$ . Тогда

$$P[\sigma_k = k, T_k = 0] = 1, \quad k \in N;$$

$$M[u^{\xi_t}] = \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[(u^{\eta_n} - 1)t^{\xi_n}; \eta_n > \xi_n] \right\}$$

и

$$M[t^{\tau_k}, \tau_k < \infty] = M[t^{\xi_k}; \xi_t > \xi_k]. \quad (2)$$

*Доказательство.* Для обоснования сформулированной теоремы нам понадобится ряд вспомогательных построений и результатов. Пусть  $n \in N$  и

$$\eta(n) = n - \eta_{\beta_n}, \quad \xi(n) = n - \xi_{\alpha_n}, \quad X_n = (\delta_n, \eta(n), \xi(n)).$$

Случайная последовательность  $\{X_n; n \geq 0\}$  стартует 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:

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

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

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

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

где  $(k, r) \in Z \times N_+$ , а  $(i, j)$  принимают такие значения, для которых  $P[\eta > i, \xi > j] > 0$ .

Зафиксируем  $(i, j)$  и обозначим через  $\{X_n(i, j); n \geq 0\} = \{\delta_n(i, j), \eta_n(i, j), \xi_n(i, j); n \geq 0\}$  цепь Маркова с начальным распределением  $(0, i, j)$ , эволюционирующую в фазовом пространстве  $Z \times N^2$  и имеющую переходные вероятности (3). Пусть  $k \in N$  и  $\tau_k^{ij} = \inf(n > 0: \delta_n(i, j) > k)$ . Ясно, что  $\tau_k = \tau_k^{00}$ . Положим

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

Согласно переходным вероятностям (3), эти функции связаны соотношением

$$\frac{1}{t} \varphi_k^{ij}(t) = \varphi_k^{i+1, j+1}(t) + P[\eta = i+1] \varphi_{k+1}^{0, j+1}(t) +$$

$$+ \sum_{r=1}^k P[\xi = j+1, \kappa = r] \varphi_{k-r}^{i+1, 0}(t) +$$

$$+ \sum_{r=1}^{k+1} P[\eta = i+1, \xi = j+1, \kappa = r] \varphi_{k-r+1}^{00}(t) +$$

$$+ P[\eta > i+1, \xi = j+1, \kappa > k] + P[\eta = i+1, \xi = j+1, \kappa > k+1].$$

Поэтому если положить

$$\Phi_{\theta}^t(u, v) = \sum_{k, i, j \geq 0} \theta^k u^i v^j \varphi_k^{ij}(t), \quad t \in [0, 1), \quad |\theta|, |u|, |v| < 1,$$

то из предыдущего соотношения получим

$$\begin{aligned} \left(\frac{uv}{t} - 1\right) \Phi'_\theta(u, v) &= -\Phi'_\theta(u, 0)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa]) - \Phi'_\theta(0, v) \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]\right) + \\ &+ \Phi'_\theta(0, 0) \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]\right) (1 - M[v^\xi \theta^\kappa]) - \\ &- \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \hat{\Phi}'_0(0, v) + \frac{u - M[u^\eta]}{1-u} \times \frac{M[v^\xi] - M[v^\xi \theta^\kappa]}{1-\theta} + \\ &+ M[u^\eta] \frac{M[v^\xi] - \frac{1}{\theta} M[v^\xi \theta^\kappa]}{1-\theta}, \end{aligned} \quad (4)$$

где

$$\hat{\Phi}'_0(0, v) = \Phi'_0(0, v) - \Phi'_0(0, 0).$$

Введем следующие обозначения:

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

$$A(u, v) = (1 - M[v^\xi u^{\eta\kappa}])^{-1}, \quad |\theta| = 1, \quad |u|, |v| < 1,$$

$$a_\theta^0(u, v) = 1 + a_\theta(u, v) = \sum_{k \geq 0} \theta^k M[v^{\xi\sigma_k} \theta^{\eta\tau_k}],$$

$$A_\theta^+(u, v) = A(u, v) a_\theta(u, v), \quad A_\theta^-(u, v) = A(u, v) \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]\right)^{-1}.$$

**Лемма 1.** *Справедливы равенства*

$$A_\theta(u, v) = A_\theta^+(u, v) + A_\theta^-(u, v), \quad (5)$$

$$(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])^{-1} = A(u, v) \left\{ a_\theta^0(u, v) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] a_\theta(u, v) \right\}. \quad (6)$$

**Лемма 2.** *Пусть  $uv = t \in [0, 1]$  и  $|u|, |v| \in [t, 1]$ . Тогда*

$$A(u, v) = E(u, t)F(v, t),$$

где

$$E(u, t) = \exp \left\{ \sum_{n>0} \frac{1}{n} M[t^{\xi_n} u^{\eta\kappa_n - \xi_n}; \eta\kappa_n \geq \xi_n] \right\}, \quad |u| \leq 1,$$

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

Доказательство этих лемм приведено в [1].

Продолжим анализ функционального уравнения (4). Умножая его на  $A_\theta(u, v)$  и полагая  $uv = t$ , получаем

$$\frac{\Phi'_\theta(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]} + \frac{\Phi'_\theta(0, v)}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} - \Phi'_\theta(0, 0) + \frac{1}{\theta} M[u^\eta] A_\theta(u, v) \hat{\Phi}'_0(0, v) =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - u} \times \frac{M[v^\xi] - M[v^\xi \theta^\kappa]}{1 - \theta} A_\theta(u, v) - \\
&- M[v^\xi] \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - \theta} A_\theta(u, v) + \frac{M[v^\xi \theta^\kappa]}{(1 - \theta)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])}, \quad (7) \\
&|\theta| = 1, \quad uv = t.
\end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned}
\left[ \frac{\Phi'_\theta(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]} \right]_+ &= \frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \Phi'_{\eta(u)}(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]}, \quad \eta(u) = M[u^\eta], \\
\left[ \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1 - \theta} A_\theta(u, v) \right]_+ &= \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1 - \theta} A(u, v) a_\theta(u, v) + \\
&+ \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]\right)^{-1} A(u, v) \left( \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1 - \theta} - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \frac{M[v^\xi(1 - u^{\eta\kappa})]}{1 - M[u^\eta]} \right), \\
\left[ \frac{1}{\theta} A_\theta(u, v) \right]_+ &= \frac{1}{\theta} A(u, v) a_\theta(u, v), \\
\left[ \frac{1}{1 - \theta} A_\theta(u, v) \right]_+ &= \frac{1}{1 - \theta} A(u, v) a_\theta(u, v) + \frac{1}{1 - \theta} (1 - M[u^\eta])^{-1} A(u, v).
\end{aligned}$$

Сравнивая теперь правильные части лорановских рядов, соответствующие правой и левой частям уравнения (7), получаем

$$\begin{aligned}
&\frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \Phi'_{\eta(u)}(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]} + \frac{\Phi'_\theta(0, v)}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} - \\
&- \Phi'_\theta(0, 0) + A(u, v) \frac{1}{\theta} M[u^\eta] a_\theta(u, v) \hat{\Phi}'_0(0, v) = \\
&= \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - u} \left(1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]\right)^{-1} A(u, v) \left( \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1 - \theta} - \right. \\
&- \left. \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \frac{M[v^\xi(1 - u^{\eta\kappa})]}{1 - M[u^\eta]} \right) + \frac{M[v^\xi \theta^\kappa]}{(1 - \theta)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])} + \\
&+ \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - u} \times \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1 - \theta} A(u, v) a_\theta(u, v) - \\
&- M[v^\xi] \frac{1 - M[u^\eta]}{1 - \theta} A(u, v) a_\theta(u, v) - \frac{M[v^\xi]}{1 - \theta} A(u, v). \quad (8)
\end{aligned}$$

Из равенства (6) следует

$$A(u, v) \frac{1}{\theta} M[u^\eta] a_\theta(u, v) \Big|_{\theta=0} = A(u, v) - 1.$$

Полагая теперь в уравнении (8)  $\theta = 0$ , получаем

$$\begin{aligned} & \Phi'_{\eta(u)}(u, 0) + A(u, v) \hat{\Phi}'_0(0, v) = \\ & = \frac{M[v^\xi] - M[v^\xi u^{\eta\kappa}]}{1-u} A(u, v) - M[v^\xi] A(u, v). \end{aligned} \quad (9)$$

Вычитая из равенства (8) равенство (9), умноженное на  $a_\theta^0(u, v)$ , имеем

$$\begin{aligned} & -a_\theta^0(u, v) \Phi'_{\eta(u)}(u, v) + \frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \Phi'_{\eta(u)}(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]} + \frac{\Phi'_\theta(0, v)}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} - \\ & - \Phi'_\theta(0, 0) - A(u, v) \left\{ a_\theta^0(u, v) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] a_\theta(u, v) \right\} \hat{\Phi}'_0(0, v) = \\ & = \frac{1 - M[u^\eta]}{1-u} \times \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1-\theta} A(u, v) a_\theta(u, v) + \\ & + \frac{1 - M[u^\eta]}{1-u} \left( 1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \right)^{-1} A(u, v) \left( \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1-\theta} - \right. \\ & \left. - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \frac{M[v^\xi(1 - u^{\eta\kappa})]}{1 - M[u^\eta]} \right) - \frac{M[v^\xi]}{1-\theta} A(u, v) + \frac{M[v^\xi \theta^\kappa]}{(1-\theta)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])} - \\ & - M[v^\xi] \frac{1 - M[u^\eta]}{1-\theta} A(u, v) a_\theta(u, v) + \\ & + M[v^\xi] A(u, v) a_\theta(u, v) - \frac{M[v^\xi] - M[v^\xi u^{\eta\kappa}]}{1-u} A(u, v) [a_\theta(u, v) + 1]. \end{aligned}$$

Это равенство, ввиду (6) и некоторой перегруппировки слагаемых в правой части, можно переписать следующим образом:

$$\begin{aligned} & -a_\theta^0(u, v) \Phi'_{\eta(u)}(u, v) + \frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \Phi'_{\eta(u)}(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]} + \frac{\Phi'_\theta(0, v)}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} - \\ & - \Phi'_\theta(0, 0) - \frac{\hat{\Phi}'_0(0, v)}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} = \\ & = \frac{1 - M[u^\eta]}{1-u} \left( 1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \right)^{-1} A(u, v) \left( \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1-\theta} - \right. \\ & \left. - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \frac{M[v^\xi(1 - u^{\eta\kappa})]}{1 - M[u^\eta]} \right) + \\ & + \frac{1 - M[u^\eta]}{1-u} a_\theta(u, v) A(u, v) \left( \frac{M[v^\xi(1 - \theta^\kappa)]}{1-\theta} - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \frac{M[v^\xi(1 - u^{\eta\kappa})]}{1 - M[u^\eta]} \right) + \\ & + M[v^\xi] A(u, v) a_\theta^0(u, v) - \frac{M[v^\xi]}{1-\theta} A(u, v) - \\ & - M[v^\xi] \frac{1 - M[u^\eta]}{1-\theta} A(u, v) a_\theta(u, v) + \frac{M[v^\xi \theta^\kappa]}{(1-\theta)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])}. \end{aligned} \quad (10)$$

Поскольку (см. (5))

$$A(u, v) \left[ a_{\theta}(u, v) + \left( 1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta}] \right)^{-1} \right] = A_{\theta}(u, v)$$

и (см. (6))

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

то из (10) следует

$$\begin{aligned} -a_{\theta}^0(u, v) \Phi'_{\eta(u)}(u, v) + \frac{\Phi'_{\theta}(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta}] \Phi'_{\eta(u)}(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^{\eta}]} + \frac{\Phi'_{\theta}(0, v)}{1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]} - \\ - \Phi'_{\theta}(0, 0) - \frac{\hat{\Phi}'_0(0, v)}{1 - M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]} = \frac{M[v^{\xi}(\theta^{\kappa} - \theta)]}{(1-\theta)(1-M[v^{\xi}\theta^{\kappa}])} + L, \end{aligned} \quad (11)$$

где

$$\begin{aligned} L = \frac{1-M[u^{\eta}]}{1-u} \left( \frac{M[v^{\xi}(1-\theta^{\kappa})]}{1-\theta} - \frac{M[v^{\xi}(1-u^{\eta\kappa})]}{1-M[u^{\eta}]} \right) A_{\theta}(u, v) = \\ = \frac{1-M[u^{\eta}]}{1-u} \left( \frac{1-M[v^{\xi}\theta^{\kappa}]}{1-\theta} - \frac{1-M[v^{\xi}]}{1-\theta} - \right. \\ \left. - \frac{1-M[v^{\xi}u^{\eta\kappa}]}{1-M[u^{\eta}]} + \frac{1-M[v^{\xi}]}{1-M[u^{\eta}]} \right) A_{\theta}(u, v) = \\ = \frac{1-M[u^{\eta}]}{1-u} \left( \frac{1}{(1-\theta)\left(1-\frac{1}{\theta}M[u^{\eta}]\right)} - \frac{1-M[v^{\xi}]}{1-\theta} A_{\theta}(u, v) + \right. \\ \left. + \frac{1-M[v^{\xi}] - A^{-1}(u, v)}{1-M[u^{\eta}]} A_{\theta}(u, v) \right). \end{aligned} \quad (12)$$

Пусть  $\langle f(\theta) \rangle_+$  — часть ряда Лорана функции  $f(\theta)$ , которая содержит степени  $\theta$  с положительными показателями. Проверяется, что

$$\left\langle \frac{1}{(1-\theta)\left(1-\frac{1}{\theta}M[u^{\eta}]\right)} \right\rangle_+ = \frac{\theta}{(1-\theta)(1-M[u^{\eta}])},$$

$$\langle A_{\theta}(u, v) \rangle_+ = A(u, v) a_{\theta}(u, v),$$

$$\left\langle \frac{1}{1-\theta} A_{\theta}(u, v) \right\rangle_+ = A(u, v) \frac{a_{\theta}(u, v)}{1-\theta} + A(u, v) \frac{\theta}{(1-\theta)(1-M[u^{\eta}])},$$

и поэтому

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

Следовательно,

$$\Phi'_{\eta(u)}(u, 0) = \frac{1}{1-u} (1 - M[u^{\zeta_t}]), \quad (15)$$

где  $\{\zeta_t; 0 \leq t < 1\}$  — неубывающий целочисленный случайный процесс (считаем его не зависящим от случайных блужданий  $\{\eta_n; n \geq 0\}$ ,  $\{\xi_n \eta_n; n \geq 0\}$ ) такой, что

$$M[u^{\zeta_t}] = E^{-1}(1, t) E(u, t).$$

Подставляя (15) в (13), получаем

$$\begin{aligned} & \frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \Phi'_{\eta(u)}(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]} + \frac{\Phi'_\theta(0, v)}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} - \Phi'_\theta(0, 0) - \frac{\hat{\Phi}'_0(0, 0)}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} = \\ & = \frac{M[v^\xi (\theta^\kappa - \theta)]}{(1-\theta)(1 - M[v^\xi \theta^\kappa])} + \\ & + \frac{1}{1-u} \left\{ \frac{1}{1-\theta} - a_\theta^0(u, v) M[u^{\zeta_t}] - \frac{\theta}{1-\theta} \times \frac{1 - M[v^\xi]}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} \right\}, \quad (16) \\ & |\theta| < 1, \quad uv = t \in [0, 1), \quad |u|, |v| \in [t, 1]. \end{aligned}$$

Теперь имеем

$$\begin{aligned} M[u^{\zeta_t}] a_\theta^0(u, v) &= \sum_{k \geq 0} \theta^k M[v^{\xi_{\sigma_k}} u^{\zeta_t + \eta_{T_k}}] = \\ &= \sum_{k \geq 0} \theta^k M[u^{\zeta_t + \eta_{T_k} - \xi_{\sigma_k}} t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_t + \eta_{T_k} > \xi_{\sigma_k}] + \\ &+ \sum_{k \geq 0} \theta^k M[u^{\zeta_t + \eta_{T_k} - \xi_{\sigma_k}} t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_t + \eta_{T_k} \leq \xi_{\sigma_k}], \end{aligned}$$

и если  $|f(u)|_+$  — правильная часть ряда Лорана (по степеням  $u$ ), соответствующая функции  $f(u)$ , то

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

Далее, нетрудно проверить, что

$$\frac{\theta}{1-\theta} \times \frac{1 - M[v^\xi]}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} = \sum_{k \geq 0} \theta^k (1 - M[v^{\xi_{\sigma_k}}])$$

и поэтому

$$\left[ \frac{1}{1-u} \times \frac{\theta}{1-\theta} \times \frac{1 - M[v^\xi]}{1 - M[v^\xi \theta^\kappa]} \right]_+ = \frac{1}{1-u} \sum_{k \geq 0} \theta^k (1 - M[t^{\xi_{\sigma_k}}]).$$

Из приведенных соотношений и (16) следует (для  $|u| \leq 1$ )

$$\frac{\Phi'_\theta(u, 0) - \frac{1}{\theta} M[u^\eta] \Phi'_{\eta(u)}(u, 0)}{1 - \frac{1}{\theta} M[u^\eta]} = \frac{1}{1-u} \left\{ \sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\xi_{\sigma_k}}] - \sum_{k \geq 0} \theta^k M[u^{\zeta_l + \eta_{T_k} - \xi_{\sigma_k}} t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_l + \eta_{T_k} > \xi_{\sigma_k}] - \sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_l + \eta_{T_k} \leq \xi_{\sigma_k}] \right\}.$$

Полагая в этом равенстве  $u = 0$ , получаем

$$\Phi'_\theta(0, 0) = \sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\xi_{\sigma_k}}; \zeta_l + \eta_{T_k} > \xi_{\sigma_k}], \quad (17)$$

а так как

$$\Phi'_\theta(0, 0) = \sum_{k \geq 0} \theta^k M[t^{\tau_k^{00}}, \tau_k^{00} < \infty],$$

то равенство (17) и завершает доказательство теоремы.

1. *Ежов И. И., Кадашков В. Ф.* О распределении максимума разности независимых процессов восстановления с дискретным временем // Укр. мат. журн. — 1998. — 50; № 10. — С. 1426 — 1432.

Получено: 27.07.98.