

Л.А. Нежельская**СОВМЕСТНАЯ ПЛОТНОСТЬ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ДЛИТЕЛЬНОСТИ ИНТЕРВАЛОВ
МОДУЛИРОВАННОГО МАР-ПОТОКА СОБЫТИЙ И УСЛОВИЯ РЕКУРРЕНТНОСТИ ПОТОКА**

Изучается модулированный МАР-поток событий, являющийся одной из адекватных математических моделей информационных потоков событий в цифровых сетях интегрального обслуживания (ISDN). Приводятся явный вид плотности вероятностей длительности интервала между моментами наступления соседних событий потока, а также явный вид совместной плотности вероятностей длительности двух соседних интервалов. Рассматриваются условия рекуррентности потока.

Ключевые слова: модулированный МАР-поток событий; инфинитезимальные характеристики; плотность вероятностей; совместная плотность вероятностей; рекуррентность потока.

Интенсивное развитие компьютерной техники и информационных технологий во многом определило важную сферу приложений теории массового обслуживания – проектирование и создание информационно-вычислительных сетей, телекоммуникационных сетей, которые называют цифровыми сетями интегрального обслуживания – Integrated Service Digital Networks (ISDN). Всё это послужило стимулом к созданию адекватных математических моделей реальных информационных потоков, функционирующих в ISDN, так называемых дважды стохастических потоков событий. В работе [1] дважды стохастический поток определяется как случайный поток событий с интенсивностью, представляющей собой случайный процесс. Дважды стохастические потоки делятся на два класса: к первому классу относятся потоки, интенсивность которых есть непрерывный случайный процесс; ко второму классу относятся потоки, интенсивность которых есть кусочно-постоянный случайный процесс с конечным числом состояний. Второй класс потоков впервые введен в рассмотрение практически одновременно в 1979 г. в статьях [2–4]. В [2, 3] данные потоки названы МС (Markov chain)-потоками; в [4] – MVP (Markov versatile processes)-потоками. Последние начиная с конца 1980-х гг. носят название МАР (Markovian arrival process)-потоков событий. МАР-потоки событий наиболее характерны при описании информационных потоков в реальных телекоммуникационных сетях [5]. В зависимости от смены состояний МС-потоки можно разделить на три типа: 1) синхронные потоки событий [6–11]; 2) асинхронные и обобщённые асинхронные потоки событий [12–17]; 3) полусинхронные и обобщённые полусинхронные потоки событий [18–23]. В [24] введены в рассмотрение МАР-потоки событий первого порядка (собственно МАР-потоки, введенные в [4]) и МАР-потоки событий второго порядка (синхронизированная суперпозиция двух МАР-потоков первого порядка, отличающихся друг от друга исходными параметрами). В [24] показано, что синхронный МС-поток является частным случаем МАР-потока первого порядка; асинхронный, обобщённый асинхронный, полусинхронный и обобщённый полусинхронный МС-потоки являются частным случаем МАР-потока второго порядка.

Режим функционирования системы массового обслуживания непосредственно зависит от параметров МС (МАР)-потока и состояний, в которых находится поток. В реальных ситуациях параметры входящих потоков событий, как правило, неизвестны, либо частично известны, либо (что ещё более ухудшает ситуацию) изменяются со временем. Вследствие этого важными задачами являются задачи оценки в произвольный момент времени состояний [14, 17, 19, 23, 25] и параметров [6–12, 16, 18, 20–22] потока по наблюдениям за этим потоком.

Для решения задачи оценивания (тем или иным статистическим методом) параметров потока необходимо знать вероятностные свойства потока [13, 15, 26]. В настоящей статье рассматривается модулированный МАР-поток событий (относится к классу МАР-потоков событий второго порядка), введённый в работах [27–29] и являющийся обобщением МАР-потока первого порядка [24, 25]. Находятся явные виды плотности вероятностей значений длительности интервала между моментами наступления

соседних событий потока и совместной плотности вероятностей значений длительности двух соседних интервалов.

1. Постановка задачи

Рассматривается модулированный МАР-поток событий с интенсивностью, представляющей собой кусочно-постоянный стационарный случайный процесс $\lambda(t)$ с двумя состояниями: $\lambda(t) = \lambda_1$ либо $\lambda(t) = \lambda_2$ ($\lambda_1 > \lambda_2 \geq 0$). Длительность пребывания процесса $\lambda(t)$ в i -м состоянии зависит от двух случайных величин: 1) первая случайная величина распределена по экспоненциальному закону $F_i^{(1)}(t) = 1 - e^{-\alpha_i t}$, $i = 1, 2$; в момент окончания i -го состояния процесс $\lambda(t)$ переходит с вероятностью единица из i -го состояния в j -е, $i, j = 1, 2$ ($i \neq j$); 2) вторая случайная величина распределена по экспоненциальному закону $F_i^{(2)}(t) = 1 - e^{-\lambda_i t}$, $i = 1, 2$; в момент окончания i -го состояния процесс $\lambda(t)$ переходит с вероятностью $P_1(\lambda_j | \lambda_i)$ в j -е состояние ($i \neq j$) с наступлением события, либо с вероятностью $P_0(\lambda_j | \lambda_i)$ переходит в j -е состояние ($i \neq j$) без наступления события, либо с вероятностью $P_1(\lambda_i | \lambda_i)$ переходит в i -е состояние с наступлением события. При этом $P_0(\lambda_j | \lambda_i) + P_1(\lambda_j | \lambda_i) + P_1(\lambda_i | \lambda_i) = 1$. Случайные величины являются независимыми друг от друга. В сделанных предположениях $\lambda(t)$ – марковский процесс. Матрицы инфинитезимальных характеристик процесса $\lambda(t)$ примут вид

$$D_0 = \begin{vmatrix} -(\alpha_1 + \lambda_1) & \alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1) \\ \alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2) & -(\alpha_2 + \lambda_2) \end{vmatrix}, \quad D_1 = \begin{vmatrix} \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) & \lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1) \\ \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2) & \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2) \end{vmatrix}.$$

Элементами матрицы D_1 являются интенсивности переходов процесса $\lambda(t)$ из состояния в состояние с наступлением события. Недиагональные элементы матрицы D_0 – интенсивности переходов из состояния в состояние без наступления события. Диагональные элементы матрицы D_0 – интенсивности выхода процесса $\lambda(t)$ из своих состояний, взятые с противоположным знаком [3]. Заметим, что в приведённом определении модулированного МАР-потока событий в явном виде не оговаривается, в каком состоянии процесса $\lambda(t)$ наступает событие потока при переходе $\lambda(t)$ из первого (второго) состояния во второе (в первое). Отметим, что в реальных потоках событий, моделями которых являются модулированные МАР-потоки, событие потока (в момент окончания того или иного состояния процесса $\lambda(t)$) наступает с полной определённостью в первом или во втором состоянии процесса $\lambda(t)$. В данной статье при получении формул для плотностей вероятностей данное обстоятельство является несущественным, так как наступление события и переход процесса $\lambda(t)$ из состояния i в состояние j , $i, j = 1, 2$, происходят мгновенно. Вариант возникающей ситуации представлен на рис. 1, где λ_1 и λ_2 – состояния случайного процесса $\lambda(t)$; t_1, t_2, \dots – моменты наступления событий потока.

Процесс $\lambda(t)$ принципиально ненаблюдаемый, а наблюдаемыми являются только временные моменты наступления событий потока t_1, t_2, \dots . Рассматривается стационарный режим функционирования потока. В силу предпосылок в моменты времени наступления событий $t_1, t_2, \dots, t_k, \dots$ последовательность $\{\lambda(t_k)\}$ представляет собой вложенную цепь Маркова, т.е. модулированный МАР-поток обладает марковским свойством, если его эволюцию рассматривать с момента t_k – момента наступления события потока, $k = 1, 2, \dots$.

Обозначим $\tau_k = t_{k+1} - t_k$, $k = 1, 2, \dots$ – значение длительности k -го интервала между соседними событиями потока. Так как рассматривается стационарный режим, то плотность вероятностей значений длительности k -го интервала $p(\tau_k) = p(\tau)$, $\tau \geq 0$, для любого k . В силу этого момент времени t_k наступления события без ограничения общности можно положить равным нулю или, что то же самое, момент наступления события есть $\tau = 0$.

Пусть $(t_k, t_{k+1}), (t_{k+1}, t_{k+2})$ – два смежных интервала, длительности которых есть $\tau_k = t_{k+1} - t_k$ и $\tau_{k+1} = t_{k+2} - t_{k+1}$ соответственно; их расположение на временной оси в силу стационарности потока произвольно. Тогда, полагая $k = 1$, будем рассматривать два соседних интервала $(t_1, t_2), (t_2, t_3)$ с соответствующими значениями длительностей $\tau_1 = t_2 - t_1$ и $\tau_2 = t_3 - t_2$; $\tau_1 \geq 0$, $\tau_2 \geq 0$. При этом $\tau_1 = 0$ соответствует моменту t_1 наступления события потока; $\tau_2 = 0$ соответствует моменту t_2 наступления следующего события потока. Соответствующая совместная плотность вероятностей при этом есть $p(\tau_1, \tau_2)$, $\tau_1 \geq 0$, $\tau_2 \geq 0$.

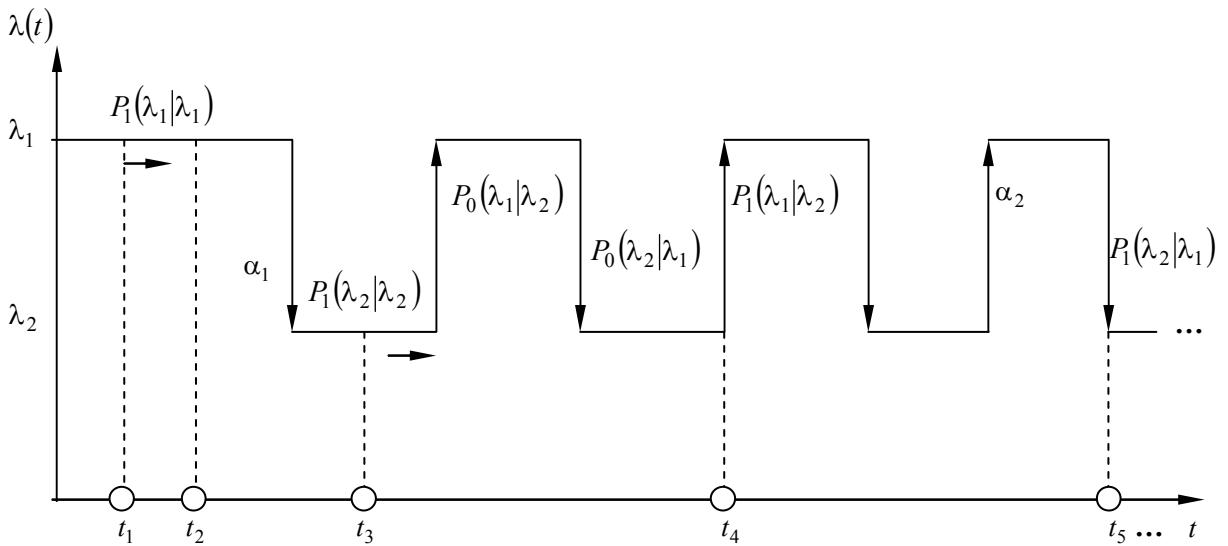


Рис. 1. Модулированный МАР-поток событий

Задача заключается в нахождении явного вида $p(\tau)$ и явного вида $p(\tau_1, \tau_2)$, а также в установлении условий рекуррентности модулированного МАР-потока событий.

2. Вывод плотности вероятностей $p(\tau)$

Введём в рассмотрение вероятности $p_{ij}(\tau)$ того, что на интервале $(0, \tau)$ нет событий модулированного МАР-потока и в момент времени τ значение процесса $\lambda(\tau) = \lambda_j$ при условии, что в момент времени $\tau = 0$ значение процесса $\lambda(0) = \lambda_i$, $i, j = 1, 2$. Тогда для указанных вероятностей справедливы следующие системы дифференциальных уравнений с начальными условиями:

$$\begin{cases} p'_{11}(\tau) = -(\alpha_1 + \lambda_1)p_{11}(\tau) + (\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))p_{12}(\tau), \\ p'_{12}(\tau) = (\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))p_{11}(\tau) - (\alpha_2 + \lambda_2)p_{12}(\tau), \\ p_{11}(0) = 1, p_{12}(0) = 0, \\ \\ p'_{22}(\tau) = -(\alpha_2 + \lambda_2)p_{22}(\tau) + (\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))p_{21}(\tau), \\ p'_{21}(\tau) = (\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))p_{22}(\tau) - (\alpha_1 + \lambda_1)p_{21}(\tau), \\ p_{22}(0) = 1, p_{21}(0) = 0. \end{cases}$$

Решая записанные системы, находим вероятности $p_{ij}(\tau)$, $i, j = 1, 2$, в виде

$$p_{11}(\tau) = \frac{1}{z_2 - z_1} \left[(\lambda_2 + \alpha_2 - z_1) e^{-z_1 \tau} - (\lambda_2 + \alpha_2 - z_2) e^{-z_2 \tau} \right],$$

$$p_{12}(\tau) = \frac{\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1)}{z_2 - z_1} \left[e^{-z_1 \tau} - e^{-z_2 \tau} \right],$$

$$p_{22}(\tau) = \frac{1}{z_2 - z_1} \left[(\lambda_1 + \alpha_1 - z_1) e^{-z_1 \tau} - (\lambda_1 + \alpha_1 - z_2) e^{-z_2 \tau} \right],$$

$$p_{21}(\tau) = \frac{\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2)}{z_2 - z_1} \left[e^{-z_1 \tau} - e^{-z_2 \tau} \right],$$

$$z_1 = \frac{1}{2} \left[(\lambda_1 + \lambda_2 + \alpha_1 + \alpha_2) - \sqrt{(\lambda_1 - \lambda_2 + \alpha_1 - \alpha_2)^2 + 4(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))} \right],$$

$$z_2 = \frac{1}{2} \left[(\lambda_1 + \lambda_2 + \alpha_1 + \alpha_2) + \sqrt{(\lambda_1 - \lambda_2 + \alpha_1 - \alpha_2)^2 + 4(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))} \right], \quad (1)$$

$$0 < z_1 < z_2.$$

С учётом определения модулированного МАР-потока введём $p_{11}(\tau)\lambda_1\Delta\tau P_1(\lambda_1|\lambda_1)+o(\Delta\tau)$ – совместную вероятность того, что без наступления событий потока на интервале $(0,\tau)$ процесс $\lambda(\tau)$ перешёл на этом интервале из первого состояния в первое, на полуинтервале $[\tau, \tau+\Delta\tau]$ произошло окончание первого состояния процесса $\lambda(\tau)$ и процесс $\lambda(\tau)$ на полуинтервале $[\tau, \tau+\Delta\tau]$ перешёл из первого состояния в первое с наступлением события потока. Аналогичные совместные вероятности примут вид

$$\begin{aligned} p_{12}(\tau)\lambda_2\Delta\tau P_1(\lambda_1|\lambda_2)+o(\Delta\tau), \quad p_{12}(\tau)\lambda_2\Delta\tau P_1(\lambda_2|\lambda_2)+o(\Delta\tau), \\ p_{21}(\tau)\lambda_1\Delta\tau P_1(\lambda_1|\lambda_1)+o(\Delta\tau), \quad p_{21}(\tau)\lambda_1\Delta\tau P_1(\lambda_2|\lambda_1)+o(\Delta\tau), \\ p_{22}(\tau)\lambda_2\Delta\tau P_1(\lambda_1|\lambda_2)+o(\Delta\tau), \quad p_{22}(\tau)\lambda_2\Delta\tau P_1(\lambda_2|\lambda_2)+o(\Delta\tau), \\ p_{11}(\tau)\lambda_1\Delta\tau P_1(\lambda_2|\lambda_1)+o(\Delta\tau). \end{aligned}$$

Тогда соответствующие плотности вероятностей запишутся в виде

$$\begin{aligned} \tilde{p}_{11}^{(1)}(\tau) = \lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1) p_{11}(\tau), \quad \tilde{p}_{11}^{(2)}(\tau) = \lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2) p_{12}(\tau), \\ \tilde{p}_{12}^{(1)}(\tau) = \lambda_2 P_1(\lambda_2|\lambda_2) p_{12}(\tau), \quad \tilde{p}_{12}^{(2)}(\tau) = \lambda_1 P_1(\lambda_2|\lambda_1) p_{11}(\tau), \\ \tilde{p}_{21}^{(1)}(\tau) = \lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1) p_{21}(\tau), \quad \tilde{p}_{21}^{(2)}(\tau) = \lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2) p_{22}(\tau), \\ \tilde{p}_{22}^{(1)}(\tau) = \lambda_2 P_1(\lambda_2|\lambda_2) p_{22}(\tau), \quad \tilde{p}_{22}^{(2)}(\tau) = \lambda_1 P_1(\lambda_2|\lambda_1) p_{21}(\tau). \end{aligned}$$

Очевидно, что плотности вероятностей $\tilde{p}_{ij}(\tau)$ того, что без наступления событий потока на интервале $(0,\tau)$ и наступления события в момент τ процесс $\lambda(\tau)$ перейдёт на этом интервале из состояния i в состояние j ($i, j = 1, 2$), запишутся в виде

$$\begin{aligned} \tilde{p}_{11}(\tau) &= \lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1) p_{11}(\tau) + \lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2) p_{12}(\tau), \\ \tilde{p}_{12}(\tau) &= \lambda_2 P_1(\lambda_2|\lambda_2) p_{12}(\tau) + \lambda_1 P_1(\lambda_2|\lambda_1) p_{11}(\tau), \\ \tilde{p}_{21}(\tau) &= \lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1) p_{21}(\tau) + \lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2) p_{22}(\tau), \\ \tilde{p}_{22}(\tau) &= \lambda_2 P_1(\lambda_2|\lambda_2) p_{22}(\tau) + \lambda_1 P_1(\lambda_2|\lambda_1) p_{21}(\tau). \end{aligned} \quad (2)$$

Подставляя (1) в (2), получаем выражения для плотностей вероятностей $\tilde{p}_{ij}(\tau)$, $i, j = 1, 2$, в явном виде.

Поскольку τ – произвольный момент времени, то p_{ij} – вероятности перехода процесса $\lambda(\tau)$ из состояния i в состояние j ($i, j = 1, 2$) за время, которое пройдёт от момента $\tau = 0$ до момента наступления очередного события потока, определяются в виде

$$\begin{aligned} p_{11} &= \int_0^\infty \tilde{p}_{11}(\tau) d\tau = \lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1) \int_0^\infty p_{11}(\tau) d\tau + \lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2) \int_0^\infty p_{12}(\tau) d\tau, \\ p_{12} &= \int_0^\infty \tilde{p}_{12}(\tau) d\tau = \lambda_2 P_1(\lambda_2|\lambda_2) \int_0^\infty p_{12}(\tau) d\tau + \lambda_1 P_1(\lambda_2|\lambda_1) \int_0^\infty p_{11}(\tau) d\tau, \\ p_{21} &= \int_0^\infty \tilde{p}_{21}(\tau) d\tau = \lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1) \int_0^\infty p_{21}(\tau) d\tau + \lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2) \int_0^\infty p_{22}(\tau) d\tau, \\ p_{22} &= \int_0^\infty \tilde{p}_{22}(\tau) d\tau = \lambda_2 P_1(\lambda_2|\lambda_2) \int_0^\infty p_{22}(\tau) d\tau + \lambda_1 P_1(\lambda_2|\lambda_1) \int_0^\infty p_{21}(\tau) d\tau. \end{aligned} \quad (3)$$

Подставляя (1) в (3), находим

$$\begin{aligned} p_{11} &= (z_1 z_2)^{-1} \left[\lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1)(\lambda_2 + \alpha_2) + \lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2)(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2|\lambda_1)) \right], \\ p_{12} &= (z_1 z_2)^{-1} \left[\lambda_1 P_1(\lambda_2|\lambda_2)(\lambda_2 + \alpha_2) + \lambda_2 P_1(\lambda_2|\lambda_2)(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2|\lambda_1)) \right], \\ p_{21} &= (z_1 z_2)^{-1} \left[\lambda_2 P_1(\lambda_1|\lambda_2)(\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1|\lambda_1)(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1|\lambda_2)) \right], \end{aligned}$$

$$p_{22} = (z_1 z_2)^{-1} \left[\lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2) (\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) (\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2)) \right],$$

$$z_1 z_2 = (\lambda_1 + \alpha_1)(\lambda_2 + \alpha_2) - (\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2)). \quad (4)$$

Введём в рассмотрение $\pi_i(0)$ – условную стационарную вероятность того, что процесс $\lambda(\tau)$ в момент времени $\tau = 0$ находится в состоянии i при условии, что в момент времени $\tau = 0$ событие потока наступило, $i = 1, 2$ ($\pi_1(0) + \pi_2(0) = 1$). Тогда, так как $\{\lambda(t_k)\}$ есть вложенная цепь Маркова, то для вероятностей $\pi_i(0)$ справедливы следующие уравнения:

$$\pi_1(0) = p_{11}\pi_1(0) + p_{21}\pi_2(0), \quad \pi_2(0) = p_{12}\pi_1(0) + p_{22}\pi_2(0), \quad (5)$$

где переходные вероятности p_{ij} ($i, j = 1, 2$) определены формулами (4).

Подставляя (4) в (5), получаем

$$\begin{aligned} \pi_1(0) &= \left\{ \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2) (\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) (\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2)) \right\} \left\{ \lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1) (\lambda_2 + \alpha_2) + \right. \\ &\quad \left. + \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2) (\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) (\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2)) + \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2) (\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1)) \right\}^{-1}, \\ \pi_2(0) &= \left\{ \lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1) (\lambda_2 + \alpha_2) + \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2) (\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1)) \right\} \left\{ \lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1) (\lambda_2 + \alpha_2) + \right. \\ &\quad \left. + \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2) (\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) (\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2)) + \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2) (\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1)) \right\}^{-1}. \end{aligned} \quad (6)$$

Плотность вероятностей $p(\tau)$ длительности интервала между соседними событиями в модулированном МАР-потоке примет вид

$$p(\tau) = \sum_{i=1}^2 \pi_i(0) \sum_{j=1}^2 \tilde{p}_{ij}(\tau), \quad \tau \geq 0. \quad (7)$$

Подставляя в (7) сначала (2), затем (1) и (6) и проделывая достаточно трудоёмкие преобразования, получаем явный вид плотности вероятностей $p(\tau)$:

$$\begin{aligned} p(\tau) &= \gamma z_1 e^{-z_1 \tau} + (1 - \gamma) z_2 e^{-z_2 \tau}, \quad \tau \geq 0, \\ \gamma &= \frac{1}{z_2 - z_1} \{ z_2 - \lambda_1 \pi_1(0) [1 - P_0(\lambda_2 | \lambda_1)] - \lambda_2 \pi_2(0) [1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)] \}, \end{aligned} \quad (8)$$

где z_1 и z_2 определены в (1), $\pi_1(0)$ и $\pi_2(0)$ определены в (6). Положив в z_1 и z_2 параметры $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$, получаем плотность вероятностей $p(\tau)$ для МАР-потока [26].

3. Вывод совместной плотности вероятностей $p(\tau_1, \tau_2)$

В моменты времени наступления событий $t_1, t_2, \dots, t_k, \dots$ последовательность $\{\lambda(t_k)\}$ представляет собой вложенную цепь Маркова, поэтому совместная плотность вероятностей значений длительности двух соседних интервалов $p(\tau_1, \tau_2)$ примет вид

$$p(\tau_1, \tau_2) = \sum_{i=1}^2 \pi_i(0) \sum_{j=1}^2 \tilde{p}_{ij}(\tau_1) \sum_{k=1}^2 \tilde{p}_{jk}(\tau_2), \quad (9)$$

где $\tilde{p}_{ij}(\tau_1)$, $\tilde{p}_{jk}(\tau_2)$ – плотности вероятностей, соответствующие переходным вероятностям $p_{ij}(\tau_1)$, $p_{jk}(\tau_2)$ и вычисленные по формулам (2) при $\tau = \tau_1$ и $\tau = \tau_2$. Подставляя в (9) сначала $\tilde{p}_{ij}(\tau_1)$, $\tilde{p}_{jk}(\tau_2)$, затем $p_{ij}(\tau_1)$, $p_{jk}(\tau_2)$, определённые формулами (1) при $\tau = \tau_1$ и $\tau = \tau_2$ и, наконец, $\pi_i(0)$, $i = 1, 2$, определенные в (6), и проделывая необходимые достаточно трудоёмкие преобразования, находим

$$\begin{aligned} p(\tau_1, \tau_2) &= p(\tau_1) p(\tau_2) + \gamma (1 - \gamma) \frac{\lambda_1 \lambda_2}{z_1 z_2} [P_1(\lambda_1 | \lambda_1) P_1(\lambda_2 | \lambda_2) - P_1(\lambda_1 | \lambda_2) P_1(\lambda_2 | \lambda_1)] \times \\ &\quad \times (z_1 e^{-z_1 \tau_1} - z_2 e^{-z_2 \tau_1}) (z_1 e^{-z_1 \tau_2} - z_2 e^{-z_2 \tau_2}), \quad \tau_1 \geq 0, \tau_2 \geq 0, \end{aligned} \quad (10)$$

где $p(\tau_1)$, $p(\tau_2)$, γ определены в (8) для $\tau = \tau_1$ и $\tau = \tau_2$; z_1 и z_2 определены в (1).

Полагая в (10) параметры $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$, получим совместную плотность вероятностей $p(\tau_1, \tau_2)$ для МАР-потока событий [26].

4. Условия рекуррентности модулированного МАР-потока событий

Рассмотрим случаи, при которых модулированный МАР-поток событий становится рекуррентным. С учётом выражения (8) для γ и выражений (6) для $\pi_i(0)$, $i = 1, 2$, находим

$$\begin{aligned} \gamma(1-\gamma) &= \frac{z_1 z_2}{(z_2 - z_1)^2} \left(\lambda_1 [1 - P_0(\lambda_2 | \lambda_1)] - \lambda_2 [1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)] \right) \times \\ &\times \left\{ \pi_1(0) (\lambda_1 [1 - P_1(\lambda_1 | \lambda_1)] + \alpha_1) - \pi_2(0) (\lambda_2 [1 - P_1(\lambda_2 | \lambda_2)] + \alpha_2) \right\} \times \\ &\times \left\{ \lambda_1 [1 - P_0(\lambda_2 | \lambda_1)] (\lambda_2 [1 - P_1(\lambda_2 | \lambda_2)] + \alpha_2) + \lambda_2 [1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)] (\lambda_1 [1 - P_1(\lambda_1 | \lambda_1)] + \alpha_1) \right\}^{-1}. \end{aligned} \quad (11)$$

Анализируя выражение для $\gamma(1-\gamma)$, замечаем:

1) если $\lambda_1 [1 - P_0(\lambda_2 | \lambda_1)] - \lambda_2 [1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)] = 0$, то совместная плотность (10) факторизуется: $p(\tau_1, \tau_2) = p(\tau_1)p(\tau_2)$; подставляя указанные условия в выражение (1) для z_1 , находим $z_1 = \lambda_1 [1 - P_0(\lambda_2 | \lambda_1)]$ либо $z_1 = \lambda_2 [1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)]$; при этом из (8) следует, что $\gamma = 1$ и $p(\tau_i) = z_i e^{-z_i \tau_i}$, $\tau_i \geq 0$, $i = 1, 2$, или $p(\tau) = z_1 e^{-z_1 \tau}$, $\tau \geq 0$;

2) если $\pi_1(0) (\lambda_1 [1 - P_1(\lambda_1 | \lambda_1)] + \alpha_1) - \pi_2(0) (\lambda_2 [1 - P_1(\lambda_2 | \lambda_2)] + \alpha_2) = 0$, то совместная плотность (10) факторизуется: $p(\tau_1, \tau_2) = p(\tau_1)p(\tau_2)$. При этом из (1) следует, что

$$z_1 = \frac{\lambda_1 \lambda_2 [P_1(\lambda_1 | \lambda_2) + P_1(\lambda_1 | \lambda_1) P_0(\lambda_1 | \lambda_2)] + \lambda_1 \alpha_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) + \lambda_2 \alpha_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_2)}{\lambda_2 [1 - P_1(\lambda_2 | \lambda_2)] + \alpha_2}$$

либо

$$z_1 = \frac{\lambda_1 \lambda_2 [P_1(\lambda_2 | \lambda_1) + P_1(\lambda_2 | \lambda_2) P_0(\lambda_2 | \lambda_1)] + \lambda_1 \alpha_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_1) + \lambda_2 \alpha_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_2)}{\lambda_1 [1 - P_1(\lambda_1 | \lambda_1)] + \alpha_1}, \quad (12)$$

и из (8) находим $\gamma = 1$ и $p(\tau_i) = z_i e^{-z_i \tau_i}$, $\tau_i \geq 0$, $i = 1, 2$, т.е. $p(\tau) = z_1 e^{-z_1 \tau}$, $\tau \geq 0$.

Из выражения (10) для совместной плотности вероятностей $p(\tau_1, \tau_2)$ следует третье условие её факторизации: $P_1(\lambda_1 | \lambda_1) P_1(\lambda_2 | \lambda_2) - P_1(\lambda_1 | \lambda_2) P_1(\lambda_2 | \lambda_1) = 0$. Тогда из (6) в результате необходимых преобразований находим

$$\begin{aligned} \pi_1(0) &= \frac{P_1(\lambda_1 | \lambda_1)}{P_1(\lambda_1 | \lambda_1) + P_1(\lambda_2 | \lambda_1)} \quad \text{либо } \pi_1(0) = \frac{P_1(\lambda_1 | \lambda_2)}{P_1(\lambda_1 | \lambda_2) + P_1(\lambda_2 | \lambda_2)}, \\ \pi_2(0) &= \frac{P_1(\lambda_2 | \lambda_1)}{P_1(\lambda_1 | \lambda_1) + P_1(\lambda_2 | \lambda_1)} \quad \text{либо } \pi_1(0) = \frac{P_1(\lambda_2 | \lambda_2)}{P_1(\lambda_1 | \lambda_2) + P_1(\lambda_2 | \lambda_2)}. \end{aligned}$$

Тогда из (8) следует

$$\gamma = \frac{1}{z_2 - z_1} \{z_2 - \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) - \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2)\},$$

$$1 - \gamma = \frac{1}{z_2 - z_1} \{-z_1 + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) + \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2)\}$$

и $p(\tau_i) = \gamma z_1 e^{-z_1 \tau_i} + (1 - \gamma) z_2 e^{-z_2 \tau_i}$, $\tau_i \geq 0$, $i = 1, 2$, т.е. $p(\tau) = \gamma z_1 e^{-z_1 \tau} + (1 - \gamma) z_2 e^{-z_2 \tau}$, $\tau \geq 0$.

Если выполняется одно из перечисленных условий, то тогда модулированный МАР-поток событий будет рекуррентным потоком. Действительно, пусть $p(\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k, \tau_{k+1})$ — совместная плотность вероятностей значений длительностей интервалов $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_{k+1}$, где $\tau_k = t_{k+1} - t_k$, $k = 1, 2, \dots$. Для $k = 1$ имеет место $p(\tau_1, \tau_2) = p(\tau_1)p(\tau_2)$. Докажем факторизацию плотности $p(\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k)$ методом математической индукции. Пусть $p(\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k) = p(\tau_1) \dots p(\tau_k)$. Так как в моменты наступления событий потока t_1, t_2, \dots, t_k последовательность $\{\lambda(t_k)\}$, $k = 1, 2, \dots$, образует вложенную цепь Маркова, то дальнейшее после момента t_k поведение потока не зависит от предыстории. Тогда $p(\tau_1, \dots, \tau_k, \tau_{k+1}) = p(\tau_{k+1} | \tau_1, \dots, \tau_k) p(\tau_1, \dots, \tau_k) = p(\tau_{k+1} | \tau_k) p(\tau_1, \dots, \tau_k)$. Здесь $p(\tau_{k+1} | \tau_k) = p(\tau_k, \tau_{k+1}) / p(\tau_k)$. Так как для двух соседних интервалов (t_k, t_{k+1}) ,

$(t_{k+1}, t_{k+2}), k = 1, 2, \dots$, расположенных на временной оси произвольно, справедливо $p(\tau_k, \tau_{k+1}) = p(\tau_k)p(\tau_{k+1})$, то $p(\tau_{k+1}|\tau_k) = p(\tau_{k+1})$. Таким образом, $p(\tau_1, \dots, \tau_k, \tau_{k+1}) = p(\tau_{k+1})p(\tau_1, \dots, \tau_k)$ или $p(\tau_1, \dots, \tau_k, \tau_{k+1}) = p(\tau_1)p(\tau_2)\dots p(\tau_{k+1})$.

При обсуждении условий рекуррентности необходимо использование результатов, приведённых в [28, 29].

Для первого условия факторизации $\lambda_1[1 - P_0(\lambda_1|\lambda_1)] = \lambda_2[1 - P_0(\lambda_2|\lambda_2)]$ апостериорная вероятность $w(\lambda_1|t)$ первого состояния процесса $\lambda(t)$ в момент t_k наступления события потока имеет вид

$$w(\lambda_1 | t_k + 0) = \frac{[\lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) - \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2)] w(\lambda_1 | t_k - 0) + \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2)}{\lambda_2 [1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)]}.$$

Таким образом, апостериорная вероятность первого состояния процесса $\lambda(t)$ (несмотря на то, что поток рекуррентный и плотность $p(\tau) = z_1 e^{-z_1 \tau}$) зависит от предыстории, т.е. от значений апостериорной вероятности $w(\lambda_1|t)$ в моменты наступления событий t_1, t_2, \dots, t_k . Если ввести дополнительное условие $\lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) = \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2)$, то

$$w(\lambda_1 | t_k + 0) = \frac{P_1(\lambda_1 | \lambda_2)}{1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)}, \quad k = 1, 2, \dots,$$

т.е. апостериорная вероятность $w(\lambda_1|t)$ первого состояния процесса $\lambda(t)$ не будет зависеть от предыстории, а будет определяться лишь её значением в момент наступления события потока. Это значение апостериорной вероятности одинаково для всех моментов времени t_k наступления событий потока, $k = 1, 2, \dots$. Итак, при дополнительном ограничении имеется некоторая близость модулированного МАР-потока событий к простейшему потоку.

Для второго условия факторизации $\pi_1(0)(\lambda_1[1 - P_1(\lambda_1|\lambda_1)] + \alpha_1) - \pi_2(0)(\lambda_2[1 - P_1(\lambda_2|\lambda_2)] + \alpha_2) = 0$ апостериорная вероятность $w(\lambda_1|t)$ первого состояния процесса $\lambda(t)$ в момент t_k также будет зависеть от предыстории, несмотря на то что поток рекуррентный и плотность экспоненциальная: $p(\tau) = z_1 e^{-z_1 \tau}, \tau \geq 0$.

Для третьего условия факторизации $P_1(\lambda_1|\lambda_1)P_1(\lambda_2|\lambda_2) - P_1(\lambda_1|\lambda_2)P_1(\lambda_2|\lambda_1) = 0$ апостериорная вероятность $w(\lambda_1|t)$ первого состояния процесса $\lambda(t)$ в момент t_k наступления события потока имеет вид

$$w(\lambda_1 | t_k + 0) = \frac{P_1(\lambda_1 | \lambda_1)}{P_1(\lambda_1 | \lambda_1) + P_1(\lambda_2 | \lambda_1)} = \pi_1(0), \quad k = 1, 2, \dots.$$

Таким образом, апостериорная вероятность $w(\lambda_1|t)$ не зависит от предыстории, а определяется лишь её (апостериорной вероятности) значением в момент наступления события потока. Итак, в данной ситуации имеется некоторая близость модулированного МАР-потока событий к простейшему потоку в том смысле, что апостериорная вероятность первого состояния процесса $\lambda(t)$ в моменты наступления событий потока принимает постоянное значение.

Заключение

Полученные результаты можно использовать для решения задачи оценивания неизвестных параметров модулированного МАР-потока событий, таких как интенсивности λ_1, λ_2 и вероятности $P_0(\lambda_j|\lambda_i)$, $P_1(\lambda_j|\lambda_i)$, $i, j = 1, 2$. При этом, например, для нахождения оценок, после построения соответствующей функции правдоподобия, можно воспользоваться методом максимального правдоподобия либо применить метод моментов, решив соответствующие системы уравнений.

ЛИТЕРАТУРА

1. Kingman J.F.C. On doubly stochastic Poisson process // Proc. of Cambridge Phylosophical Society. 1964. V. 60, No. 4. P. 923–930.
2. Башарин Г.П., Кокотушкин В.А., Наумов В.А. О методе эквивалентных замен расчета фрагментов связи // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. 1980. № 6. С. 92–99.
3. Башарин Г.П., Кокотушкин В.А., Наумов В.А. О методе эквивалентных замен расчета фрагментов связи // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. 1980. № 1. С. 55–61.
4. Neuts M.F. A versatile Markov point process // Journal of Applied Probability. 1979. V. 16. P. 764–779.
5. Дудин А.Н., Клименок В.И. Системы массового обслуживания с коррелированными потоками. Минск : Изд-во БГУ, 2000. 175 с.

6. Bushlanov I.V., Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Estimating parameters of the synchronous twofold-stochastic flow of events // Automation and Remote Control. 2008. V. 69, No. 9. P. 1517–1533.
7. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Estimation of the dead time period and intensities of the synchronous double stochastic event flow // Radiotekhnika. 2004. No. 10. P. 8–16.
8. Василевская Т.П., Горцов А.М., Нежельская Л.А. Оценивание длительности мёртвого времени и параметров синхронного альтернирующего потока с проявлением либо непроявлением событий // Вестник Томского государственного университета. 2004. № 9 (II). С. 129–138.
9. Горцов А.М., Нежельская Л.А. Оценивание длительности мёртвого времени и параметров синхронного альтернирующего потока событий // Вестник Томского государственного университета. 2003. № 6. С. 232–239.
10. Горцов А.М., Нежельская Л.А. Оценивание параметров синхронного дважды стохастического потока событий методом моментов // Вестник Томского государственного университета. 2002. № 1(I). С. 24–29.
11. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Estimation of the parameters of a synchro-alternating Poisson event flow by the method of moments // Radiotekhnika. 1995. V. 40, No. 7–8. P. 6–10.
12. Леонова М.А., Нежельская Л.А. Оценка максимального правдоподобия длительности мёртвого времени в обобщенном асинхронном потоке событий // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2013. № 2 (23). С. 54–63.
13. Горцов А.М., Леонова М.А., Нежельская Л.А. Совместная плотность вероятностей длительности интервалов обобщенного асинхронного потока событий при непролевающем мёртвом времени // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2012. № 4 (21). С. 14–25.
14. Леонова М.А., Нежельская Л.А. Вероятность ошибки при оценивании состояний обобщенного синхронного потока событий // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2012. № 2 (19). С. 88–101.
15. Gortsev A.M., Nezhelskaya L.A. An asynchronous double stochastic flow with initiation of superfluous events // Discrete Mathematics and Applications. 2011. V. 21, No. 3. P. 283–290.
16. Горцов А.М., Нежельская Л.А. Оценивание параметров асинхронного потока с инициированием лишних событий методом моментов // Вестник Томского государственного университета. 2006. № 18. С. 267–273.
17. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A., Shevchenko, T.I. Estimation of the states of an MC-stream of events in the presence of measurement errors // Russian Physics Journal. 1993. V. 36, No. 12. P. 1153–1167.
18. Калягин А.А., Нежельская Л.А. Оценка длительности мёртвого времени в обобщённом полусинхронном потоке событий // Новые информационные технологии в исследовании сложных структур : материалы Десятой рос. конф. с междунар. участием (9–13 июня 2014 г.). Томск : Издательский Дом Томского государственного университета, 2014. С. 96–97.
19. Горцов А.М., Калягин А.А., Нежельская Л.А. Оптимальная оценка состояний обобщённого полусинхронного потока событий // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2010. № 2 (11). С. 66–81.
20. Горцов А.М., Нежельская Л.А. Полусинхронный дважды стохастический поток событий при продлевающемся мёртвом времени // Вычислительные технологии. 2008. Т. 13, № 1. С. 31–41.
21. Gortsev, A.M., Nezhel'skaya, L.A. Estimation of the dead-time period and parameters of a semi-synchronous double-stochastic stream of events // Measurement Techniques. 2003. V. 46, No. 6. P. 536–545.
22. Горцов А.М., Нежельская Л.А. Оценивание параметров полусинхронного дважды стохастического потока событий методом моментов // Вестник Томского государственного университета. 2002. № 1 (I). С. 18–23.
23. Нежельская Л.А. Оптимальное оценивание состояний полусинхронного потока событий в условиях его частичной наблюдаемости // Вестник Томского государственного университета. 2000. № 269. С. 95–98.
24. Горцов А.М., Нежельская Л.А. О связи МС-потоков и МАР-потоков событий // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2011. № 1 (14). С. 13–21.
25. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A., Solov'ev A.A. Optimal state estimation in map event flows with unextendable dead time // Automation and Remote Control. 2012. V. 73, No. 8. P. 1316–1326.
26. Горцов А.М., Соловьев А.А. Совместная плотность вероятностей длительности интервалов МАР-потока событий и условия его рекуррентности // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2012. № 3 (20). С. 32–41.
27. Нежельская Л.А. Апостериорные вероятности состояний модулированного МАР-потока событий // Новые информационные технологии в исследовании сложных структур : материалы Десятой рос. конф. с междунар. участием (9–13 июня 2014 г.). Томск : Издательский Дом Томского государственного университета, 2014. С. 95–96.
28. Нежельская Л.А. Оптимальная оценка состояний модулированного МАР-потока событий в условиях непролевающегося мёртвого времени // Информационные технологии и математическое моделирование (ИТММ-2014) : материалы XIII Междунар. науч.-практ. конф. им. А.Ф. Терпугова (20–22 ноября 2014 г.). Томск : Изд-во Том. ун-та, 2014. Ч. 2. С. 193–198.
29. Nezhel'skaya L.A. Optimal State Estimation in Modulated MAP Event Flows with Unextendable Dead Time // Communications in Computer and Information Sciences : proceedings of the 13th International Scientific Conference ITMM 2014 named after A.F. Terpugov «Information Technologies and Mathematical Modeling» (November 20-22, 2014). Cham Heidelberg ; New York ; Dordrecht ; London : Springer, 2014. P. 342–350.

Nezhelskaya Luydmila A. (Tomsk State University, Russian Federation).

Joint probability density of the intervals duration in modulated MAP event flows and its recurrence conditions.

Keywords: modulated MAP event flows; infinitesimal characteristics; probability density; joint probability density; flow recurrence conditions.

Consider a modulated MAP flow of events with the intensity represented by a piecewise constant random process $\lambda(t)$ with two states: $\lambda(t) = \lambda_1$ or $\lambda(t) = \lambda_2$ ($\lambda_1 > \lambda_2 \geq 0$). The time when the process $\lambda(t)$ remains at the i th, $i = 1, 2$, state depends on two random values: 1) the first random value has the exponential distribution function $F_i^{(1)}(t) = 1 - e^{-\alpha_i t}$, $i = 1, 2$; when the i th state ends, process $\lambda(t)$ transits with the probability equal one from the i th state to the j th, $i = 1, 2$, ($i \neq j$); 2) the second random value has the exponential distribution function $F_i^{(2)}(t) = 1 - e^{-\lambda_i t}$, $i = 1, 2$; when the i th state ends, process $\lambda(t)$ transits with probability $P_1(\lambda_j | \lambda_i)$ from the i th state to the j th ($i \neq j$) and a flow event occurs or process $\lambda(t)$ transits with probability $P_0(\lambda_j | \lambda_i)$ from the i th state to the j th ($i \neq j$), but the flow event does not occur, or process $\lambda(t)$ transits from the i th state to the i th with probability $P_1(\lambda_i | \lambda_i)$ and a flow event occurs. Here, $P_1(\lambda_j | \lambda_i) + P_0(\lambda_j | \lambda_i) + P_1(\lambda_i | \lambda_i) = 1$; $i = 1, 2$, $i \neq j$.

The first and the second random values are independent from each other. Under these assumptions, $\lambda(t)$ is a Markov process. The infinitesimal characteristics matrices for the process $\lambda(t)$ are as follows:

$$\mathbf{D}_0 = \begin{vmatrix} -(\alpha_1 + \lambda_1) & \alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1) \\ \alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2) & -(\alpha_2 + \lambda_2) \end{vmatrix},$$

$$\mathbf{D}_1 = \begin{vmatrix} \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1) & \lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1) \\ \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2) & \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2) \end{vmatrix}.$$

We consider the stationary operation mode for the flow. Denote by $\tau_k = t_{k+1} - t_k$, $k = 1, 2, \dots$ the value of interval k duration between the neighboring flow events. We may take that the probability density of the interval k duration is $p(\tau_k) = p(\tau)$, $\tau \geq 0$, for any k . Then, we can let $t_k = 0$ without loss of generality, i.e., the moment of the event occurrence is $\tau = 0$. Now, let (t_k, t_{k+1}) , (t_{k+1}, t_{k+2}) be the neighboring intervals with the corresponding duration values $\tau_k = t_{k+1} - t_k$, $\tau_{k+1} = t_{k+2} - t_{k+1}$. Due to the stationary of the flow, the arrangement of the intervals on a time axis is arbitrarily. That is way, we may consider the neighboring intervals (t_1, t_2) , (t_2, t_3) with the corresponding duration values $\tau_1 = t_2 - t_1$, $\tau_2 = t_3 - t_2$; $\tau_1 \geq 0$, $\tau_2 \geq 0$. Here $\tau_1 = 0$ corresponds to the moment t_1 and $\tau_2 = 0$ corresponds to the time moment t_2 when the next event in the flow occurs. The respective joint probability density is defined as $p(\tau_1, \tau_2)$, $\tau_1 \geq 0$, $\tau_2 \geq 0$.

The aim of this article is to obtain the explicit form of the probability density $p(\tau)$ and the joint probability $p(\tau_1, \tau_2)$ and then to formulate the conditions of the flow recurrence. These formulas are obtained and are as follows:

$$p(\tau) = \gamma z_1 e^{-z_1 \tau} + (1 - \gamma) z_2 e^{-z_2 \tau}, \quad \tau \geq 0,$$

$$\gamma = \frac{1}{z_2 - z_1} \left\{ z_2 - \lambda_1 \pi_1(0) [1 - P_0(\lambda_2 | \lambda_1)] - \lambda_2 \pi_2(0) [1 - P_0(\lambda_1 | \lambda_2)] \right\},$$

$$z_1 = \frac{1}{2} \left[(\lambda_1 + \lambda_2 + \alpha_1 + \alpha_2) - \sqrt{(\lambda_1 - \lambda_2 + \alpha_1 - \alpha_2)^2 + 4(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))} \right],$$

$$z_2 = \frac{1}{2} \left[(\lambda_1 + \lambda_2 + \alpha_1 + \alpha_2) + \sqrt{(\lambda_1 - \lambda_2 + \alpha_1 - \alpha_2)^2 + 4(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))} \right], \quad 0 < z_1 < z_2,$$

$$\pi_1(0) = \{\lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2)(\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1)(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))\} \{\lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1)(\lambda_2 + \alpha_2) + \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2)(\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1)(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2))\}^{-1},$$

$$\pi_2(0) = \{\lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1)(\lambda_2 + \alpha_2) + \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2)(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))\} \{\lambda_1 P_1(\lambda_2 | \lambda_1)(\lambda_2 + \alpha_2) + \lambda_2 P_1(\lambda_1 | \lambda_2)(\lambda_1 + \alpha_1) + \lambda_1 P_1(\lambda_1 | \lambda_1)(\alpha_2 + \lambda_2 P_0(\lambda_1 | \lambda_2)) + \lambda_2 P_1(\lambda_2 | \lambda_2)(\alpha_1 + \lambda_1 P_0(\lambda_2 | \lambda_1))\}^{-1}.$$

$$p(\tau_1, \tau_2) = p(\tau_1)p(\tau_2) + \gamma(1 - \gamma) \frac{\lambda_1 \lambda_2}{z_1 z_2} [P_1(\lambda_1 | \lambda_1)P_1(\lambda_2 | \lambda_2) - P_1(\lambda_1 | \lambda_2)P_1(\lambda_2 | \lambda_1)] \times$$

$$\times (z_1 e^{-z_1 \tau_1} - z_2 e^{-z_2 \tau_1}) (z_1 e^{-z_1 \tau_2} - z_2 e^{-z_2 \tau_2}), \quad \tau_1 \geq 0, \tau_2 \geq 0.$$

REFERENCES

- Kingman J.F.C. On doubly stochastic Poisson process. *Proc. of Cambridge Philosophical Society*, 1964, vol. 60, no. 4, pp. 923-930.
- Basharin G.P., Kokotushkin V.A., Naumov V.A. O metode ekvivalentnykh zamen rascheta fragmentov svyazi [On a method of equivalent substitutions for communications network fragments calculation]. *Izvestiya AN SSSR. Tekhnicheskaya kibernetika*, 1980, no. 6, pp. 92-99.

3. Basharin G.P., Kokotushkin V.A., Naumov V.A. O metode ekvivalentnykh zamen rascheta fragmentov svyazi [On a method of equivalent substitutions for communications network fragments calculation]. *Izvestiya AN SSSR. Tekhnicheskaya kibernetika*, 1980, no. 1, pp. 55-61.
4. Neuts M.F. A versatile Markovian point process. *Journal of Applied Probability*, 1979, vol. 16, pp. 764-779. DOI: 10.2307/3213143
5. Dudin A.N., Klimenok V.I. *Sistemy massovogo obsluzhivaniya s korrelirovannymi potokami* [Queueing systems with correlated flows]. Minsk: BGU Publ., 2000. 175 p.
6. Bushlanov, I.V., Gortsev, A.M., Nezhel'skaya, L.A. Estimating parameters of the synchronous twofold-stochastic flow of events. *Automation and Remote Control*, 2008, vol. 69, no. 9, pp. 1517-1533. DOI: 10.1134/S0005117908090075
7. Gortsev, A.M., Nezhel'skaya, L.A. Estimation of the dead time period and intensities of the synchronous double stochastic event flow. *Radiotekhnika*, 2004, no. 10, pp. 8-16.
8. Vasilevskaya T.P., Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Estimation of the dead-time period and parameters of the synchronous alternative flow with displaying or no displaying of events. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2004, no. 9 (II), pp. 129-138. (In Russian).
9. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Otsenivanie dlitel'nosti mertvogo vremeni i parametrov sinkhronnogo al'terniruyushchego potoka sobytiy [Estimation of the dead-time period and parameters of the synchronous alternative flow of events]. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2003, no. 6, pp. 232-239.
10. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Otsenivanie parametrov sinkhronnogo dvazhdy stokhasticheskogo potoka sobytiy metodom momentov [Estimating parameters of the synchronous twofold-stochastic flow of events by the moment method]. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2002, no. 1(I), pp. 24-29.
11. Gortsev, A.M., Nezhel'skaya, L.A. Estimation of the parameters of a synchro-alternating Poisson event flow by the method of moments. *Radiotekhnika*, 1995, vol. 40, no. 7-8, pp. 6-10.
12. Leonova M.A., Nezhel'skaya L.A. Maximum-likelihood estimation of the dead time in a generalized asynchronous flow of events. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2013, no. 2 (23), pp. 54-63. (In Russian).
13. Gortsev A.M., Leonova M.A., Nezhel'skaya L.A. Joint probability density of the intervals duration for generalized asynchronous flow of events with unextendable dead time. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2012, no. 4 (21), pp. 14-25. (In Russian).
14. Leonova M.A., Nezhel'skaya L.A. The probability of wrong decision in the estimation of states of a generalized asynchronous flow of events. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2012, no. 2 (19), pp. 88-101. (In Russian).
15. Gortsev, A.M., Nezhelskaya, L.A. An asynchronous double stochastic flow with initiation of superfluous events. *Discrete Mathematics and Applications*, 2011, vol. 21, no. 3, pp. 283-290. DOI: 10.4213/dma1141
16. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Otsenivanie parametrov asinkhronnogo potoka s initiirovaniem lishnikh sobytiy metodom momentov [Estimating parameters of the asynchronous flow with initiation of superfluous events by moment method]. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2006, no. 18, pp. 267-273.
17. Gortsev, A.M., Nezhel'skaya, L.A., Shevchenko, T.I. Estimation of the states of an MC-stream of events in the presence of measurement errors. *Russian Physics Journal*, 1993, vol. 36, no. 12, pp. 1153-1167.
18. Kalyagin A.A., Nezhel'skaya L.A. [Estimation of the dead time duration in a generalized semi-synchronous flow of events]. *Materialy konferentsii "Novye informatsionnye tekhnologii v issledovanii slozhnykh struktur"* [Proceedings of the 10th Russian conference with international participation “Novel information technologies for studying complex structures”]. Tomsk: Tomsk State University Publ., 2014, pp. 96-97. (In Russian).
19. Gortsev A.M., Kalyagin A.A., Nezhel'skaya L.A. Optimal state estimation for a generalized semi-synchronous flow of events. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naya tekhnika I informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*, 2010, no. 2 (11), pp. 66-81. (In Russian).
20. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Semisynchronous double stochastic flow of events when the dead time is prolonged. *Vychislitel'nye tekhnologii – Computational Technologies*, 2008, vol. 13, no. 1, pp. 31-41. (In Russian).
21. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Estimation of the dead-time period and parameters of a semi-synchronous double-stochastic stream of events. *Measurement Techniques*, 2003, vol. 46, no. 6, pp. 536-545. DOI: 10.1023/A:1025499509015
22. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. Otsenivanie parametrov polusinkhronnogo dvazhdy stokhasticheskogo potoka sobytiy metodom momentov [Estimating parameters of the semi-synchronous double stochastic flow of events by moment method]. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naya tekhnika I informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*, 2002, no. 1 (I), pp. 18-23.
23. Nezhel'skaya L.A. Optimal'noe otsenivaniye sostoyaniy polusinkhronnogo potoka sobytiy v usloviyakh ego chastichestvo nablyudae-mosti [Optimal state estimation of the semi-synchronous flow of events under incomplete observability]. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta – Tomsk State University Journal*, 2000, no. 269, pp. 95-98.
24. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A. On connection of MC flows and MAP flows of events. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naya tekhnika I informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*, 2011, no. 1 (14), pp. 13-21. (In Russian).
25. Gortsev A.M., Nezhel'skaya L.A., Solov'ev A.A. Optimal state estimation in map event flows with unextendable dead time. *Automation and Remote Control*, 2012, vol. 73, no. 8, pp. 1316-1326. DOI: 10.1134/S000511791208005X
26. Gortsev A.M., Solov'ev A.A. The joint density of probability intervals MAP of the flow of events and condition of its recurrence. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naya tekhnika I informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*, 2012, no. 3 (20), pp. 32-41. (In Russian).

27. Nezhel'skaya L.A. [Optimal state estimation for a modulated MAP events flow with unextendable dead time]. *Materialy XIII mezdunarodnoi nauchno-prakticheskoi konferentsii "Informatsionnye tekhnologii i matematicheskoe modelirovanie (ITMM)"* [Proceedings of the 13th International scientific conference named after A.F. Terpugov "Information Technologies and Mathematical Modeling"]. Tomsk: Tomsk State University Publ., 2014, pt. 2, pp. 193-198. (In Russian).
28. Nezhel'skaya L.A. [Optimal State Estimation in Modulated MAP Event Flows with Unextendable Dead Time]. *Informatsionnye tekhnologii i matematicheskoe modelirovanie (ITMM-2014): materialy XIII Mezdunarodnoi nauchno-prakticheskoy konferentsii* [Proceedings of the 13th International scientific conference named after A.F. Terpugov "Information Technologies and Mathematical Modeling"]. Tomsk: Tomsk State University Publ., 2014, pt. 2, pp. 193-198. (In Russian).
29. Nezhel'skaya, L.A. [Optimal State Estimation in Modulated MAP Event Flows with Unextendable Dead Time]. *Communications in Computer and Information Sciences: Proceedings of the 13th International Scientific Conference ITMM 2014 named after A.F. Terpugov "Information Technologies and Mathematical Modeling"*. Cham Heidelberg New York Dordrecht London: Springer, 2014, pp. 342-350.