

ПРЕДЕЛЬНЫЕ РЕДЕЮЩИЕ ПРОЦЕССЫ И РАЗРЕЖЕНИЕ ДВУХ ВЗАИМОДЕЙСТВУЮЩИХ ПРОЦЕССОВ ВОССТАНОВЛЕНИЯ.

Исследование частично поддерживалось грантом Министерства Образования и Науки Украины, проект No 01.07/103.

Виталий А. Гасаненко

gs@imath.kiev.ua или gsn@ckc.com.ua

Институт математики Национальной Академии Наук Украины,
Терещенковская 3, 252601, Киев, Украина.

Ключевые слова: редёющие процессы, коэффициент перемешивания, производящая функция, процессы восстановления.

Резюме. В статье изучаются достаточные условия аппроксимации редёющих процессов с перемешивание процессами восстановления. Также рассматривается приложение полученных результатов к конкретной практической проблеме.

Предельные теоремы для редёющих процессов были получены многими авторами с использованием различных техник [1-8]. В статье [1] была построена первая модель Бернуллиевского разрежения процесса восстановления и получено элегантное доказательство аппроксимации такого рода процессов Пуассоновским процессом. Проблема необходимых и достаточных условий для такого рода аппроксимации была в работах [3, 5]. Общие процедуры построения редёющих процессов из начальных процессов рассматривались в работах. Авторы статей [2, 7, 9, 13] получали новые результаты для конкретных прикладных моделей с помощью доказанных теорем о редёющих процессах.

Эта статья в некоторой степени есть продолжение статьи [9]. В секции 1 доказывается предельная теорема. Доказательство самодостаточно. Оно не использует результатов других авторов. В секции 2 рассматривается приложение полученных результатов к конкретным моделям..

Если мы имеем строго возрастающую почти наверное последовательность положительных случайных величин $\{\tau_i, i \geq 0\}$, $\tau_{i+1} > \tau_i, i \geq 0$, тогда мы можем определить случайный поток точек – событий на временной оси. Момент появления i -го события совпадает с моментом времени τ_i . Любой подпоток этого потока называется редёющим потоком. Таким образом i -ое событие редёющего потока имеет номер $\beta(i)$ в начальном потоке (понятно, что $\beta(i) \geq i$). Вначале мы будем изучать последовательность $\beta(i), i \geq 0$ и затем мы построим эту последовательность для конкретной модели редёющего процесса.

1. Предельная теорема.

Рассмотрим последовательность дискретных случайных величин

$$\xi(t), t \in \{0, 1, 2, \dots\}, \quad \xi(t) \in \{1, 2, \dots\}.$$

Мы собираемся исследовать распределение следующей последовательности

$$\beta(1) = \xi(0), \quad \beta(m+1) = \beta(m) + \xi(\beta(m)), \quad m \geq 1.$$

С этой целью введем следующие объекты

$$\nu(t) = \max \{m \geq 1 : \beta(m) \leq t\}, \quad \alpha(k) = \sup_{x \geq 0} \sup_{A \in F_{\leq x}, B \in F_{\geq x+k}} |P(B/A) - P(B)|,$$

$$\text{здесь } F_{\leq x} = \sigma(\xi(s), s \leq x), \quad F_{\geq x} = \sigma(\xi(s), s \geq x).$$

Утверждение. Следующее неравенство выполняется для любого $x > 0$

$$P(\beta(m) < x) = \max_{t \leq x} P(\xi(t) < \frac{x}{m}) ([x] + 1).$$

Доказательство. Из определения $\beta(m)$ мы имеем

$$\{\beta(m) < x\} \subseteq \bigcap_{i=1}^{[x]+1} \left\{ \xi(i) < \frac{x}{m} \right\}$$

из последнего следует доказательство.

Теперь мы докажем предельную теорему для случайных величин $\beta(m)$ в случай когда процесс

$\xi(t)$ от параметра n . Зависимость от n означает, в этом случае, что последовательность процессов $\xi_n(t)$ должна сходиться к бесконечности (в некотором смысле) при фиксированном t при $n \rightarrow \infty$. Такая ситуация возникает в практических задачах очень часто. Параметр n есть индекс для всех величин, которые определяются процессом $\xi_n(t)$. Например, величина $v(t)$ преобразуется в $v_n(t)$. Пусть $\Rightarrow_{n \rightarrow \infty}$ обозначает слабую сходимость случайных величин или функций распределений. Пусть $N(t)$ равно числу восстановлений на интервале $[0, T]$ процесса восстановления $\left\{ \sum_{k=1}^i \eta_k, i \geq 1 \right\}$. Этот процесс имеет следующее свойство $P(\eta_1 \leq x) = R_1(x)$, $P(\eta_i \leq x) = R_2(x)$, $i \geq 2$. Здесь $R_1(\cdot)$, $R_2(\cdot)$ есть функции распределения.

Теорема 1. Если существует такая последовательность чисел $c_n \rightarrow \infty$, что выполняются следующие условия:

- 1) $\lim_{n \rightarrow \infty} P(\xi_n(0) c_n^{-1} \leq x) = R_1(x)$;
- 2) $\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{0 \leq \delta \leq t} |P(\xi_n([c_n \delta]) c_n^{-1} \leq y) - R_2(y)| = 0$;

δ -- любое положительное число, $t < \infty$, функции $R_i(y)$ есть непрерывные функции распределения для $y > 0$;

- 3) $\lim_{n \rightarrow \infty} \alpha_n(c_n) c_n = 0$,

тогда $v_n(c_n t) \Rightarrow_{n \rightarrow \infty} N(t)$ для каждого фиксированного t .

Доказательство. Мы обозначим через $\beta_k(m)$, $m \geq 1$ последовательность, которая определяется через последовательность $\beta(m)$ при условии $\xi(0) = k$. Так что

$$P(\beta_k(m) = s) = P(\beta(m) = s / \xi(0) = k).$$

Далее $v(k, t) = \max\{m \geq 1 : \beta_k(m) < t\}$.

Мы определим следующую последовательность случайных величин $v_k(m)$:

$$v_k(0) \equiv 0, v_k(1) = \xi(k), v_k(m+1) = v_k(m) + \xi(v_k(m)), m \geq 1.$$

Далее пусть $V_k(t) = \max\{m \geq 1 : v_k(m) \leq t\}$.

Теперь мы введем последовательность случайных целочисленных величин $\beta_{l,k}(m)$, $m \geq 1$, которая имеет следующую функцию распределения

$$P(\beta_{l,k}(m) = s) = P(\beta(m) = s / \xi(0) = l, \xi(l) = k) = P\{\nu_{l+k}(m) = s - l - k / \xi(0) = l, \xi(l) = k\}.$$

Мы обозначим через $\nu_{l,k}(t) = \max \{m \geq 2 : \beta_{l,k}(m) \leq t\}$.

Из определения $\nu(t)$ и $\nu(l, t)$ мы имеем стохастические равенства (правая и левая часть имеет одну и ту же функцию распределения)

$$\nu(t) = \sum_{l=1}^{[t]} I(\xi(0) = l)(\nu(l, t) + 1), \quad \nu(l, t) = \sum_{k=1}^{[t-l]} I(\xi(l) = k / \xi(0) = l)(\nu_{l,k}(t) + 1),$$

здесь функция $I(\cdot)$ есть индикаторная функция множеств.

Применяя индикаторное тождество

$$s^{I(\cdot)x} = 1 + I(\cdot)(s^x - 1),$$

мы получаем

$$M s^{\nu(t)} = 1 + \sum_{l=1}^{[t]} M I(\xi(0) = l)(s^{\nu(l, t) + 1} - 1),$$

$$M s^{\nu(l, t)} = 1 + \sum_{k=1}^{[t-l]} M I(\xi(l) = k / \xi(0) = l)(s^{\nu_{l,k}(t) + 1} - 1),$$

здесь $s \in (0, 1)$.

Если $\xi(t)$ зависит от параметра n , тогда последние равенства имеют следующие представления.

Положим

$$M s^{\nu_n(c_n t)} = g_n(c_n t, s), \quad M s^{V_{n,k}(c_n t)} = f_{n,k}(c_n t, s).$$

Далее

$$g_n(c_n t, s) = 1 - P(\xi_n(0) \leq t) + s \sum_{l=1}^{[t]} M I(\xi_n(0)=l) s^{v_n(l, c_n t)},$$

$$M s^{v_n(l, c_n t)} = 1 - P(\xi_n(l) \leq c_n t / \xi_n(0)=l) + s \sum_{k=1}^{[c_n t - l]} M I(\xi_n(l)=k / \xi_n(0)=l) s^{v_{n,l,k}(c_n t)}. \quad (1)$$

Мы раздели суммы в правых частях равенств (1) на две суммы:

$$\sum_1^{[c_n \delta]} + \sum_{[c_n \delta] + 1}^{[c_n t]} \quad (2)$$

Первую сумму мы можем сделать меньше заданного числа. Это следует из условий 1,2 и непрерывности функций $R_i(\cdot)$ в нуле.

Вторая сумма содержит математическое ожидание двух сомножителей. Эти сомножители ограничены единицей и измеримы относительно σ -алгебр $F_{\leq x}$, $F_{\geq x + c_n \delta}$ соответственно.

Последнее позволяет нам заменить каждое слагаемое второй части (2) произведением математических ожиданий заданных случайных величин с ошибкой меньше чем $2\alpha_m(c_n \delta)$ (смотри, например (20.29)[10]):

Мы имеем следующие оценки при $l \geq c_n \delta$

$$|M I(\xi_n(0)=l) s^{v_n(l, c_n t)} - M I(\xi_n(0)=l) M s^{v_n(l, c_n t)}| \leq 2\alpha_n(c_n \delta),$$

$$M s^{v_n(l, c_n t)} = \sum_{d=0}^{[c_n t] - l} s^d \left(P(v_{n,l}(d) \leq c_n t - l, v_{n,l}(d+1) > c_n t - l / \xi_n(0)=l) \pm \right.$$

$$\left. \pm P(v_{n,l}(d) \leq c_n t - l, v_{n,l}(d+1) > c_n t - l) \right) = M s^{v_{n,l}(c_n t - l)} + \pi_n,$$

здесь $|\pi_n| \leq K\alpha_n(c_n \delta)$, $K < \infty$.

$$|P(\xi_n(l) \leq c_n t / \xi_n(0)=l) - P(\xi_n(l) \leq c_n t)| \leq \alpha_n(c_n \delta).$$

Далее мы имеем оценки в случае $k \geq c_n \delta$:

$$|M I(\xi_n(l)=k / \xi_n(0)=l) s^{v_{n,l,k}(c_n t)} - M I(\xi_n(l)=k / \xi_n(0)=l) M s^{v_{n,l,k}(c_n t)}| \leq 2\alpha_n(c_n \delta);$$

$$|M s^{v_{n,l,k}(c_n t)} - M s^{v_{n,l,k}(c_n t - l - k)}| \leq K_1 \alpha_n(c_n \delta), \quad K_1 < \infty.$$

Теперь мы можем переписать (1) в следующем виде

$$g_n(c_n t, s) = 1 - P(\xi_n(0) \leq c_n t) + a_{n,1}(\delta) + b_{n,1} + s \sum_{l=[c_n \delta]+1}^{[c_n t]} P(\xi_n(0)=l) f_{n,l}(c_n t - l, s),$$

$$f_{n,l}(c_n t - l) =$$

$$1 - P(\xi_n(l) \leq c_n t) + a_{n,2}(\delta) + b_{n,2} + s \sum_{k=[c_n \delta]+1}^{[c_n t]} P(\xi_n(l)=k) f_{n,l+k}(c_n t - l - k, s), \quad l \geq [c_n \delta],$$

здесь

$$|b_{n,i}| \leq k_i \alpha_n(c_n \delta), \quad k_i < \infty, \quad i = 1, 2; \quad a_{n,1}(\delta) \leq P(0 < \xi_n(0) \leq c_n \delta),$$

$$a_{n,2}(\delta) \leq \sup_{q \geq [c_n \delta]} P(0 < \xi_n(q) \leq c_n \delta).$$

Далее мы введем последовательность независимых случайных величин с одинаковой функцией распределения $\{\eta_k(n, \delta), k \geq 1\}$ при фиксированном δ . Эта функция определяется следующим равенством

$$P(\eta_1(n, \delta) \leq x) = P(\xi_n(c_n \delta) \leq x).$$

Мы будем обозначать

$$S_m(n, \delta) = \sum_{k=1}^m \eta_k(n, \delta), \quad D_{n,\delta}(t) = \sup_{m \geq 1} \{m : S_m(n, \delta) \leq t\}.$$

$$M s^{D_{n,\delta}(t)} = \sum_{d=0}^{\infty} s^d P(D_{n,\delta}(t) = d) =: F_{n,\delta}(t, s)$$

Будем оценивать разницу $f_{n,l}(c_n t - l, s), l \geq c_n \delta$ и $F_{n,\delta}(c_n t - l, s)$.

Из определения следует

$$f_{n,l}(c_n t - l, s) = \sum_{d=0}^{[c_n t - l]} s^d P(\vee_{n,l}(d) \leq c_n t - l, \vee_{n,l}(d+1) > c_n t - l).$$

Далее мы получаем для $d = 0$ при условии 2

$$P(\xi_n(l) \geq c_n t - l) \pm P(\xi_n(c_n \delta) \geq c_n t - l) = \theta_n + P(\xi_n(c_n \delta) \geq c_n t - l).$$

Здесь и далее обозначения θ_n означает, что мы имеем некоторую последовательность чисел такую, что она сходится к нулю при $n \rightarrow \infty$ и выполняется следующее условие

$$|\theta_n| \leq 2 \sup_{y \leq t} \sup_{\delta \leq \Delta \leq t} |P(\xi_n([c_n \Delta])c_n^{-1} < y) - R_2(y)|.$$

$$\begin{aligned} \text{Мы имеем для } d=1: P(v_{n,l}(1) \leq c_n t - l, v_{n,l}(2) > c_n t - l) &= \\ &= \sum_{k=1}^{[c_n t - l]} P(\xi_n(l) = k, \xi_n(k+l) > c_n t - l - k) = \\ &= a_{n,\delta} + r_{n,1,\delta} + \sum_{k=[c_n \delta]}^{[c_n t - l]} P(\xi_n(l) = k) P(\xi_n(k+l) > c_n t - l - k) = \\ &= a_{n,\delta} + r_{n,1,\delta} + \theta_n + \sum_{k=[c_n \delta]}^{[c_n t - l]} P(\xi_n(l) = k) P(\eta_2(n, \delta) > c_n t - l - k) = \\ &= a_{n,\delta} + r_{n,1,\delta} + \theta_n + P(D_{n,\delta}(c_n t - l) = 1) - \\ &- \sum_{k=[c_n \delta]}^{[c_n t - l]} \sum_{s=[c_n \delta]}^k (P(\xi_n(l) = s) - P(\eta_1(n, \delta) = s)) P(\eta_2(n, \delta) = c_n t - l - k) = \\ &= P(D_{n,\delta}(c_n t - l) = 1) + \pi_{n,1}. \end{aligned} \quad (3)$$

Здесь

$$|\pi_{n,1}| \leq 2(a_{n,\delta} + \alpha_n(c_n \delta) + \theta_n), \quad a_{n,\delta} = \max_{i=1,2} (a_{n,i}) \quad |r_{n,1,\delta}| = 2\alpha_n(c_n \delta).$$

Мы использовали преобразования Абеля ([12], Глава XI, Сек. 383), для сумм парных произведений (3).

Похожие рассуждения применим к случаю $d=2$. Таким образом, применяя (3) мы получим

$$\begin{aligned} P(v_{n,l}(2) \leq c_n t - l, v_{n,l}(3) > c_n t - l) &= a_{n,\delta} + r_{n,2} + \\ &+ \sum_{k=[c_n \delta]}^{[c_n t - l]} P(\xi_n(l) = k) P(v_{n,l+k}(1) \leq c_n t - l - k, v_{n,l+k}(2) > c_n t - l - k) = \\ &= a_{n,\delta} + r_{n,2,\delta} + \theta_n + \pi_{n,1,\delta} + P(D_{n,\delta}(c_n t - l) = 2) - \\ &- \sum_{k=[c_n \delta]}^{[c_n t - l]} \sum_{s=[c_n \delta]}^k (P(\xi_n(l) = s) - P(\eta_1(n, \delta) = s)) (P(D_{n,\delta}(c_n t - l - k - 1) = 1) - P(D_{n,\delta}(c_n t - l - k) = 1)) = \\ &= P(D_{n,\delta}(c_n t - l) = 2) + \pi_{n,2}. \end{aligned}$$

В последнем мы также применили преобразования Абеля и следующее равенство, которое легко проверяется.

$$\begin{aligned} &P(D_{n,\delta}(c_n t - l - k - 1) = 1) - P(D_{n,\delta}(c_n t - l - k) = 1) = \\ &= P(S_2(n, \delta) = [c_n t] - l - k) + P(\eta_1(n, \delta) = [c_n t] - l - k). \end{aligned}$$

Неявно введенные последовательности имеют очевидный смысл и следующие неравенства имеют место $|r_{n,2,\delta}| \leq 2 \alpha_n(c_n \delta)$, $|\pi_{n,2}| \leq 4(a_{n,\delta} + \alpha_n(c_n \delta) + \theta_n)$. Нетрудно показать с помощью индукции что для $\text{for } d = p$ мы имеем следующие формулы

$$\begin{aligned} P(v_{n,l}(p) \leq c_n t - l, v_{n,l}(p+1) > c_n t - l) = \\ = P(D_{n,\delta}(c_n t - l) = p) + \pi_{n,p}, \quad |\pi_{n,p}| \leq 2 p(a_{n,\delta} + \alpha_n(c_n \delta) + \theta_n). \end{aligned}$$

Таким образом, мы получили следующие представления для фиксированного $s \in (0,1)$

$$f_{n,l}(c_n t - l, s) = F_{n,\delta}(c_n t - l, s) + L_{n,\delta}, \quad |L_{n,\delta}| \leq L(a_{n,\delta} + \alpha_n(c_n \delta) + o_n(1)), \quad L < \infty.$$

$$g_n(c_n t, s) = 1 - P(\xi_n(0) \leq c_n t) + K_{n,\delta} + s \sum_{l=[c_n \delta]+1}^{[c_n t]} P(\xi_n(0)=l) F_{n,\delta}(c_n t - l, s),$$

$$\begin{aligned} F_{n,\delta}(c_n t - l, s) = 1 - P(\xi_n(c_n \delta) \leq c_n t - l) + Z_{n,\delta} + \\ + s \sum_{l=[c_n \delta]+1}^{[c_n t]} P(\xi_n(c_n \delta)=k) F_{n,\delta}(c_n t - l - k, s), \quad l \geq [c_n \delta]. \end{aligned}$$

Здесь построения $K_{n,\delta}$ и $Z_{n,\delta}$ приводят к следующим соотношениям

$$\lim_{n \rightarrow \infty} K_{n,\delta} = l_1 K_\delta; \quad \lim_{n \rightarrow \infty} Z_{n,\delta} = l_2 Z_\delta; \quad \max(l_1, l_2) \leq \infty,$$

$$\text{и } |K_\delta| \leq 2(R_1(\delta) - R_1(0)), \quad |Z_\delta| \leq 2(R_2(\delta) - R_2(0)).$$

Учитывая построение $F_{n,\delta}(c_n t, s)$, условие 2 и непрерывность свертки мы делаем вывод, что существует следующий предел

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \lim_{n \rightarrow \infty} F_{n,\delta}(c_n t, s) = F(t, s)$$

так как этот предел есть единственное решение следующего уравнения

$$F(t, s) = 1 + R_2(t) + s R_2(\cdot) * F(t, s), \quad (4)$$

здесь символ $*$ обозначает свертку двух функций.

Последовательность производящих функций $g_n(c_n t, s)$ также имеет предел

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \lim_{n \rightarrow \infty} g_n(c_n t, s) = g(t, s)$$

Этот предел есть решение следующего уравнения

$$g(t, s) = 1 + R_1(t) + s R_2(\cdot) * F(t, s).$$

Из последнего и (4) следует доказательство теоремы.

Замечание 1. Рассмотрим обобщение теоремы 1. Оно состоит в определении более слабого коэффициента перемешивания чем $\alpha(\cdot)$.

Предположим, что последовательность $c_n, n \geq 1$ из теоремы 1 определена. Возьмем любую последовательность $r_n, n \geq 1$, которая удовлетворяет следующему условию $r_n \rightarrow \infty, r_n = o(c_n)$ при $n \rightarrow \infty$.

Далее строим усеченный процесс:

$$\overline{\xi}_n(t) = \begin{cases} \xi_n(t), & \xi_n(t) \leq c_n - r_n, \\ c_n - r_n, & \xi_n(t) \geq c_n - r_n. \end{cases}$$

и строим также σ -алгебру $F_{\leq x}(r_n) = \sigma(\overline{\xi}_n(t), t \leq x)$.

Теперь определим новый коэффициент перемешивания

$$\alpha_n(r_n, c_n) = \sup_{x \geq 0} \sup \{ |P(B/A) - P(B)| : A \in F_{\leq x}(r_n), B \in F_{\geq x+c_n} \}.$$

Таким образом, этот коэффициент строится только на тех событиях из $F_{\leq x}$ на которых процесс $\xi_n(t)$ меньше значения $c_n - r_n$ при $t \leq x$. Такой коэффициент полезен в тех случаях, когда временная зависимость исследуемых событий управляется значениями процесса $\xi_n(t)$. Например, если событие $\{\xi_n(x) = k\}$ ограничивает исследование таких событий интервалом $[0, x + k]$.

Теперь мы разделим вторую сумму (2) следующим образом:

$$\sum_{[c_n \delta] + 1}^{[c_n t]} = \sum_{[c_n \delta] + 1}^{[(c_n - r_n) t]} + \sum_{[(c_n - r_n) t] + 1}^{[c_n t]}. \quad (5)$$

Мы сделать вторую сумму из (5) меньше заданного числа благодаря непрерывности $R_i(\cdot)$.

Далее проводим преобразования из доказательства теоремы 1 первой суммы, используя коэффициент $\alpha_n(r_n, c_n)$.

Таким образом, мы можем заменить условие 3 теоремы 1 следующим условием

З' существует такая последовательность $r_n, n \geq 1$: $r_n \rightarrow \infty, r_n = o(c_n)$ при $n \rightarrow \infty$, что

$$c_n \alpha_n(r_n, c_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Замечание 2. Если есть такая последовательность $\{\tau_i, i \geq 0\}$, что

$$\lim_{i \rightarrow \infty} i^{-1} \tau_i = \mu^{-1}, \quad \text{н.н., } \mu = \text{const.},$$

тогда мы получим следующую сходимость в условиях теоремы 1

$$P(\tau_{\beta_n(i)} \leq x c_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} R_1 * R_2^{*(i-1)}(x \mu).$$

Это следует из хорошо известных теорем переноса (смотри, например [11]).

2. Взаимодействия двух процессов восстановления

Модель редующего процесса, которая рассматривается ниже есть результат взаимодействия двух процессов восстановления. Эта модель была предложена в [13] как математическая модель практической задачи.

Обозначим через Z, H два процесса восстановления: $Z = \{\zeta_i, i \geq 1\}$, $H = \{\eta_i, i \geq 1\}$.

Определим стохастические характеристики Z, H :

$$\tau_i = \sum_{l=1}^i \eta_l, \quad \vartheta_i = \sum_{l=1}^i \zeta_l, \quad i=1, 2, \dots; \quad N_1(t) = \sup\{n: \tau_n < t\}, \quad N_2(t) = \sup\{n: \vartheta_n < t\},$$

$$\gamma_1^+(t) = \tau_{N_1(t)+1} - t, \quad \gamma_2^+(t) = \vartheta_{N_2(t)+1} - t, \quad t > 0.$$

Моменты времени $\tau_i, \vartheta_i, i \geq 1$ называются точками восстановления процессов H и Z соответственно.

Если мы имеем точки восстановления процесса Z в интервале $(\tau_{n-1}, \tau_n]$, тогда мы будем говорить, что точка восстановления τ_n маркирована процессом Z . Процесс H маркирует точки восстановления процесса Z аналогично.

Обозначим через $T_0'' = 0, T_1'', \dots$ точки восстановления H , которые были маркированы Z и через T_1', T_2', \dots точки восстановления Z , которые были маркированы H . Очевидно, что следующие неравенства $T_0'' = 0 < T_1' \leq T_1'' \leq T_2' \leq \dots$ имеют место. В [4] показано, что последовательность случайных величин

$$V_n = T_n' - T_{n-1}'', \quad U_n = T_n'' - T_n', \quad n=1, 2, \dots,$$

Есть цепь Маркова. Эта цепь определяется переходными вероятностями

$$P(V_1 < x) = P(\zeta_1 < x), \quad P(U_n < x / V_n = y), \quad P(V_{n+1} < x / U_n = y), \quad n=1, 2, \dots$$

Легко показать, что для исследования V_n, U_n необходимо одновременно наблюдать два редечущих процессов:

$$T'' = \{T_0'' = 0, T_1'', T_2'' - T_1'', \dots\}, \quad T' = \{T_1', T_2' - T_1', \dots\}.$$

Мы будем исследовать эти процессы по отдельности. Мы используем то, что процессы T'', T' являются редечущими процессами относительно процессов H, Z соответственно.

Выберем например, T'' . Процесс T'' , как подпоток H , определяет следующие индикаторы

$$\chi(i) = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-ая точка восстановления } H \text{ принадлежит } T'', \\ 0, & \text{в других случаях.} \end{cases}$$

$$\xi(l) = \inf \{j \geq 1: \chi(l+j) = 1\}, \quad l \geq 0.$$

Таким образом, $\beta(i) = \beta(i-1) + \xi(\beta(i-1))$, $i \geq 1$ есть номер i -го события из H , которое принадлежит T'' . Момент $\tau_{\beta(i)}$ есть момент появления этого события. Мы предположим, что процессы H и Z зависят от параметра $n, n \rightarrow \infty$ так, что $H_n = \{\eta_{n,i}, i \geq 1\}$, $Z_n = \{\zeta_{n,i}, i \geq 1\}$. Теперь характеристики этих процессов имеют вид: $\tau_{n,i}$, $\vartheta_{n,i}$, $i=1, 2, \dots$, $\gamma_{n,k}^+(t)$, $k=1, 2$.

Теорема 2. Если выполнены следующие условия:

1) существуют положительные числа $c_n \rightarrow \infty$ и функция распределения $G(x), x \geq 0$ гарантирующие следующий предел

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{t \geq 0} |P(\gamma_{n,2}^+(t) < \tau_{n, [nx]}) - G(x)| = 0,$$

здесь x есть точка непрерывности $G(x)$;

$$2) \lim_{n \rightarrow \infty} c_n^{-1} \tau_{n, c_n} = \mu, \quad \mu = \text{const.},$$

$$\text{тогда } P(\tau_{\beta_n(k)} < xc_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} G^* \left(\frac{x}{\mu} \right).$$

Доказательство. Мы проверим все условия теоремы 1 для процесса $\xi_n(l)$. Вычислим вероятность $P(\xi(l) = m)$:

$$P(\xi(l) = 1) = P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1}).$$

$$P(\xi(l) = 2) = P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) \geq \eta_{l+1}, \gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1} + \eta_{l+2}) =$$

$$= P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1} + \eta_{l+2}) - P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1}).$$

$$P(\xi(l) = k) = P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1} +] + \eta_{l+k} \dots) - P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1} +] + \eta_{l+k-1}).$$

Таким образом

$$P(\xi(l) \leq m) = \sum_{k=1}^m P(\xi(l) = k) = P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1} +] + \eta_{l+m}). \quad (6)$$

Последнее и условие 1 приводят к следующей сходимости

$$P(\xi_n(l) < c_n x) = \int_0^\infty P(\gamma_{n,2}^+(t) < \tau_{n,[c_n x]}) P(\tau_{n,l} \in dt) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} G(x), \quad l = 0, 1, 2, \dots$$

здесь $x > 0$ есть точка непрерывности $G(x)$.

Принимая во внимание что выполняется (6), мы получаем равенство

$$P(\xi(l+r) \leq s / \xi(l) \leq m) - P(\xi(l+r) \leq s) = 0, \quad \text{если } m < r.$$

Теперь для любой последовательности чисел r_n такой, что $r_n \rightarrow \infty$, $r_n < c_n$, $n \geq 0$ мы имеем $\alpha_n(r_n, c_n) = 0$, $n \geq 0$. Таким образом, все условия теоремы 1 выполняются относительно процесса $\xi_n(t)$. Теперь утверждение теоремы 2 становится справедливым, если вспомнить теорему переноса.

Пример. Рассмотрим пример определения последовательности c_n и предельную функцию $G(x)$ из теоремы 2. Мы будем предполагать, что процесс Z есть Пуассоновским процессом с параметром λ_n таким, что $\lambda_n \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$. Процесс H не зависит от параметра n . Интервал восстановления у H имеет конечное математическое ожидание $\mu = M\eta_1 < \infty$.

Все эти предположения приводят к формуле

$$P(\gamma_{n,2}^+(\tau_l) < \eta_{l+1} +] + \eta_{l+m}) = \int_0^\infty \lambda_n e^{-\lambda_n y} P(\tau_m > y) dy =: G_n(m).$$

Если мы положим $m = [c_n x]$ и сделаем замену переменных $\lambda_n y = z$, то получим

$$G_n([c_n x]) = \int_0^\infty e^{-\lambda_n y} P(\lambda_n \tau_{[c_n x]} > z) dz.$$

Положим $c_n = \lambda_n^{-1}$. Индикатор множества A будем обозначать через $I(A)$. Следующие сходимости основываются на усиленном законе больших чисел.

$$G_n([c_n x]) = \int_0^\infty e^{-z} P\left(x \frac{\tau_{[\lambda_n^{-1} x]}}{[\lambda_n^{-1} x]} > z\right) dz \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^\infty e^{-z} I(x\mu > z) dz = 1 - e^{-\mu x}.$$

и

Таким образом мы проверили все условия теоремы 2. Функция $G(x)$ (из условия 1 теоремы 2) есть предел для функций $G_n([x\lambda_n^{-1}])$. В этом примере момент появления k -го события в потоке T_n'' имеет следующую предельную функцию распределения

$$P(\tau_{\beta_n(k)} < x\lambda_n^{-1}) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} (1 - \exp(\cdot))^k(x), \quad x \geq 0.$$

Ясно, что похожий пример мы можем рассмотреть для процесса T' . В этом случае процесс

H должен быть Пуассоновским процессом с “редкими” событиями и процесс Z должен быть простым процессом восстановления с конечным средним временем между соседними точками восстановления.

Литература

1. A. Renyi A Poisson - folyamat egy jellemzese// Magyar Tud. Acad. Mat.Int.Kozl. vol 1,1956, 519-527 p.
2. Ю. К. Беляев Предельные теоремы для редких процессов // Теория вероятн. и ее примен., т. 2, 1963, 175 – 184 с.
3. И.Н.Коваленко О классе предельных теорем для потока однородных событий// Литовск. матем. сборн., т. 5, 1965, 569-573 с.
4. И.Н.Коваленко О предельных редких процессах// Институт кибернетики, Препринт АН Украины, Киев, 1973, с.15.
5. Б.В. Гнеденко, Б.Фрайер Несколько замечаний к одной работе И.Н.Коваленко// Литовск. матем. сборн., т. 5, 1969, 463-470 с.
6. T.Brown Position dependent and stochastic thinning of point processes// Stoch. Process. and their Applications, vol 5, 1979, 189-193 p.
7. P.Jagers, T.Lindwall Thinning and rare events in point processes/ Z. Wahrschein.verw. Geb., 28, 1974, 89-98 p.
8. J.Mogyorodi Some notes on thinning recurrent flows// Литовск. Матем. сборн., т. 11, 1971, 303-315 с.
9. В.А. Гасаненко Предельная теорема для редких процессов с перемешиванием I, II// Украин. матем. журн., т. 50, 1998, 471-475, 603 – 612 сс.
10. П. Биллингсли Сходимость вероятностных мер, Наука, Москва, 1977, 352 с.
11. В.В. Анисимов Случайные процессы с дискретной компонентой, Вища школа, Киев, 1988, 184 с.
12. Г.М. Фихтенгольц Курс дифференциального и интегрального исчисления , т. II, Наука, Москва, 1970, 800 с.
13. I. Korocinska Two mutually rarefied renewal processes, Application Mathematica, vol 22, 1994, 267-273 p.