

УДК 519.21

Ю. М. КАНИОВСКИЙ, инж.,
Институт кибернетики АН УССР

**О ПРЕДЕЛЬНОМ ПОВЕДЕНИИ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ,
ПОРОЖДЕННЫХ ПРОЦЕДУРОЙ РОББИНСА — МОНРО**

В этой статье для процессов, порожденных процедурой Роббинса — Монро, получены условия сходимости в $D^1[0, T]$ к стационарному процессу. Приведен вид предельного процесса как интеграла по винеровскому процессу. Полученные результаты использованы при изучении асимптотических свойств процедур математической статистики из книги [1]. В процессе исследования применен метод, развитый в работах [1, 2].

Отметим, что в статье [3] с помощью методов книги [2] исследуются условия слабой сходимости в $D[0, T]$ случайных процессов, порожденных процедурой типа Роббинса — Монро (при зависимых наблюдениях).

Будем рассматривать, следуя работе [1], последовательность $X^{\zeta}(t)$, $t \geq 1$, определенную рекуррентно (обозначения в настоящей работе такие же, как в книгах [1, 2]): $X^{\zeta}(t+1) = X^{\zeta}(t) + a(t)\Phi(t+1, X^{\zeta}(t), \omega)$, $X^{\zeta}(1) = \zeta$, где ζ — F_1 -измеримый вектор, $\{F_t\}$, $t \geq 1$ — семейство σ -алгебр, определенное в работе [1] на с. 49, $\Phi(t, x, \omega) = R(x) + G(t, x, \omega)$ удовлетворяет условиям (A) § 2.3 [1].

Для $n \geq 1$, $T > 0$ положим $\eta_n^{(T)}(t) = \sqrt{s}(X^{\zeta}(s) - x_0)$ при $\frac{s}{n} \leq t < e^t < \frac{s+1}{n} \leq e^T$.

Теорема 1. Пусть выполняются следующие условия:

- 1) $MG(t, x, \omega) = 0$, $t \geq 1$, $x \in E_i$;
- 2) $R(x) = B(x - x_0) + \delta(x)$, $\|\delta(x)\| = o(\|x - x_0\|)$ при $x \rightarrow x_0$, x_0 — единственное решение уравнения $R(x) = 0$;
- 3) $\lim_{t \rightarrow \infty} ta(t) = a$, $a > 0$;
- 4) $\|R(x)\| \leq K_1 \|x - x_0\|$, $M\|G(t, x, \omega)\|^2 = \text{sp } A(t, x) \leq K_2(1 + \|x\|^2)$;
- 5) матрица $A = aB + J/2$ устойчива;
- 6) $X^{\zeta}(t) \rightarrow x_0$ п.н.
- 7) $\lim_{\substack{t \rightarrow \infty \\ x \rightarrow x_0}} \|A(t, x) - S_0\| = 0$, $\det S_0 \neq 0$;
- 8) $\lim_{R \rightarrow \infty} \sup_{\|x - x_0\| < \theta} \sup_{\substack{t \geq 1 \\ \|G(t, x, \omega)\| > R}} \int \|G(t, x, \omega)\|^2 P\{d\omega\} = 0$.

Тогда процессы $\eta_n^{(T)}(t)$ слабо сходятся в $D^l[0, T]$ при $n \rightarrow \infty$ к случайному процессу такого вида:

$$dZ(t) = AZ(t)dt + a\sqrt{S_0}dw(t); \quad (1)$$

$$Z(0) = N(0, S), \quad (2)$$

где $\sqrt{S_0}$ — неотрицательно определенный квадратный корень из S_0 , являющийся симметричной матрицей; $w(t)$ — стандартный l -мерный винеровский процесс; $N(0, S)$ — нормальный случайный вектор с нулевым средним и ковариационной матрицей $S = a^2 \int_0^\infty e^{Av} S_0 e^{A'v} dv$.

Доказательство. В силу устойчивости матрицы A можно выбрать $\varepsilon_1 > 0$ так, что при $\|x - x_0\| \leq \varepsilon_1$ для некоторой симметричной положительно определенной матрицы C имели место соотношения

$$\langle CR(x), x - x_0 \rangle \leq -\lambda \langle C(x - x_0), x - x_0 \rangle; \quad (3)$$

$$2a\lambda > 1. \quad (4)$$

Зададим последовательность $\{\varepsilon_m\}$, $m \geq 1$, $\varepsilon_m \downarrow 0$. Для произвольного $u > 0$ выберем последовательность положительных чисел $\{u_m\}$, $m \geq 1$ так, чтобы $\sum_{m=1}^{\infty} u_m = u$.

В силу сходимости $X^\zeta(t)$ к x_0 с вероятностью 1 можно построить последовательность номеров $\{N_k\}$, $k \geq 1$ такого вида:

$$N_1 = \min N : P \left\{ \sup_{t \geq N} \|X^\zeta(t) - x_0\| > \varepsilon_1 \right\} < u_1,$$

$$N_k = \min N > N_{k-1} : P \left\{ \sup_{t \geq N} \|X^\zeta(t) - x_0\| > \varepsilon_k \right\} < u_k.$$

Определим $R_{\varepsilon_m}(x)$ и $G_{\varepsilon_m}(t, x, \omega)$, следующим образом:

$$R_{\varepsilon_m}(x) = \begin{cases} R(x) & \text{при } \|x - x_0\| \leq \varepsilon_m, \\ B(x - x_0) & \text{при } \|x - x_0\| > \varepsilon_m; \end{cases}$$

$$G_{\varepsilon_m}(t, x, \omega) = \begin{cases} G(t, x, \omega) & \text{при } \|x - x_0\| \leq \varepsilon_m, \\ G(t, x_0, \omega) & \text{при } \|x - x_0\| > \varepsilon_m. \end{cases}$$

Положим $\Phi_u(t, x, \omega) = \dot{R}_u(t, x) + G_u(t, x, \omega)$,

$$\Phi_u(t, x, \omega) = \begin{cases} \Phi(t, x, \omega) & \text{при } t < N_1, \\ R_{\varepsilon_k}(x) + G_{\varepsilon_k}(t, x, \omega) & \text{при } N_k \leq t < N_{k+1}. \end{cases}$$

Рассмотрим последовательность $\{X_u^\zeta(t)\}$, $t \geq 1$, определенную рекуррентно: $X_u^\zeta(t+1) = X_u^\zeta(t) + a(t)\Phi_u(t+1, X_u^\zeta(t), \omega)$, $X_u^\zeta(1) = \zeta$.

Приведем две леммы, которые могут быть доказаны стандартными в стохастической аппроксимации методами (см. например [1]).

Лемма 1. Если имеют место соотношения 1) — 5), то: а) $M\|X_u^\zeta(t) - x_0\|^2 = O(t^{-1})$; б) $X_u^\zeta(t) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} x_0$ п.н.

Лемма 2. Пусть выполнены соотношения 1) — 8), тогда $\sqrt{t}(X_u^\zeta(t) - x_0) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{\text{сл.}} N(0, S)$.

Положим $\eta_n^{(T)}(t, u) = \sqrt{s}(X_u^\zeta(s) - x_0)$ при $\frac{s}{n} \leq e^t < \frac{s+1}{n} \leq e^{t+1}$.

Лемма 3. Если выполнены соотношения 1) — 8), то случайные процессы $\eta_n^{(T)}(t, u)$ слабо сходятся в $D^1[0, T]$ к процессу $Z(t)$.

Доказательство. Рассмотрим случайные величины $\xi_{nk}^{(u)} = \sqrt{n+k}(X_u^\zeta(n+k) - x_0)$, $0 \leq k \leq [ne^T] - n$. Обозначим,

$$\|R_u(s, x) - B(x - x_0)\| = \delta^{(1)}(s, x); \quad (5)$$

$$\|A_u(s, x) - S_0\| = \delta^{(2)}(s, x). \quad (6)$$

Тогда при $N_k \leq s < N_{k+1}$ имеем

$$\delta^{(1)}(s, x) \leq \max_{\|x-x_0\| \leq \varepsilon_k} \|R(x) - B(x - x_0)\|; \quad (7)$$

$$\delta^{(2)}(s, x) \leq \sup_{\substack{s \geq N_k \\ \|x-x_0\| \leq \varepsilon_k}} \|A(s, x) - S_0\|. \quad (8)$$

В силу предположений 2) и 7) правые части (7) и (8) стремятся к 0 при $s \rightarrow \infty$.

Применим теорему 13 [2] (с. 276) к случайным величинам $\xi_{nk}^{(u)}$. В нашем случае $a_n^{(u)}(t, x)$ и $b_n^{(u)}(t, x)$ определены так:

$$a_n^{(u)}(t, x) = \ln^{-1}(1 + s^{-1})[(\sqrt{1+s^{-1}} - 1)x + a(s)\sqrt{s+1}R_u(s, xs^{-1/2} + x_0)]; \quad (9)$$

$$b_n^{(u)*}(t, x) = \ln^{-1}(1 + s^{-1})(s + 1)a^2(s)A_u(s + 1, xs^{-1/2} + x_0), \quad (10)$$

$$\text{где } \frac{s}{n} \leq e^t < \frac{s+1}{n} \leq e^T.$$

$$\text{Из (5) — (10) получаем } \lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in [0, T]} (1 + \|x\|)^{-1} (\|a_n^{(u)}(t, x) - Ax\| + \|b_n^{(u)}(t, x) - a\sqrt{S_0}\|) = 0.$$

Последнее равенство, лемма 1 и предположение 8) показывают, что условия теоремы 13 [2] выполнены. Используя приведенную выше лемму 2 и замечание 2 [2] (с. 260), можно убедиться в том, что начальные условия имеют вид (2). Таким образом, сходимость частных распределений установлена.

Компактность последовательности $\eta_n^{(T)}(t, u)$ в $D^l[0, T]$ следует из теоремы 2 [2] (с. 254), леммы 1 и соотношений (9), (10).

Лемма доказана.

Теперь, чтобы доказать теорему, достаточно установить, что

$$P\{X^\xi(s) \neq X_u^\xi(s), s \geq 1\} \leq u. \quad (11)$$

Рассмотрим множество $\{X^\xi(s) = X_u^\xi(s), s \geq 1\} \supseteq \bigcap_{k=1}^{\infty} \mathfrak{M}_k$, где $\mathfrak{M}_k = \{\sup_{s \geq N_k} \|X^\xi(s) - x_0\| \leq \varepsilon_k\}$.

Отсюда имеем

$$\begin{aligned} P\{X^\xi(s) = X_u^\xi(s), s \geq 1\} &\geq P\left\{\bigcap_{k=1}^{\infty} \mathfrak{M}_k\right\} = 1 - P\left\{\bigcup_{k=1}^{\infty} {}^c \mathfrak{M}_k\right\} \geq \\ &\geq 1 - \sum_{k=1}^{\infty} P\{{}^c \mathfrak{M}_k\} = 1 - \sum_{k=1}^{\infty} u_k = 1 - u, \end{aligned}$$

т. е. неравенство (11) выполняется. Из (11) и леммы 3 следуют неравенства

$$\begin{aligned} P\{Z(t_1) < z_1, \dots, Z(t_p) < z_p\} - u &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} P\{\eta_n^{(T)}(t_1) < z_1, \dots, \eta_n^{(T)}(t_p) < \\ &< z_p\} \leq \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P\{\eta_n^{(T)}(t_1) < z_1, \dots, \eta_n^{(T)}(t_p) < z_p\} \leq \\ &\leq P\{Z(t_1) < z_1, \dots, Z(t_p) < z_p\} + u, \end{aligned} \quad (12)$$

где $a < b$, если $a_i < b_i$, $i = 1, \dots, l$.

В силу произвольности $u > 0$ неравенства (12) означают, что частные распределения $\eta_n^{(T)}(t)$ слабо сходятся к соответствующим частным распределениям процесса $Z(t)$.

Слабая компактность мер, соответствующих процессам $\eta_n^{(T)}(t)$, может быть проверена с учетом леммы 3 и соотношения (11).

Замечания. 1. Требование невырожденности матрицы S_0 не является существенным, его можно опустить.

2. Явный вид процесса $Z(t)$ как интеграла по винеровскому процессу такой [4]:

$$Z(t) = e^{At} \left(N(0, S) + a \int_0^t e^{-Au} \sqrt{S_0} d\omega(u) \right).$$

3. Для всякого измеримого на $D^4[0, T]$ и непрерывного на $C^4[0, T]$ функционала $f(x(\cdot))$ распределение $f(\eta_n^{(T)}(\cdot))$ сходится к распределению $f(Z(\cdot))$ при $n \rightarrow \infty$.

4. Теорема, подобная теореме 1, может быть доказана аналогичными приемами для процедуры, определенной следующим рекуррентным соотношением: $X^\zeta(t+1) = \pi_X[X^\zeta(t) + a(t)\Phi(t+1, X^\zeta(t), \omega)]$, $X^\zeta(1) = \zeta$, где X —выпуклое замкнутое множество в E_1 , $\pi[\cdot]$ —оператор проектирования на множество X . При этом нужно требовать выполнения условий теоремы 1 на X и дополнительно положить, что точка x_0 —внутренняя для множества X .

Рассмотрим, следуя [1], процедуры оценки в E_1 неизвестного параметра x_0 по наблюдениям Y_n , $n \geq 1$ случайной величины, имеющей плотность распределения $f(y, x_0)$ относительно меры $d\mu(y)$:

$$\begin{aligned} V_{n+1} &= \pi_X \left[V_n + \frac{a}{n+1} Y_n - m_1(V_n) \right]; \\ Z_{n+1} &= \pi_X \left[Z_n + \frac{1}{n+1} I^{-1}(Z_n) \frac{\nabla_z f(Y_{n+1}, Z_n)}{f(Y_{n+1}, Z_n)} \right]; \\ V_0 &= \text{const}, \quad Z_0 = \text{const}, \end{aligned}$$

где $m_1(x) = \int y f(y, x) d\mu(y)$, $I(x)$ —информационная матрица Фишера, соответствующая плотности $f(y, x)$. Следующие теоремы являются частными случаями теоремы 1.

Теорема 2. Предположим, что выполнены такие условия при $x \in X$:

- 1) $\forall \varepsilon > 0 \sup_{\varepsilon < \|x - x_0\| < e^{-1}} \langle m_1(x_0) - m_1(x), x - x_0 \rangle < 0;$
- 2) $\|m_1(x)\| \leq K_1 \|x\| + K_2;$
- 3) $m_1(x_0) - m_1(x) = -\nabla m_1(x)(x - x_0) + \delta(x)$, где $\|\delta(x)\| = o(\|x - x_0\|)$ при $x \rightarrow x_0$;
- 4) матрица $A = -a \nabla m_1(x) + J/2$ — устойчива.

Тогда случайные процессы $V_n^{(T)}(t) = \sqrt{s}(V_n - x_0)$ при $\frac{s}{n} \leq e^t < \frac{s+1}{n} \leq e^T$ слабо сходятся в $D^1[0, T]$ к процессу $V(t) = e^{At} \left[N(0, Q) + \right. \\ \left. + a \int_0^t e^{-Au} (m_2(x_0))^{1/2} dw(u) \right]$, где $m_2(x) = \int (y - m_1(x))(y - m_1(x))' \times \\ \times f(x, y) d\mu(y)$, $Q = a^2 \int_0^\infty e^{Av} m_2(x_0) e^{A'v} dv$.

Теорема 3. Пусть имеют место следующие условия на X :

- 1) функции $M(x) = \int \ln \frac{f(y, x)}{f(y, x_0)} f(y, x_0) d\mu(y)$ и $f(y, x)$ в окрестности множества X дважды дифференцируемы по x , а выражение для $M(x)$ и $\int f(y, x) d\mu(y) = 1$ можно дважды дифференцировать под знаком интеграла;

2) матрица $I(x)$ непрерывна и невырождена;

- 3) $\|D(X)\| \leq K_1 + K_2 \|x\|^2$, $\lim_{x \rightarrow x_0} D(x) = D(x_0)$, где $D(x) = I^{-1}(x) \times \\ \times \int ([f(y, x)]^{-1} \nabla_x f(y, x) - \nabla M(x)) ([f(y, x)]^{-1} \nabla_x f(y, x) - \nabla M(x))' f \times \\ \times (y, x_0) d\mu(y) I^{-1}(x)$;

4) $\langle I^{-1}(x) \nabla M(x), x - x_0 \rangle < 0$;

- 5) $\int_{\|\nabla_x f(y, x)\| \geq R f(y, x)} \|\nabla_x f(y, x)\|^2 f^{-2}(y, x) f(y, x_0) d\mu(y) \rightarrow 0$ равномерно при $R \rightarrow \infty$,

но по $\|x - x_0\| \leq \varepsilon$ для некоторого $\varepsilon > 0$.

Тогда случайные процессы $Z_n^{(T)}(t) = \sqrt{s}(Z_n - x_0)$ при $\frac{s}{n} \leq e^t < \frac{s+1}{n} \leq e^T$ слабо сходятся в $D^1[0, T]$ к процессу

$$Z(t) = e^{-t/2} I^{-1/2}(x_0) (N(0, J) + w(1 - e^{-t})).$$

Список литературы: 1. Невельсон М. Б., Хасминский Р. З. Стохастическая аппроксимация и рекуррентное оценивание. М., «Наука», 1972, 304 с. 2. Гихман И. И., Скороход А. В. Теория случайных процессов, т. 3. М., «Наука», 1975, 496 с. 3. Анисимов В. В., Анисимова З. П. О сходимости случайных процессов, порожденных процедурой типа Роббинса — Монро. — «ДАН УССР», Сер. А., 1977, № 12. 4. Гихман И. И., Скороход А. В. Стохастические дифференциальные уравнения. К., «Наукова думка», 1968, 354 с.

Yu. M. Kaniovsky

ON A LIMIT BEHAVIOR OF THE RANDOM PROCESSES
GENERATED BY THE ROBBINS — MONRO PROCEDURE

The conditions of weak convergence in $D^1[0, T]$ to the stationary Gaussian Markov process are given for processes $\eta_n^{(T)}(t) = \sqrt{s}(X^\zeta(s) - x_0)$ if $\frac{s}{n} \leq e^t < \frac{s+1}{n} \leq [ne^T]$, where $X^\zeta(s)$ is the s -iteration of the Robbins-Monro procedure as $n \rightarrow \infty$. Some statistical applications are considered.

Поступила в редколлегию 8. 02 1977.