

Теорема 3. Если $n \rightarrow \infty$, $a \rightarrow 0$ и $t \rightarrow \infty$, то равномерно по z и по γ , изменяющимся в конечных пределах $0 \leq \gamma \leq c$, где c — произвольная константа,

$$|H(z) - h(z, \gamma)| \rightarrow 0,$$

где

$$h(z, \gamma) = \frac{e^{-\gamma} \gamma}{(1 - e^{-\gamma})^{1/2}} \int_0^z e^{-\frac{\gamma y}{1 - e^{-\gamma}}} y^{-1/2} I_1 \left(2\gamma \sqrt{\frac{y}{1 - e^{-\gamma}}} \right) dy, \quad z > 0$$

и

$$I_1(y) := \frac{y}{2} + \frac{1}{12!} \left(\frac{y}{2} \right)^3 + \frac{1}{24!} \left(\frac{y}{2} \right)^5 + \dots$$

функция Бесселя.

Доказательство этой теоремы использует теоремы 1 и 2, а также обобщенную теорему Пуассона.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] А. Н. Колмогоров, Н. А. Дмитриев, ДАН СССР, 56, № 1 (1947).
- [2] А. Н. Колмогоров, Изв. НИИ матем. и мех. Томск. уп-та, 2 (1938), 7–12.
- [3] А. М. Яглом, ДАН СССР, 56, № 8 (1947).
- [4] Б. А. Севастьянов, Успехи матем. наук, VI, № 6 (1951).

Скороход А. В., Пределные теоремы для случайных процессов (Skorohod A. V., Limit theorems for stochastic processes).

Содержание доклада опубликовано в журнале «Теория вероятностей и ее применение», том. I, вып. 3.

Заседание 30 октября.

Пагаев С. В., О некоторых предельных теоремах для однородных цепей Маркова (Nagaev S. V., On several limit theorems for homogeneous Markov chains).

Пусть дано абстрактное пространство X и борелевское тело F_X множеств, принадлежащих X . Пусть $P(\eta, A)$, $\eta \in X$, $A \in F_X$ — функция вероятностей перехода. Допустим, что существует стационарное распределение вероятностей $P(A)$ такое, что

$$|P^{(n)}(\xi, A) - P(A)| < \gamma \rho^n, \quad \rho < 1, \quad (1)$$

равномерно относительно $\xi \in X$ и $A \in F_X$. Функция $P(\eta, A)$ вместе с начальным распределением вероятностей определяет последовательность x_1, x_2, \dots, x_n случайных величин, связанных в цепь Маркова.

Пусть $f(\eta)$ — действительная функция, заданная на X и измеримая относительно F_X .

Теорема 1. Если

$$\int_X f^2(\eta) P(d\eta) < \infty$$

и

$$\sigma^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\frac{1}{V_n} \sum_{m=1}^n (f(x_m) - E f(x_m))^2 \right] > 0$$

(математическое ожидание вычисляется в предположении, что начальное распределение является стационарным), то при любом начальном распределении π (1)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_\pi \left\{ \frac{1}{V_n} \sum_{m=1}^n (f(x_m) - E f(x_m)) \leq x \right\} = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{u^2}{2\sigma^2}} du. \quad (2)$$

Теорема 2. Пусть распределение $F(x) = P(f(\eta) \leq x)$ принадлежит области притяжения устойчивого закона $V_\alpha(x)$ с показателем α и для некоторого v , $0 < v \leq 1$.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} V_n B_n^{-v} \sup_{\xi} \int_{|f(\eta)| \leq B_n \psi(n)} |f(\eta)|^v P(\xi, d\eta) = 0,$$

где $\psi(n)$ монотонно возрастает и $\lim_{n \rightarrow \infty} \psi(n) = \infty$, то при некотором выборе постоянных A_n и B_n и любом начальном распределении π

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_\pi \left(\frac{\sum_{m=1}^n f(x_m) - A_n}{B_n} < x \right) = V_\alpha(x). \quad (3)$$

Пусть теперь Ω — счетное множество возможных состояний $\{\omega_i\}$, p_{ik} — вероятность перейти из состояния ω_i в состояние ω_k за один шаг. Предположим, что множество состояний образует один существенный класс, состоящий из одного подкласса и

$$B := \inf_{(i,j)} \sum_{k=1}^{\infty} \min(p_{ik}, p_{jk}) > 0.$$

Пусть, далее, $f(\omega_j) = a + k_j h$ — общий наибольший делитель разностей $\frac{f(\omega_j) - f(\omega_i)}{n}$ $i, j = \overline{1, \infty}$, равен 1, $\sum_j f^2(\omega_j) p_j < \infty$ и $\sigma > 0$ (σ определяется так же, как в теореме 1). Тогда справедлива

Теорема 3. Равномерно по n

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(p_n^{(\gamma)}(s) - \frac{h}{\sigma \sqrt{2\pi n}} e^{-\frac{s^2}{2}} \right) = 0, \quad (4)$$

где $p_n^{(\gamma)}(s)$ — вероятности того, что

$$\frac{\sum_{k=1}^n [f(x_k) - E f(x_k)]}{\sigma \sqrt{n}} = an + sh$$

при условии, что $x_1 = \omega_\gamma$ и $z_{ns} = \frac{an + sh}{\sigma \sqrt{n}}$.

При дополнительном предположении

$$\sum_j |f(\omega_j)|^k p_{ij} < M, \quad k \geqslant 4 \quad (5)$$

равномерно относительно i , имеет место

Теорема 4.

$$p_n^{(\gamma)}(t) = \frac{h}{\sigma \sqrt{n}} \left\{ \varphi(z_{ns}) + \sum_{r=1}^{k-3} \frac{1}{n^{r/2}} p_j^{(\gamma)}(-\varphi(z_{ns})) \right\} + O\left(\frac{1}{n^{k/2}}\right),$$

где $p_j^{(\gamma)}(-\varphi)$ вычисляется как $p_j^{(\gamma)}(-u)$ с заменой u^r на $\frac{d^r}{dx^r} \varphi(x)$, а $p_j^{(\gamma)}(-u)$ — некоторый полином.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] I. L. Doob, Stochastic Processes, New York, 1953.
- [2] Ф. Рис и Б. Секефальви-Надь, Лекции по функциональному анализу, Изд. ин. лит., 1954.
- [3] Э. Хилл, Функциональный анализ и полугруппы, Изд. Ин. лит., 1951.
- [4] Б. В. Гнеденко и А. Н. Колмогоров, Предельные распределения для сумм независимых случайных величин, Гостехиздат, 1949.

- [5] Е. Б. Дынкин, О некоторых предельных теоремах для цепей Маркова, Украинский матем. журн., VI, № 1 (1954).
- [6] С. Х. Сирахдинов, Уточнение предельных теорем для однородных цепей Маркова, ДАН СССР, 84, № 6 (1952), 1143–1146.
- [7] Р. Л. Добрушин, Об условиях центральной предельной теоремы для неоднородных цепей Маркова, ДАН СССР, 108, № 6 (1956).

Заседание 13 ноября.

Севастянов Б. А., Финальные вероятности ветвящихся случайных процессов (Sevastyanov B. A., Final probabilities for branching stochastic processes).

Изучается процесс размножения частиц типов $T_0, T_1, T_2, \dots, T_s$. Обозначим через $P_k^\alpha(t)$ — вероятность того, что за время t одна частица типа T_k переходит в α_i частиц тела T_i , $i = 0, 1, 2, \dots, s$, $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_s)$. Введем производящие функции

$$F_k(x_0, x_1, x_2, \dots, x_s, t) = \sum_{\alpha} P_k^\alpha(t) x_0^{\alpha_0} x_1^{\alpha_1} \dots x_s^{\alpha_s}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, s,$$

причем

$$F_k(x_0, x_1, \dots, x_s, \Delta t) = x_k + f_k(x_0, x_1, \dots, x_s) \Delta t + o(\Delta t),$$

где $f_k(x_0, x_1, \dots, x_s) = \sum_{\alpha} P_k^\alpha x_0^{\alpha_0} \dots x_s^{\alpha_s}$.

Пусть частицы типа T_0 финальны, т. е. с вероятностью единица при любом t . Каждая частица T_0 остается без изменения. Обозначим через q_k^n вероятность того, что процесс, начавшийся с одной частицы типа T_k , рано или поздно кончается, произведя « n » финальных частиц T_0 .

Пусть $s = 1$. Обозначим через μ_n число частиц типа T_0 , которое n частиц T_1 производит при $t \rightarrow \infty$.

Теорема 1. Если производящая функция $f_1(x_0, x_1)$ аналитична при $|x_0| < R$, $|x_1| < R$, $R > 1$, $a := \frac{\partial f_1(1,1)}{\partial x_1} = 0$, $b := \frac{\partial^2 f(1,1)}{\partial x_1^2} > 0$ и $a_{10} = \frac{\partial f_1(1,1)}{\partial x_0} > 0$, то при $x > 0$ и $n \rightarrow \infty$

$$P\left\{\frac{\mu_n}{2a_{10} n^2} < x\right\} \rightarrow \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-\frac{1}{4t}} x^{-\frac{1}{2}} dt.$$

Теорема 2. Если $f_1(x_0, x_1)$ аналитична при $|x_0| < R$, $|x_1| < R$, $R > 1$, $b > 0$, то при $n \rightarrow \infty$, $a < 0$, $a \rightarrow \infty$ так, что $k := na$ постоянство, $\eta_n = \frac{\mu_n}{2a_{10} n^2}$ в пределе имеет бесконечно делительный закон распределения с характеристической функцией, логарифм которой равен

$$\ln \varphi(\tau) = \int_0^\infty \left(e^{iu\tau} - 1 - \frac{i u \tau}{1 + u^2} \right) dN(u),$$

$$N(x) = -\frac{1}{\sqrt{\pi}} x^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{k^2}{b^2} x^2}.$$

Пусть $s > 1$. Предполагаем, что $f_i(x_0, x_1, \dots, x_s)$ аналитичны при $|x_i| < R$, $R > 1$, $i = 1, 2, \dots, s$. Обозначим $a_{ij} := \frac{\partial f_i(1,1, \dots, 1)}{\partial x_j}$, $i, j = 1, 2, \dots, s$. Пусть все характеристические корни матрицы $A = [a_{i,j}]$ имеют неположительные действительные части. Тогда имеет место

Теорема 3. Пусть μ_n — число частиц финального типа T_0 , которое получается в конце процесса, начинаящегося с « n » частиц типа T_i . Если существует собственный пределенный при $n \rightarrow \infty$ закон распределения для $\frac{\mu_n}{n^r}$, то этот закон устойчивый с $\alpha = \frac{1}{2^r}$, $1 \leq r \leq s$.