

5. Ветвящиеся процессы

5.1. Введение.

Развитие теории ветвящихся процессов в СССР началось во второй половине 1940-ых годов по инициативе А.Н. Колмогорова. В Ташкенте это направление пропагандировал С.Х. Сираждинов. В середине 1950-ых годов он организовал в Ташкентском университете семинар по теории ветвящихся процессов. Именно тогда у меня возник устойчивый интерес к ветвящимся процессам, который сохранился до настоящего времени

Мои работы по ветвящимся процессам можно сгруппировать следующим образом.

(А) Переходные явления. Когда в Москве началось исследование ветвящихся процессов, то в качестве объекта вначале рассматривались две простейшие модели: процесс Гальтона–Ватсона и марковский ветвящийся процесс с непрерывным временем (в дальнейшем мы будем использовать аббревиатуру м.в.п.н.в.) В центре внимания в то время были два вопроса: как себя асимптотически ведет вероятность того, что процесс не выродится к моменту времени t , когда $t \rightarrow \infty$, и существует ли, и если да, то каково предельное распределение при $t \rightarrow \infty$ числа частиц при условии, что процесс не выродился.

Ответы на эти вопросы был довольно быстро, в течение нескольких лет, найдены, причем они зависят от того, какое значение принимает математическое ожидание A числа потомков, получающихся при делении одной частицы. В частности, при $A = 1$ (соответствующий процесс называется критическим) вероятность продолжения процесса ведет себя, как c/t , где c – постоянная, зависящая от параметров процесса, а условное распределение числа частиц в момент t , соответствующим образом нормированное, сходится при $t \rightarrow \infty$ к показательному закону.

Поскольку мы никогда не можем гарантировать для реальных процессов, что $A = 1$, то сразу же возникает вопрос, как себя ведет процесс при A близких к 1, точнее говоря, при $A \rightarrow 1$ вместе с $t \rightarrow \infty$. Б.А. Севастьянов [1] показал, что для м.в.п.н.в. сходимость к показательному закону имеет место, независимо от того, с какой скоростью A стремится к 1 с ростом t .

Эта же задача стояла и для процессов Гальтона–Ватсона. Она была решена в совместной с моей ученицей Р.Х. Мухамедхановой работе [2]. С нее и начались мои занятия ветвящимися процессами.

Результат, как и ожидалось, оказался тем же самым, что и для м.в.п.н.в, однако для этого понадобилось изобрести специальную модификацию разностного метода.

Явления, описанные в [1,2], получили название *переходных*. Сразу же по завершении работы [2] я решил заняться переходными явлениями для сравнительно нового тогда объекта процесса Беллмана–Харриса.

На этот раз задача оказалась гораздо более сложной – нужно было найти новый подход к анализу интегрального уравнения, которому в данном случае удовлетворяет производящая функция распределений числа частиц. Найденный мной подход не позволил решить задачу во всей общности. Поэтому я отдельно исследовал два случая:

- (а) распределение времени жизни одной частицы арифметическое;
- (б) распределение времени жизни имеет абсолютно непрерывную компоненту.

Остались неохваченными решетчатое, но не арифметическое, сингулярное распределения времени жизни одной частицы.

Переходным явлениям в случае (а) посвящена моя статья [3]. В отличие от процессов Гальтона – Ватсона и м.в.п.н.в., для процесса Беллмана – Харриса устойчивость показательного распределения гарантируется лишь при некоторых дополнительных предположениях относительно близости A к 1 (подробнее см. п.5.2.)

У работы [3] трудная судьба: она была написана еще в 1965 г., но опубликовать ее я смог только в 1974 г. К счастью для меня она не успела за 9 лет устареть. Более того, она до сих пор остается единственной работой о переходных явлениях для процесса Беллмана–Харриса.

Во второй половине 1980гг я совместно с моим аспирантом А.В. Карпенко выполнил работу [4] по предельным теоремам для полного числа потомков в ветвящихся процессах Гальтона–Ватсона. В ней, в частности, исследовались переходные явления для распределения числа особей, живших в популяции до момента ее исчезновения.

Оказалось, что в данном случае целое семейство распределений, зависящих от параметра $r \leq 1$, выступает в качестве предельных, когда $n|1 - A| \rightarrow -\ln r$ при $n \rightarrow \infty$ (см.п.5.2.)

Результаты нашего исследования мы предварительно изложили в препринте [5]. В 1988 г. статья [4] под тем же названием была направлена в журнал «Теория вероятностей и ее применения», где и была опубликована в 1993 г., через 5 лет после поступления.

(В) Большие отклонения в ветвящихся процессах. Проблема больших отклонений в ветвящихся процессах долгое время не привлекала исследователей. Первой работой в этом направлении была совместная с моим студентом Н.В. Вахрушевым статья [6], в которой было выведено вероятностное неравенство для критического процесса Гальтона–Ватсона в предположении, что выполнено условие типа Крамера.

По следам этой работы Г.Д. Макаров [7] доказал для критического процесса Гальтона–Ватсона теорему о больших отклонениях типа Крамера в узкой зоне, где действует приближение показательным законом.

Предельная теорема о больших отклонениях в более широкой зоне, с невырождающимся в единицу поправочным множителем, была получена в работе [8], написанной совместно с моим аспирантом В.И. Вахтелем. В другой совместной с Вахтелем работе [9] выводятся два типа вероятностных неравенств для максимума критического ветвящегося процесса Гальтона–Ватсона на конечном промежутке времени. Это неравенства типа полученного в [6], но более точные, а с другой стороны, неравенства типа Нагаева–Фука [10] для независимых случайных величин (подробнее см. в п.5.4.) .

При доказательстве этих неравенств используются классические мартингалные неравенства, восходящие к Дубу, а также неравенство для супермартингалов, обобщающее одно из вероятностных неравенств Д.Х. Фука для мартингалов [11].

Значение неравенств, полученных в [9], сравнимо с ролью неравенств Нагаева–Фука в теории суммирования независимых случайных величин [10].

Дело в том, что эти неравенства очень удобны для доказательства предельных теорем для критических процессов Гальтона–Ватсона (см., например, [12, 13]).

(С) Локальные теоремы для ветвящихся процессов. Интерес к локальным теоремам для ветвящихся процессов в СССР возник еще в 1950-е гг. Первая работа, в которой доказывается локальная теорема для ветвящихся процессов, принадлежит, по-видимому, В. М. Золотареву [14]. В этой работе исследуется асимптотическое поведение вероятности $P(Z_t = k)$ при фиксированном k для м.в.п.н.в. Z_t . Далее В.П. Чистяков [15]

нашел для этого класса процессов асимптотику $\mathbf{P}(Z_t = k)$ при $t, k \rightarrow \infty$ в предположении существования четвертого момента числа прямых потомков одной частицы.

Каждая предельная теорема для процессов Гальтона–Ватсона имеет аналог в теории м.в.п.н.в. Гальтона–Ватсона, т.е. эти две теории дублируют друг друга. Однако в доказательствах использовались различные методы: в теории м.в.п.н.в. – дифференциальные уравнения, а для процессов Гальтона–Ватсона – разностные схемы. Правда, можно свести предельные теоремы для м.в.п.н.в. к соответствующим результатам для процессов Гальтона–Ватсона, пользуясь тем, что в любой м.в.п.н.в. можно вложить процесс Гальтона–Ватсона, но этим, по-моему, никто не занимался.

В работе Чистякова [15] говорится, что для процесса Гальтона–Ватсона локальная теорема получена Н.В. Смирновым. Однако с момента появления работы Чистякова ни формулировка, ни доказательство этого результата Смирнова не были опубликованы.

В начале 1960-ых годов я выполнил вместе с Р. Мухамедхановой исследование по предельным теоремам для критического процесса Гальтона–Ватсона $Z_n, n = 0, 1, 2, \dots$, результаты которого изложены в статье [16]. В этой работе, в частности, была доказана локальная предельная теорема при условии существования четвертого момента случайной величины Z_1 (предполагается, что $Z_0 = 1$,

Одновременно появилась работа Х.Кестена, П. Нея, Ф. Спитцера [17], в которой локальная предельная теорема доказывается при условии

$$\mathbf{E}Z_1^2 \ln(1 + Z_1) < \infty.$$

При минимальном для сходимости к показательному закону моментном ограничении $\mathbf{E}Z_1^2 < \infty$ локальная предельная теорема для критического процесса Гальтона–Ватсона была доказана лишь сорок лет спустя в моей совместной с В.И. Вахтелем статье [18].

(D) Ветвящиеся процессы с миграцией. Несколько моих работ в основном в соавторстве с моим учеником М.Х. Асадуллиным посвящено ветвящимся процессам с иммиграцией [19–23]. Развитие здесь шло в сторону ослабления условий на обе составляющие: процесс иммиграции и ветвящийся процесс. Наиболее общий подход к описанию ветвящегося процесса с иммиграцией содержится в [23], где последний трактуется как двойная сумма

$$\sum_{i=1}^{v_n} \sum_{j=1}^{v_{ni}} \xi_{ij}^{(n)}.$$

Здесь с.в. $\xi_{ij}^{(n)}$ взаимно независимы при любом n , а с.в. v_n, v_{ni} не зависят от семейства $\{\xi_{ij}^{(n)}\}$.

В совместной статье с моей ученицей Л.В. Хан [24] предлагается модель ветвящегося процесса Гальтона–Ватсона с миграцией. В этой модели процесс иммиграции дополняется процессом эмиграции. Исторически это была первая модель такого рода. До этого рассматривались только модели либо только с иммиграцией, либо только с эмиграцией.

5.2. Предельные теоремы для процессов Беллмана–Харриса.

Пусть $Z(t)$ – критический процесс Беллмана–Харриса, $f(s)$ – производящая функция числа потомков одной частицы, G – непрерывная справа функция распределения времени жизни одной частицы. Положим

$$M(t) = \mathbf{E}\{Z(t) | Z(t) > 0\}, \quad F(t, s) = \mathbf{E}s^{Z(t)}, \quad A = f'(1), \quad B = f''(1).$$

Задача заключается в том, чтобы доказать сходимость распределения с.в. $Z(t)/M(t)$ при условии $Z(t) > 0$ к показательному закону, когда одновременно $t \rightarrow \infty$, $A \rightarrow 1$.

Ниже я объясню суть примененного мной подхода, а заодно и характер возникающих тут трудностей. Отправной точкой является уравнение

$$F(t, s) = \int_{0-}^{t+} f(F(t - \tau, s)) dG(\tau) + s(1 - G(\tau)). \quad (1)$$

Для простоты ограничимся случаем $s = 0$.

Полагая $Q(t) = 1 - F(t, 0)$ и используя разложение f в ряд Тейлора в окрестности 1, мы приходим к уравнению

$$Q(t) = A \int_{0-}^{t+} Q(t - \tau) dG(\tau) - \frac{B}{2} \int_{0-}^{t+} Q^2(t - \tau) dG(\tau) + \int_{0-}^{t+} R(t - \tau) dG(\tau) + 1 - G(\tau),$$

где R – поправочный член. Отсюда

$$Q(t) = \frac{B}{2} \int_{0-}^{t+} Q^2(t - \tau) dH(\tau, A) + \int_{0-}^{t+} R(t - \tau) dH(\tau, A) + H_1(t, A),$$

где

$$H(t, A) = \sum_{m=1}^{\infty} A^{m-1} G^{*m}(t), \quad H_1(t, A) = (1 - G(t)) * \sum_{m=0}^{\infty} A^m G^{*m}(t).$$

Предположим теперь, что $G(t)$ сосредоточено на натуральных числах (именно такие распределения рассматриваются в моей работе [3]). Пусть для простоты $A = 1$. Тогда по теореме восстановления

$$u_k := H(k, 1) - H(k - 1, 1) = \frac{1}{\mu} + r_k,$$

где $\mu = \int_0^{\infty} u dG(\mu)$, причем скорость убывания r_k зависит от скорости убывания $1 - G(t)$ при $t \rightarrow \infty$. Если пренебречь R , то

$$Q(n) = \frac{B}{2\mu} \sum_{k=1}^n Q^2(n - k) u_k + \sum_{k=0}^n (1 - G(n - k)) u_k.$$

Отсюда

$$Q(n - 1) - Q(n) = \frac{B}{2\mu} Q^2(n) + \Omega(n), \quad (2)$$

где

$$\Omega(n) = \sum_{k=1}^n [Q^2(n - k) - Q^2(n - k - 1)] r_k + G(n) - 1 - \sum_{k=0}^n g_{n-k} r_k,$$

$g_k = \mathbf{P}(\tau = k)$.

Далее показывается, что $\lim_{n \rightarrow \infty} Q(n) = 0$, причем

$$\Omega(n) = o(Q^2(n)).$$

Возвращаясь к (2), убеждаемся, что

$$Q(n-1) - Q(n) \sim \frac{B}{2\mu} Q^2(n).$$

Точно такое же соотношение с $\mu = 1$ имеет место для критического процесса Гальтона–Ватсона (см. [2]). Это означает, что при $n \rightarrow \infty$

$$Q(n) \sim \frac{2\mu}{Bn}.$$

В случае $A \neq 1$ дело осложнялось из-за отсутствия теорем типа восстановления для $H(t, A)$. Этот пробел восполняется в моей статье [25], в которой доказываются локальные теоремы восстановления в случае, когда одновременно $A \rightarrow 1$, $t \rightarrow \infty$.

Основной результат статьи [3] можно резюмировать следующим образом: *сходимость к показательному закону имеет место, если $A \downarrow 1$ или $A \uparrow 1$, но $\psi(t) < A < 1$, причем скорость сходимости $\psi(t)$ зависит от скорости убывания $1 - G(t)$ $t \rightarrow \infty$. В случае $A \uparrow 1$, $A > \psi(t)$, вопрос остается открытым.*

Основное внимание специалистов было обращено на более простой случай фиксированного A (см. [26–30]). Для $A = 1$ наиболее законченный результат получен М. Гольдштейном [30]. Ключевым пунктом в работе Гольдштейна является лемма (1.6), которая связывает производящую функцию процесса Беллмана–Харриса с производящей функцией вложенного процесса Гальтона–Ватсона, а именно: для $t \geq 0$, $m = 1, 2, \dots$, $0 \leq s \leq 1$

$$1 - f_m(s) - (1 - s)G_m(t) \leq 1 - F(t, s) \leq 1 - f_m(s) + (1 - s)(1 - G_m(t)),$$

где $f_m(s)$ – m -кратная итерация производящей функции процесса $f(s)$, $G_m(t) = G^{*m}(t)$ – m -кратная свертка $G(t)$.

Если предположить, что $1 - G(t) = o(1/t^2)$, то при $t < m(\mu - \varepsilon)$

$$G_m(t) = o(1/t).$$

Соответственно, если $t < m(\mu + \varepsilon)$, то

$$1 - G_m(t) = o(1/t).$$

С другой стороны, известно, что

$$1 - f_m(s) = \frac{1 - s}{1 + (g''(1)/2)m(1 - s)}(1 + \delta(m)),$$

где $\lim_{m \rightarrow \infty} \delta(m) = 0$ равномерно относительно s , $0 \leq s \leq 1$. Отсюда следует, что при $m = \left\lceil 1/\mu t \right\rceil$ и $t \rightarrow \infty$

$$1 - F(t, s) \sim 1 - f_m(s),$$

что является главным результатом в статье Гольдштейна [30]. Отсюда сходимость к показательному закону выводится без труда. Заметим, что в моей статье [3] также

присутствует в неявной форме редукция к процессу Гальтона–Ватсона. Дело в том, что модельное разностное уравнение (2) является характерным для процессов Гальтона–Ватсона.

5.3. Предельные теоремы для полного числа потомков в процессе Гальтона–Ватсона. В 1985г. мы с моим учеником А.В. Карпенко приступили к изучению условных распределений

$$\mathbf{P}\left(\frac{1}{A_n} \sum_{k=1}^n Z_k < x \mid N = n\right),$$

где Z_k – процесс Гальтона – Ватсона, начинающийся с одной частицы, $A_n = \mathbf{E}\left\{\sum_{k=1}^n Z_k \mid N = n\right\}$, где N – момент вырождения процесса $Z(k)$, для всего спектра значений $A = \mathbf{E}Z_1$, включая переходные явления.

Эта постановка являлась новой даже при фиксированном A . Мы пришли к ней в связи с построением последовательного теста для оценки параметра A , оканчивающегося в случайный момент времени N .

Ранее распределения $\sum_{k=1}^n Z_k$ изучались при условии $N > n$ [31] или $N < n$ [32].

Наши исследования в этом направлении послужили предметом статьи [4].

Главный результат этой работы выглядит следующим образом:

1) Пусть $\lim_{A \rightarrow 1} n|1 - A| = -\ln r < \infty$. Тогда

$$\lim_{A \rightarrow 1} \mathbf{P}(S_n/m_N < x \mid N = n) = G(x, r),$$

где

$$\int_0^\infty e^{-tx} d_x G(x, r) = g(t, r) := \begin{cases} 3t / \sinh^2 \sqrt{3}t, & r = 1 \\ \frac{(1-r)^2 r^{d(t,r)} (d(t,r))^2}{r(1-r^{d(t,r)})^2}, & r < 1, \end{cases}$$

$$t \geq 0, \quad d(t, x) = \sqrt{1 + 2t/(1-x)^2 h(\ln x)},$$

$$h(x) = \frac{x(1+e^x) + 2(1-e^x)}{(e^x - 1)^3}.$$

2) Если $\lim_{A \rightarrow 1} n|1 - A| = \infty$, то

$$\lim_{A \rightarrow 1} \mathbf{P}(|S_n/m_N - 1| > \epsilon \mid N = n) = 0.$$

Таким образом, устойчивость предельного распределения $G(x, 1)$ имеет место только при $|A - 1| = o(n^{-1})$.

5.4. Большие отклонения в ветвящихся процессах. Я начну с описания моей совместной с Вахрушевым работы [6].

Пусть Z_n , $n = 0, 1, 2, \dots$, – критический процесс Гальтона–Ватсона, начинающийся с одной частицы. Положим $f(x) = \sum_{k=0}^\infty p_k x^k$, где p_k – вероятность того, что одна частица порождает k частиц. Пусть $B(x) = f''(x)$, $B = B(1)$. Обозначим через R радиус сходимости ряда $\sum_{k=0}^\infty p_k x^k$. В этих терминах неравенство выглядит следующим образом: если $B > 0$ и $R > 1$, то для $0 < y_0 < R - 1$

$$\mathbf{P}(Z_n \geq k) \leq (1 + y_0) \left(1 + \frac{1}{B_0 n/2 + 1/y_0}\right)^{-k}, \quad (3)$$

где $B_0 = B(1 + y_0)$.

Функция $B(1 + y)n/2 + 1/y$ достигает минимума при $y = y_1$, где y_1 – решение уравнения $B'(1 + y)y^2 = 2/n$.

Если $f(x)$ фиксирована, то $y_1^2 = O(1/n)$. Следовательно, $B'(1 + y_1) = B'(1) + O(1/\sqrt{n})$, т.е. $y_1 = \sqrt{\frac{2}{nB'(1)}} + O(n^{-3/2})$.

Если теперь положить $y_0 = y_1$ и $k = \lceil Bun/2 \rceil$, то, согласно (3)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(Z_n \geq k) \leq e^{-u}.$$

С другой стороны, в силу интегральной предельной теоремы для критического процесса Гальтона–Ватсона

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{Bn}{2} \mathbf{P}(Z_n \geq k) \leq e^{-u}.$$

Это сравнение может рассматриваться как свидетельство того, что оценка (3) при больших относительно n значениях k является достаточно точной.

Под влиянием нашей работы [6] Г.Д. Макаров [7] доказал предельную теорему о больших отклонениях типа Крамера, а именно,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{u \leq u_n} e^u P_n(u) = 1, \quad (4)$$

где $P_n(u) = \mathbf{P}(2Z_n/Bn > u \mid Z_n > 0)$, $u_n = o(n/(\ln n \ln_{(N)} n))$. Здесь $\ln_{(N)}$ – N -я итерация логарифма, а $N \geq 2$.

Если исходить из аналогии со схемой суммирования независимых случайных величин, то следует ожидать, что при $R > 1$ существует зона значений u , в которой

$$P_n(u) = e^{-u} \Omega_n(u) (1 + o(1)), \quad (5)$$

где $\Omega_n(u)$ – явно вычисляемый поправочный множитель.

Действительно, в совместной работе с моим учеником Вахтелем [8] было показано, что если $k/n \rightarrow \infty$ и $k = o(n^2)$, то

$$\mathbf{P}(Z_n \geq k) = \frac{2}{Bn} \exp \left\{ \frac{2k}{Bn} - \frac{2\gamma}{Bn^2} \ln \left(\frac{k}{n} \right) \right\} \left(1 + O \left(\frac{k}{n^2} + \frac{\ln^2 n}{n} \right) \right),$$

где $\gamma = 1 - 2C/(3B^2)$.

Это означает, что при $u = o(n)$

$$P_n(u) \sim e^{-u} \exp \left\{ -\frac{\gamma}{n} u \ln u \right\},$$

т.е. поправочный множитель $\Omega(u)$ в (5) задается равенством

$$\Omega_n(u) = \exp \left\{ -\frac{\gamma}{n} u \ln u \right\}.$$

Нетрудно убедиться, что при $\gamma \neq 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Omega(v_n) = 1 \quad (6)$$

тогда и только тогда, когда

$$v_n = o\left(\frac{n}{\ln n}\right).$$

Если же $\gamma = 0$, то (6) выполняется в более широкой зоне $v_n = o(n)$.

Таким образом, аппроксимация показательным распределением $P_n(u) = e^{-u}$ имеет место для $u = o(n/\ln n)$, если $\gamma \neq 0$. В противном случае зона расширяется до $u = o(n)$. Граница $u = o(n)$ соответствует границе $x = o(\sqrt{n})$ в классической теореме Крамера о больших отклонениях сумм одинаково распределенных независимых случайных величин.

Непосредственным продолжением работы [6] является моя совместная с Вахтелем статья [9]. В ней неравенства типа (3) выводятся для случайной величины $M_n = \max_{k \leq n} Z_k$, а именно: *если $R > 1$, то для любого $0 < y_0 < R - 1$*

$$\mathbf{P}(M_n \geq k) \leq y_0 \left[\left(1 + \frac{1}{1/y_0 + B_0/2} \right)^k - 1 \right]^{-1}. \quad (7)$$

где $B_0 = f''(1 + y_0)$.

Из оценки (7), в частности следует, что для любого $1 < \rho < R$

$$\mathbf{P}(M_n \geq k) \leq \frac{4}{n\Omega_\rho} \exp\left\{-\frac{k}{n\Omega_\rho + 1}\right\}, \quad (8)$$

если одновременно $n > \frac{2}{(\rho-1)\Omega_\rho}$, $k > n\Omega_\rho + 1$, где $\Omega_\rho = f''(\rho)$.

Очевидно, множитель $1/n$ является существенным, если отношение k/n не очень велико. Неравенство (8) является аналогом неравенства Петрова [33] (см. с. 81, теорема 16).

Отправной точкой при выводе оценки (7) является неравенство

$$\mathbf{P}(M_n \geq k) \leq \frac{f_n(e^h) - 1}{e^{hk} - 1}, \quad (9)$$

которое, в свою очередь, следует из известного неравенства Дуба для субмартингалов. Действительно,

$$\mathbf{P}(M_n \geq k) = \mathbf{P}\left(\max_{i \leq n} Y_i(h) \geq e^{hk} - 1\right),$$

где $Y_n(h)$ есть субмартингал $e^{hZ_n} - 1$. С другой стороны, по неравенству Дуба

$$\mathbf{P}\left(\max_{i \leq n} Y_i(h) \geq e^{hk} - 1\right) \leq \frac{\mathbf{E}Y_n(h)}{e^{hk} - 1} = \frac{f_n(e^h) - 1}{e^{hk} - 1}.$$

Значение $h = h(n)$ в (9) выбирается точно такое же, как в работе [6].

Различие заключается в том, что в последней используется оценка

$$\mathbf{P}(Z_n \geq k) < \frac{f_n(e^h)}{e^{hk}}.$$

Именно в результате того, что в (9) из $f_n(e^h)$ вычитается единица, в оценке (7) появляется множитель y_0 вместо $1 + y_0$ в оценке (3). В свою очередь, это позволяет получить в оценке (8) дополнительный по сравнению с (3) множитель $1/n$, полагая $y_0 = 2/n\Omega_\rho$.

В обсуждаемой работе [9] рассматривается также случай, когда условие Крамера не выполняется, т.е. $R = 1$. Получаемые при этом вероятностные неравенства формулируются в терминах как урезанных, так и полных моментов случайной величины ξ , равной Z_1 по распределению. Обозначим $B_r = \mathbf{E}\xi^r$, $r > 1$. Для любого $N > 0$ положим $\bar{B} = \mathbf{E}\left\{\xi(\xi - 1); \xi \leq N\right\}$, $\bar{B}_r = \mathbf{E}\left\{\xi^{r-1}(\xi - 1); \xi \leq N\right\}/2$. Если $r \geq 2$, $N \geq 1$ и $y_0 > 0$, то имеет место неравенство

$$\mathbf{P}(M_n \geq k) \leq \left(y_0 + \frac{1}{N}\right) \left[\left(1 + \frac{1}{1/y_0 + e^r \bar{B}n/2 + n\bar{B}_r e^{y_0 N}/N^{r-2}}\right)^k - 1 \right]^{-1} + n\mathbf{P}(\xi > N). \quad (10)$$

При выводе этого неравенства используется срезка распределения случайной величины ξ на уровне N . Слагаемое $n\mathbf{P}(\xi > N)$ является оценкой возникающей при этом погрешности. Этот подход использовался ранее при выводе вероятностных неравенств для сумм независимых случайных величин в совместной с моим аспирантом Фуком статье [10]. Параметры y_0 и N являются свободными. Выбор их зависит от конкретной ситуации: в одних случаях нас интересует, прежде всего, точность, а в других – простота и наглядность оценки.

Примером наглядной оценки может служить неравенство

$$\mathbf{P}(M_n \geq k) \leq \exp\left\{-\frac{k}{l(r)Bn}\right\} + \frac{G(r, B, B_r)n}{k^r}, \quad (11)$$

которое действует при $r > 2$ и $k \geq Bn$. Здесь $l(r)$ и $G(r, B, B_r)$ – постоянные, зависящие от параметров, указанных в скобках.

Неравенство (11) вполне предсказуемо, если принять во внимание, что процесс $W_n := \sqrt{Z_n}$ является супермартингалом с равномерно ограниченными условными моментами порядка $t \geq 2$

$$\mathbf{E}\left\{|W_{n+1} - W_n|^t \mid Z_n = k\right\} < c\mathbf{E}\xi^{t/2}.$$

К таким супермартингалам применимы результаты Фука [11]. В частности,

$$\mathbf{P}(W_n > x) < e^{-c_1 x^2/nB^2} + \frac{c_2 n\mathbf{E}\xi^{t/2}}{x^t}.$$

Возвращаясь теперь к исходному процессу Z_n , мы получаем неравенство вида (11) для $r = t/2$.

5.5. Локальные теоремы для ветвящихся процессов. Как уже говорилось в разделе (С) введения, в 1966г. появились две работы [16, 17], в которых доказывается локальная предельная теорема для критического процесса Гальтона–Ватсона.

В работе [16] выводится асимптотическая формула

$$\frac{B^2 n^2}{4} \mathbf{P}(Z_n = k) = \exp\left\{-\frac{2k}{Bn}\right\} + \alpha_{kn} + O(k^{-1} \ln n) \quad (12)$$

где $\alpha_{kn} \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$ равномерно по всем k , при условии, что $\mathbf{E}Z_1^4 < \infty$ и общий наибольший делитель d множества $\{k : \mathbf{P}(Z_1 = k) > 0\}$ равен 1. Здесь $B = f''(1)$, f – производящая функция случайной величины Z_1 .

Одновременно появилась работа Х.Кестена, П. Нея, Ф. Спитцера [17], в которой формулируется следующий результат: *если k и n стремятся к бесконечности так, что их отношение остается ограниченным, то*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} n^2 \exp \left\{ \frac{2kd}{Bn} \right\} \mathbf{P}(Z_n = kd) = \frac{4d}{B^2}. \quad (13)$$

Сравнивая (12) и (13), мы видим, что (13) следует из (12) только при условии, что $k^{-1} \ln n$ стремится к нулю. С другой стороны, из (12) следует, что соотношение (13) будет оставаться верным, если k/n стремится к бесконечности достаточно медленно.

Авторы работы [17] указывают, что соотношение (13) верно без каких-либо избыточных моментных ограничений, т.е. достаточно лишь выполнение условия $B < \infty$, однако доказательство было ими проведено при более ограничительном условии

$$\mathbf{E} Z_1^2 \ln(1 + Z_1) < \infty. \quad (14)$$

Они также отмечают, что это предположение делается ради простоты изложения. Однако в монографии Атрейя и Нея [34] говорится, что к моменту выхода книги доказательство локальной предельной теоремы при условии $B < \infty$ не было нигде опубликовано.

Я вернулся к локальной предельной теореме много лет спустя. В 2005 г. была опубликована совместная с Вахтелем работа [9], в которой нам удалось снять ограничение (14), а именно, мы получили следующий результат: *если $B < \infty$, k и n стремятся к бесконечности так, что отношение k/n остается ограниченным, то*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{B^2 n^2}{4d} (1 + 2d/Bn)^{k+1} \mathbf{P}(Z_n = kd) = 1. \quad (15)$$

Очевидно, что заменяя в левой части этого соотношения множитель $(1 + 2d/Bn)^k$ на эквивалентное выражение $\exp\{2kd/Bn\}$, мы получим в точности (13). Таким образом, мы приближаем распределение процесса Z_n геометрическим распределением с параметром $2d/Bn$ вместо экспоненциального. Такой подход представляется более естественным, так как в этом случае оба распределения сосредоточены на множестве целых неотрицательных чисел. Кроме того, аппроксимация геометрическим распределением является, вообще говоря, более точной. Так, например, для критического процесса с дробно-линейной производящей функцией

$$\mathbf{P}(Z_n = k) = \frac{4}{B^2 n^2} (1 + 2/Bn)^{-k-1}$$

при $k \geq 1$. Тем самым, (15) выполняется для всех k , а соотношение (13) только при $k = o(n^2)$.

Доказательство соотношения (15) основывается на следующем утверждении, которое представляет и самостоятельный интерес.

Предложение. *Если $B < \infty$, то существует константа $C = C(f)$ такая, что*

$$\sup_{n, k \geq 1} n^2 \mathbf{P}(Z_n = k) \leq C.$$

Наш подход к доказательству локальной предельной теоремы отличается от подхода, использовавшегося Кестеном, Неем и Спитцером, хотя некоторые их результаты мы используем.

Список литературы

- [1] *Севастьянов Б.А.* Переходные явления в ветвящихся процессах// Теория вероятн. и ее примен., 1959, **4**, N2, 121–135.
- [2] *Нагаев С.В., Мухамеджанова Р.* Некоторые предельные теоремы из теории ветвящихся случайных процессов// Сб. "Предельные теоремы и статистические выводы.", Ташкент, 1966, 83–90. **PDF**
- [3] *Нагаев С.В.* Переходные явления для зависящих от возраста ветвящихся процессов с дискретным временем, I, II// Сиб. мат. журн., 1974,**15**, № 2, 368–394; N3, 570–579. **PDF**
- [4] *Нагаев С.В., Карпенко А.В.* Предельные теоремы для полного числа потомков в ветвящемся процессе Гальтона–Ватсона// Теория вероятн. и ее примен., 1993, **38**, N3, 503–528. **PDF**
- [5] *Нагаев С.В., Карпенко А.В.* Предельные теоремы для полного числа потомков в ветвящемся процессе Гальтона–Ватсона// Препринт 1987/33, Новосибирск, ИМ СО АН СССР, 1987, 1–36.
- [6] *Нагаев С.В., Вахрушев Н.В.* Оценка вероятностей больших отклонений для критического процесса Гальтона–Ватсона// Теория вероятн. и ее примен., 1975, **20**, N1, 180–181. **PDF**
- [7] *Макаров Г.Д.* Большие отклонения для процесса Гальтона – Ватсона// Теория вероятн. и ее примен., 1980, **25**, N3, 490–501.
- [8] *Нагаев С.В., Вахтель В.И.* Предельные теоремы для вероятностей больших отклонений процесса Гальтона–Ватсона// Дискрет. Матем., 2003, **15**, 3–27. **PDF**
- [9] *Нагаев С.В., Вахтель В.И.* Вероятностные неравенства для критического процесса Гальтона–Ватсона// Теория вероятн. и ее примен., 2005, **50**, N2, 266–291. **PDF**
- [10] *Фук Д.Х., Нагаев С.В.* Вероятностные неравенства для сумм независимых случайных величин// Теория вероятн. и ее примен., 1971, **16**, N4, 660–675 (письмо в редакцию: 1976, **21**, N 4). **PDF**
- [11] *Фук Д.Х.* Некоторые вероятностные неравенства для мартингалов// Сиб. мат. ж., 1973,**14**, N1, 185–193.
- [12] *Ватутин В. А. , Вахтель В. И., Фляйшманн К.* Критические процессы Гальтона–Ватсона: Максимум общего числа частиц внутри большого окна. – Теория вероятн. и ее примен., 2007, т.52, в.3, 419–445.
- [13] *Вахтель В. И.* Предельные теоремы для вероятностей больших отклонений критического процесса Гальтона–Ватсона со степенными хвостами.– Теория вероятн. и ее примен., 2007, т. 52, в.4, 644–659.

- [14] *Золотарев В.М.* Уточнение ряда теорем теории ветвящихся случайных процессов// Теория вероятн. и ее примен., 1957, **2**, N3, 360–374.
- [15] *Чистяков В.П.* Локальные предельные теоремы теории ветвящихся процессов// Теория вероятн. и ее примен., 1957, **2**, N2, 256–266.
- [16] *Нагаев С.В., Мухамеджанова Р.* Некоторые предельные теоремы из теории ветвящихся процессов// в сб.: Предельные теоремы и статистические выводы. Ташкент: Фан, 1966, 90–112. **PDF**
- [17] *Kesten H., Ney P., Spitzer F.* The Galton–Watson process with mean one and finite variance// Теория вероятн. и ее примен., 1966, **11**, N4, 579–611.
- [18] *Нагаев С.В., Вахтель В.И.* О локальной предельной теореме для критического процесса Гальтона–Ватсона// Теория вероятн. и ее примен., 2005, **50**, N3, 457–479. **PDF**
- [19] *Нагаев С.В.* Предельная теорема для ветвящихся процессов с иммиграцией// Теория вероятн. и ее примен., 1975, **20**, N 1, 178–180. **PDF**
- [20] *Нагаев С.В., Асадуллин М.Х.* Предельные теоремы для критического ветвящегося процесса с иммиграцией// Теория вероятн. и ее примен., 1981, **26**, N2, 427–428.
- [21] *Нагаев С.В., Асадуллин М.Х.* Предельные теоремы для критического ветвящегося процесса с иммиграцией// Мат. Заметки, 1982, **32**, № 4, 537–548. **PDF**
- [22] *Нагаев С.В., Асадуллин М.Х.* Об одной схеме суммирования случайного числа независимых величин с приложением к ветвящимся процессам с иммиграцией// Предельные теоремы теории вероятностей. Труды Инст. мат., Новосибирск, 1985, **5**, 96–104. **PDF**
- [23] *Нагаев С.В., Асадуллин М.Х.* Об одной схеме суммирования независимых случайных величин с приложением к ветвящимся процессам с иммиграцией// ДАН СССР, 1985, **285**, N2, 293–296. **PDF**
- [24] *Нагаев С.В., Хан Л.В.* Предельные теоремы для критического процесса Гальтона–Ватсона с иммиграцией// Теория вероятн. и ее примен., 1980, **25**, N 3, 523–534. **PDF**
- [25] *Нагаев С.В.* Некоторые теоремы типа восстановления// Теория вероятн. и ее примен., 1968, **13**, вып. 4, 160–164. (исправл.: 1969, **14**, N4). **PDF**
- [26] *Севастьянов Б.А.* Ветвящиеся процессы с превращениями, зависящими от возраста частиц// Теория вероятн. и ее примен., 1964, **9**, N4, 578–594.
- [27] *Chover J., Ney P.E.* A non-linear integral equation and its application to critical branching processes// J.Math. and Mech., 1965, **14**, N5, 723–736.
- [28] *Weiner H.J.* Asymptotic properties of a simple age-dependent branching process with $m=1$ // Ann. Math. Statistics, 1965, **36**, N 5, 1565–1568.

- [29] *Севастьянов Б.А.* Предельные теоремы для ветвящихся процессов с превращениями, зависящими от возраста частиц// Теория вероятн. и ее примен., 1968, **13**, N2, 243–264.
- [30] *Goldstein M.I.* Critical age-dependent branching processes: single and multitype// Z. Wahrscheinlichkeitstheorie und Verw. Geb., 1971, **17**, 74–78.
- [31] *Pakes A.G.* Some limit theorem for the total progeny of a branching process// Adv. Appl. Probab., 1971, **3**, N1, 176–192.
- [32] *Weiner H.J.* Conditional moments in a critical age-dependent branching process// J. Appl. Probab., 1975, **12**, 581–587.
- [33] *Петров В.В.* Суммы независимых случайных величин. М.: Наука, 1987, 317 с.
- [34] *Athreya K.B., Ney P.* Branching processes// Berlin et al., Springer, 1972, XI, 287p.

2007 г.