

Provided for non-commercial research and educational use.
Not for reproduction, distribution or commercial use.

Serdica

Bulgariacae mathematicae
publicationes

Сердика

Българско математическо
списание

The attached copy is furnished for non-commercial research and education use only.
Authors are permitted to post this version of the article to their personal websites or
institutional repositories and to share with other researchers in the form of electronic reprints.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or
licensing copies, or posting to third party websites are prohibited.

For further information on
Serdica Bulgaricae Mathematicae Publicationes
and its new series Serdica Mathematical Journal
visit the website of the journal <http://www.math.bas.bg/~serdica>
or contact: Editorial Office
Serdica Mathematical Journal
Institute of Mathematics and Informatics
Bulgarian Academy of Sciences
Telephone: (+359-2)9792818, FAX:(+359-2)971-36-49
e-mail: serdica@math.bas.bg

О РАСПРЕДЕЛЕНИЯХ ЛАПЛАСА И ЛОГИСТИЧЕСКОМ КАК ПРЕДЕЛЬНЫХ В ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Б. В. ГНЕДЕНКО, Д. Б. ГНЕДЕНКО

Исследуются предельные теоремы для сумм одинаково распределенных независимых случайных величин в случайном числе. При подходящей нормировке и центровке, а также распределении числа слагаемых, оказывается, роль нормального распределения начинает играть распределение Лапласа.

При исследовании максимальной из случайных величин, взятых в случайном числе, особую роль играет логистическое распределение. Для распределений максимальных величин слагаемых доказывается теорема переноса, связывающая сходимость распределений максимумов для неслучайного числа и для случайного числа рассматриваемых первичных величин.

1. Общая направленность работы. Последние четверть века внимание ряда авторов было привлечено к исследованию предельных распределений для сумм случайного числа случайных слагаемых. Этот интерес вполне естествен, поскольку к их рассмотрению приводятся задачи последовательного статистического анализа, физики, экономики, теории надежности и многих других областей знания. Возникающая при этом теория интересна и с чисто математических позиций.

Здесь мы, наряду с предельными теоремами для сумм, изучаем и предельные распределения для максимальной величины из последовательности одинаково распределенных независимых величин в случайном числе. В идейном отношении настоящая работа примыкает к ранее опубликованным статьям одного из авторов.

2. Первичный пример. Мы начнем с рассмотрения одной задачи теории надежности, которая не только позволит увидеть естественность рассматриваемых нами задач, но и подметить целесообразный выбор закономерности, которой должно подчиняться число случайных величин, участвующих в операции суммирования или разыскания максимального значения.

Пусть требуется оценить надежность технической системы, состоящей из основного и резервного элементов, с восстановлением. Резервный элемент находится в ненагруженном резерве, оба элемента обладают одинаковыми техническими характеристиками, которые полностью восстанавливаются в результате ремонта.

В момент 0 начинает работать основной элемент системы, а резервный включается в момент отказа основного. Переключение осуществляется мгновенно. В момент отказа элемент начинает восстанавливаться. Длительность ремонта случайна с распределением вероятностей $G(x)$. Длительность безотказной работы элемента также случайна и имеет $F(x)$ своей функцией распределения. После окончания ремонта элемент поступает в резерв. Отказ системы наступает в момент, когда оба элемента окажутся в состоянии

отказа. Задача состоит в определении распределения длительности безотказной работы дублированной системы.

Обозначим через $\xi_1, \xi_2, \xi_3, \dots$ последовательные длительности безотказной работы элементов и через $\eta_1, \eta_2, \eta_3, \dots$ длительности их восстановления. Очевидно, что отказ наступит в момент $\zeta = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_v$, где $v = \min_{k \geq 2} (k, \xi_k < \eta_{k-1})$. Легко понять, что величина v распределена по геометрическому закону $P\{v=k\} = (1-a)a^{k-1}$, $k=2, 3, \dots$, где $a = P\{\xi_k > \eta_{k-1}\} = \int_0^\infty G(x) dF(x)$.

В приведенной задаче величины ζ и ξ_k зависимы, однако эта зависимость убывает по мере уменьшения a . В теоретическом и прикладном отношении особенно интересен случай, когда a мало. Мы предположим, что a зависит от целочисленного параметра n и $a_n \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$. Это предположение можно трактовать как последовательное совершенствование системы ремонта. На n -ой стадии совершенствования ремонта $v = v_n$, $a = a_n$ и, значит, длительность безотказной работы системы равна

$$(1) \quad \zeta_n = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{v_n}.$$

Мы пришли, таким образом, к задаче оценки распределения суммы (1) независимых одинаково распределенных случайных величин, когда число слагаемых v_n случайно и имеет геометрическое распределение.

Естественный интерес при этом имеет и оценка распределения другой случайной величины $\delta_n = \max_{1 \leq k \leq v_n} \xi_k$ при больших значениях n .

Без труда можно указать и другие примеры практических задач, в которых необходимо изучать суммы и максимальные значения случайных величин, взятых в случайном числе v , когда распределение v геометрическое.

3. Первая теорема переноса. В [1] было доказано предложение, которое авторы назвали теоремой переноса. В ней рассматривается следующая постановка задачи.

Пусть заданы следующие последовательности:

$\{k_n\}$, $k_n \rightarrow \infty$ при $n \rightarrow \infty$;

случайных величин $\{v_n\}$, принимающих только неотрицательные целочисленные значения и

$\{\xi_{nk}\}$ независимых при каждом n случайных величин ξ_{nk} , для которых $P\{\xi_{nk} < x\} = F_n(x)$; величины v_n независимы от ξ_{nk} . Это последнее требование можно значительно ослабить.

Спрашивается, при каких условиях сходимость функций распределения сумм $S_n = \xi_{n1} + \xi_{n2} + \dots + \xi_{nk_n}$ индуцирует сходимость функций распределения сумм $\zeta_n = \xi_{n1} + \xi_{n2} + \dots + \xi_{nv_n}$? Ответ содержится в теореме переноса

Теорема переноса. Если при $n \rightarrow \infty$

$$A) \quad P\{\xi_{n1} + \xi_{n2} + \dots + \xi_{nk_n} < x\} \rightarrow \Phi(x),$$

$$B) \quad P\{v_n/k_n < x\} \rightarrow A(x),$$

то имеет место также

$$C) \quad P\{\xi_{n1} + \xi_{n2} + \dots + \xi_{nv_n} < x\} \rightarrow \Psi(x),$$

где

$$(2) \quad \psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} d\Psi(x) = \int_0^{\infty} [\varphi(t)] dA(z).$$

Согласно классическим результатам теории вероятностей функции $\Phi(x)$ безгранично делимы. Известно, что если в формуле (2) функция $A(z)$ безгранично делима, то распределение $\Psi(x)$ также безгранично делимо.

Сформулированная теорема позволяет получить множество интересных следствий. Мы сейчас остановимся лишь на некоторых из них.

4. О нормирующих и центрирующих постоянных. Мы остановимся сейчас на случае последовательности одинаково распределенных независимых случайных величин $\xi_1, \xi_2, \xi_3, \dots$ с распределением вероятностей $F(x)$. Постоянные a_n и B_n выбираются таким образом, чтобы выполнялось условие А) теоремы переноса, когда в качестве ξ_{nk} берутся величины $(\xi_k - a_n)/B_n$.

Теорема переноса утверждает, что в случае выполнения условий А) и В) при одном и том же выборе a_n и B_n распределения нормированных сумм

$$S_n = [\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{k_n} - k_n a_n] / B_n \quad \text{и} \quad \zeta_n = [\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{v_n} - v_n a_n] / B_n$$

сходится к предельным распределениям $\Phi(x)$ и $\Psi(x)$ соответственно. Нормирующие множители B_n во второй сумме неслучайны, а центрирующие величины $A_n = v_n a_n$ случайны, но тесно связаны с таковыми для сумм неслучайного числа слагаемых.

Обратим внимание на то, что если одновременно рассматриваются для той же последовательности случайных величин $\{\xi_k\}$ две последовательности $\{v_n^{(1)}\}$ и $\{v_n^{(2)}\}$, приводящие для тех же k_n к разным предельным распределениям $A_1(x)$ и $A_2(x)$, нормирующие коэффициенты B_n остаются неизменными, также как и величины a_n .

Известно, что при надлежащем выборе $F(x)$ и $\{k_n\}$ предельное распределение $\Phi(x)$ может быть любым безгранично делимым.

Так как среди предельных функций $A(x)$ содержатся и функции с единственной точкой роста: $A(x) = 0$ при $x \leq 1$ и $A(x) = 1$ при $x > 1$, то класс предельных распределений $\Psi(x)$ содержит все безгранично-делимые распределения. Если же $A(x) = 1 - e^{-x}$, то предельные характеристические функции $\psi(t)$ имеют вид $\psi(t) = 1 / [1 - \ln \varphi(t)]$, где $\varphi(t)$ — любая безгранично-делимая характеристическая функция. Поскольку распределение $1 - e^{-x}$ безгранично делимо, все только что выписанные распределения $\Psi(x)$ безгранично делимы.

5. Особая роль распределения Лапласа. Специальный интерес представляет случай $k_n = n$. Класс предельных распределений $\Phi(x)$ при этом совпадает с устойчивыми по Хинчину распределениями [3]. Если вдобавок v_n распределены по геометрическому закону с параметром $\alpha_n = 1/n$, то предельное распределение для v_n/n оказывается равным $1 - e^{-x}$. Таким образом класс предельных распределений для сумм $\zeta_n = [\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{v_n} - v_n a_n] / B_n$ в рассматриваемом нами случае ограничивается распределениями с характеристическими функциями

$$(3) \quad \psi(t) = \frac{1}{1 - \ln \varphi(t)},$$

где

$$-\ln \varphi(t) = \begin{cases} i\gamma t + c |t|^\alpha \left\{ 1 + i\beta \frac{t}{|t|} \operatorname{tang} \frac{\pi\alpha}{2} \right\} & \text{при } \alpha \neq 1, \\ i\gamma t + c |t| \left\{ 1 + i\beta \frac{t}{|t|} \cdot \frac{2}{\pi} \mathbf{1}_1 |t| \right\} & \text{при } \alpha = 1. \end{cases}$$

Постоянные α , β , c и γ удовлетворяют следующим условиям: $0 < \alpha \leq 2$, $-1 \leq \beta \leq 1$, $c > 0$, $-\infty < \gamma < \infty$.

Доказательство того факта, что все функции $\psi(t) = 1/(1+|t|^\alpha)$ при $0 < \alpha \leq 2$ являются характеристическими, потребовало от Е. Лукача, Лаха и Ю. В. Линника определенных усилий. Мы же можем утверждать большее, что все функции (3) являются безгранично делимыми характеристическими функциями.

Обратим внимание на то, что среди предельных в указанном смысле распределений нет нормального. Его роль выполняет распределение Лапласа, характеристическая функция которого определяется формулой

$$(4) \quad \psi(t) = 1/(1+ct^2) \quad (c > 0).$$

Согласно теореме переноса, если функция $F(x)$ принадлежит области притяжения нормального закона, то функции распределения сумм

$$(5) \quad \zeta_n = [\xi_1 + \dots + \xi_{v_n} - v_n \alpha] / B_n,$$

где v_n распределены геометрически с $a_n = 1/n$ сходятся при $n \rightarrow \infty$ к распределению Лапласа.

Иными словами, при выполнении условия: при $x \rightarrow \infty$

$$x^2[1 - F(x) + F(-x)] / \int_0^x x^2 dF(x) \rightarrow 0$$

функции распределения сумм (5) сходятся к распределению Лапласа.

Если выполнены условия притяжения $F(x)$ к устойчивому распределению с параметрами $0 < \alpha < 2$, c и β , то обеспечена сходимость распределений сумм (5) к распределению $\Psi(x)$ с характеристической функцией (3).

Несколько более узкий класс предельных распределений был изучен Б. Фрайером [5] — он рассматривал только нормированные суммы (5) и полагал величины a_n равными 0.

Заметим, что при изучении сходимости распределений сумм (4) к распределению Лапласа можно выбирать $a_n = \int_0^\infty x dF(x)$.

6. Вторая теорема переноса. Предельные теоремы для максимального члена вариационного ряда были предметом многочисленных исследований. Полезный обзор основных работ в этом направлении был осуществлен Э. Гумбелем в монографии [6]. С тех пор статистике крайних значений были посвящены многие статьи, так что этот обзор нуждается в пополнении. В частности необходимо подвести итог рассмотрению максимального члена из последовательности одинаково распределенных случайных величин в случайном числе. С такого рода ситуаций приходится постоянно сталкиваться при проведении испытаний. Представляет также интерес выявление роли максимального слагаемого в суммах случайного числа случайных слагаемых.

Основой всего дальнейшего служит следующее предложение.

Вторая теорема переноса. Если при $n \rightarrow \infty$

$$A) \quad P\{\max(\xi_{n1}, \xi_{n2}, \dots, \xi_{nk_n}) < x\} \rightarrow \Phi(x)$$

и

$$B) \quad P\{v_n/k_n < x\} \rightarrow A(x),$$

то

$$C) \quad P\{\max(\xi_{n1}, \xi_{n2}, \dots, \xi_{n\nu_n}) < x\} \rightarrow \Psi(x),$$

где предельное распределение определяется формулой

$$(6) \quad \Psi(x) = \int_0^{\infty} [\Phi(x)]^z dA(z).$$

Доказательство. Пусть $p_{nk} = P\{\nu_n = k\}$, тогда

$$\begin{aligned} \Psi_n(x) &= P\{\max(\xi_{n1}, \xi_{n2}, \dots, \xi_{n\nu_n}) < x\} = \sum_{k=1}^{\infty} p_{nk} P\{\max(\xi_{n1}, \xi_{n2}, \dots, \xi_{nk}) < x\} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} p_{nk} F_n^k(x). \end{aligned}$$

Пусть $A_n(x) = P\{\nu_n < x\} = \sum_{k < x} p_{nk}$, тогда

$$\begin{aligned} \Psi_n(x) &= P\{\max(\xi_{n1}, \xi_{n2}, \dots, \xi_{n\nu_n}) < x\} = \int_0^{\infty} F_n^z(x) dA_n(z) \\ &= \int_0^{\infty} [F_n^k(x)]^{z/k} dA_n(z) = \int_0^{\infty} [F_n^k(x)]^x dA_n(k_n x) = \int_0^{\infty} [F_n^k(x)]^x dP\{\nu_n/k_n < x\}. \end{aligned}$$

В силу условий А) и В) отсюда получаем, что при $n \rightarrow \infty$

$$\Psi_n(x) \rightarrow \Psi(x) = \int_0^{\infty} [\Phi(x)]^z dA(z),$$

ч. т. д.

Этот результат настолько прост и естествен, особенно после работы [1], что невольно возникает мысль о том, что он уже известен. Однако нам не удалось найти в литературе указаний относительно того, что он уже был кем-нибудь получен. Сейчас же нас интересует не только эта теорема, но и некоторые следствия из нее.

7. О логистическом распределении, как предельном законе. Предположим теперь, что $k_n = n$ и ν_n имеет геометрическое распределение с $a_n = 1/n$. Предположим далее, что $\xi_{nk} = (\xi_k - A_n)/B_n$, где ξ_k — взаимно независимые случайные величины с одним и тем же распределением $F(x)$; A_n и B_n соответствующим образом выбранные постоянные (зависящие только от $F(x)$ и n). Класс возможных предельных распределений для $\max(\xi_{n1}, \xi_{n2}, \dots, \xi_{nn})$ при соответствующем подборе постоянных A_n и B_n известен, см., например, [6]. Этот класс исчерпывается распределениями трех следующих типов:

1. $\Phi(x) = e^{-e^{-x}}$, $-\infty < x < \infty$;
2. $\Phi(x) = e^{-x^{-\alpha}}$, $\alpha > 0$, $0 \leq x < \infty$;
3. $\Phi(x) = e^{-(x)^{\alpha}}$, $\alpha > 0$, $-\infty < x \leq 0$.

В силу второй теоремы переноса возможные предельные распределения для $\max\{(\xi_k - A_n) : 1 \leq k \leq \nu_n\}/B_n$ с таким же выбором нормирующих и центрирующих коэффициентов A_n и B_n , как и в классическом случае и при указанном распределении ν_n , исчерпываются следующими типами:

1. $\Psi(x) = 1/(1 + e^{-x})$, $-\infty < x < \infty$;
2. $\Psi(x) = 1/(1 + x^{-\alpha})$, $\alpha > 0$, $0 \leq x < \infty$;
3. $\Psi(x) = 1/(1 + (-x)^{\alpha})$, $\alpha > 0$, $-\infty < x \leq 0$.

Первый из этих типов представляет собой ничто иное как логистическое распределение. Всякий раз, когда данное распределение $F(x)$ притягивается в классическом смысле к двойному показательному распределению (к $e^{-e^{-x}}$), с теми же константами A_n и B_n максимальные члены для случайного числа величин с тем же распределением $F(x)$ и с геометрическим распределением их числа будут по распределению сближаться с логистическим. Известно, что к двум другим возможным предельным распределениям сходимость будет наблюдаться только в том случае, если распределение $F(x)$ несет в себе их асимптотическое поведение. К двойному же показательному распределению сходимость будет наблюдаться при весьма широких условиях. Это обстоятельство показывает и особую роль логистического распределения.

Обратим внимание на то, что если $F(x)$ таково, что при некоторых A_n и B_n распределения $\max\{(\xi_k - A_n) : 1 \leq k \leq v_n\} / B_n$ сходятся к предельному $\Phi(x)$, то при тех же A_n и B_n распределения $\max\{(\xi_k - A_n) : 1 \leq k \leq v_n\} / B_n$ будут сходить к предельному $\Psi(x)$ для всех возможных $A(x)$.

ЛИТЕРАТУРА

1. Б. В. Гнеденко, Х. Фахим. Об одной теореме переноса. *Доклады АН СССР*, 187, 1969, 15—17.
2. B. Gnedenko. Limit theorems for sums a random number of positive independent random variables. In: *Proc. 6-th Berkeley Symp. on Math. Stat. and Prob.*, vol. 2. Berkeley, 1972, 537—549.
3. А. Я. Хинчин. Предельные теоремы для сумм независимых случайных величин. Москва—Ленинград, 1938.
4. О. В. Линник. Лине́йные формы и статистические критерии. *Укр. мат. ж.*, 5, 1953, 247—290.
5. B. Freier Die Klasse der Grenzverteilungen von Summen gleichverteilter Zuallsgrößen mit einer zü alligen Anzahl Summanden. *Math. Nachr.* 44, 1940, 341—350.
6. E. J. Gumbel. Statistics of extremes. New York, 1958.

Московский государственный университет
113 256 Москва

Получила 11. I. 1932

СССР