

Предельное поведение распределений решения стохастического диффузионного уравнения

Г. Л. Кулинич

Рассмотрим стохастическое диффузионное уравнение (см. [1], гл. 5, § 1)

$$d\xi(t) = a(t, \xi(t)) dt + \sigma(t, \xi(t)) d\omega(t), \quad (1)$$

решение которого будет диффузионным процессом с коэффициентом диффузии $\sigma^2(t, x)$ и коэффициентом сноса $a(t, x)$. Предположим, что $t \geq 0$, а $x \in (-\infty, \infty)$.

Уравнение (1) эквивалентно следующему уравнению:

$$\xi(t) = \xi(0) + \int_0^t a(s, \xi(s)) ds + \int_0^t \sigma(s, \xi(s)) d\omega(s), \quad (2)$$

где $\xi(0)$ — заданная случайная величина независимая от процесса броуновского движения $\omega(t)$.

В однородном случае (см. [2], гл. 11, § 2) уравнение (2) имеет вид

$$\xi(t) = \xi(0) + \int_0^t a(\xi(s)) ds + \int_0^t \sigma(\xi(s)) d\omega(s). \quad (2')$$

В настоящей работе при определенных условиях на $a(t, x)$ и $\sigma(t, x)$ доказывается асимптотическая нормальность распределений случайных величин $\frac{\xi(t)}{\sqrt{t}}$, где $\xi(t)$ — решение уравнения (2) или (2').

Теорема 1. Пусть $\xi(t)$ — решение уравнения (2'), если

1) $a(x)$, $\sigma(x)$, $\sigma'(x)$ — непрерывные ограниченные функции, $\sigma(x) \geq \delta > 0$ и для любых $x, y \in (-\infty, \infty)$

$$|a(x) - a(y)| \leq K|x - y|, \quad |\sigma'(x) - \sigma'(y)| \leq K|x - y|,$$

где K — некоторая постоянная;

2)

$$\frac{1}{y} \int_0^y \frac{1}{\sigma(u)} du \rightarrow \sigma_0 \quad (3)$$

при $y \rightarrow \infty$;

3)

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{a(u)}{\sigma^2(u)} - \frac{1}{2} \frac{\sigma'(u)}{\sigma(u)} \right] du = 0, \quad (4)$$

то распределение случайной величины $\frac{\xi(t)}{\sqrt{t}}$ при $t \rightarrow \infty$ асимптотически нормально с параметрами $\left(0, \frac{1}{\sigma_0}\right)$.

Доказательство. Введем функцию

$$f(x) = \int_0^x \frac{1}{\sigma(u)} du$$

и рассмотрим процесс $\eta(t) = f(\xi(t))$. По формуле Ито (см. [1], гл. 2, § 2) можем записать стохастический дифференциал

$$d\eta(t) = \left[\frac{a(\xi(t))}{\sigma(\xi(t))} - \frac{1}{2} \sigma'(\xi(t)) \right] dt + d\omega(t).$$

Так как функция $f(x)$ непрерывная и монотонная, то она имеет обратную функцию $\varphi(x)$. Тогда получаем стохастическое диффузионное уравнение

$$d\eta(t) = \tilde{a}(\eta(t)) dt + d\omega(t),$$

где

$$\tilde{a}(x) = \frac{a(\varphi(x))}{\sigma(\varphi(x))} - \frac{1}{2} \sigma'(\varphi(x)).$$

Параболическое дифференциальное уравнение

$$\frac{\partial u(t, x)}{\partial t} = \tilde{a}(x) \frac{\partial u(t, x)}{\partial x} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 u(t, x)}{\partial x^2}$$

имеет единственное фундаментальное решение $q(t, x, y)$, которое удовлетворяет неравенству (см. [2], теорема 0.5) при любых $x, y \in (-\infty, \infty)$ и $t \geq 0$

$$q(t, x, y) \leq \frac{N}{\sqrt{t}} e^{-\frac{\alpha(x-y)^2}{t}}, \quad (5)$$

где N, α — некоторые положительные постоянные.

Функция $q(t, x, y)$ совпадает с переходной плотностью $\varrho(t, x, y)$ (см. [2], гл. 5, § 6) процесса

$$\eta(t) = \eta(0) + \int_0^t \tilde{\alpha}(\eta(s)) ds + \omega(t).$$

Для доказательства теоремы достаточно показать, что выражение

$$\frac{\eta(t) - \omega(t)}{\sqrt{t}} = \frac{\eta(0)}{\sqrt{t}} + \frac{1}{\sqrt{t}} \int_0^t \tilde{\alpha}(\eta(s)) ds$$

сходится по вероятности к нулю.

Введем функцию

$$g(x) = 1 + C \cdot \exp \left\{ -2 \int_0^x \tilde{\alpha}(u) du \right\},$$

где C — произвольная постоянная. Тогда, пользуясь формулой Ито, получим

$$\int_0^t \tilde{\alpha}(\eta(s)) ds = \int_0^{\eta(t)} g(x) dx - \int_0^t (g(\eta(s)) d\omega(s) - \int_0^{\eta(0)} g(x) dx.$$

Поэтому для каждого $x \in (-\infty, \infty)$

$$P_x \left\{ \frac{1}{\sqrt{t}} \left| \int_0^t \tilde{\alpha}(\eta(s)) ds \right| > \varepsilon \right\} \leq \frac{8}{\varepsilon^2 t} M_x \left[\int_0^{\eta(t)} g(u) du \right]^2 + \frac{8}{\varepsilon^2 t} \int_0^t M_x [g(\eta(s))]^2 ds.$$

Из (3) и (4) следует, что можно подобрать такую постоянную C , чтобы $g(x) \rightarrow 0$ при $|x| \rightarrow \infty$.

Так как $g(x)$ — непрерывная ограниченная функция и стремится к нулю при $|x| \rightarrow \infty$, то для любого $\varepsilon > 0$, существует такое M_ε , что если $|y| \geq M_\varepsilon$, то

$$\left| \frac{1}{y} \int_0^y g(u) du \right| < \varepsilon.$$

Итак, используя (5), имеем

$$\begin{aligned} M_x \left[\int_0^{\eta(t)} g(u) du \right]^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_0^y g(u) du \right]^2 \varrho(t, x, y) dy < \\ &< \frac{N}{\sqrt{t}} \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_0^y g(u) du \right]^2 \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{t} \right\} dy = \end{aligned}$$

$$= \frac{N}{\sqrt{t}} \int_{|y| \leq M_\varepsilon} \left[\int_0^y g(u) du \right]^2 \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{t} \right\} dy +$$

$$+ \frac{N}{\sqrt{t}} \int_{|y| > M_\varepsilon} \left[\int_0^y g(u) du \right]^2 \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{t} \right\} dy \leq \frac{C_\varepsilon}{\sqrt{t}} + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 \sqrt{t}.$$

Следовательно,

$$\frac{1}{t} M_x \left[\int_0^{\eta(t)} g(u) du \right]^2 \rightarrow 0$$

при $t \rightarrow \infty$. Аналогично, можно показать, что

$$M_x [g(\eta(s))]^2 \rightarrow 0$$

при $s \rightarrow \infty$. Потому

$$\frac{1}{t} \int_0^t M_x [g(\eta(s))]^2 ds \rightarrow 0.$$

Значит,

$$\frac{\eta(t) - \omega(t)}{\sqrt{t}} \rightarrow 0$$

по вероятности при $t \rightarrow \infty$. Отсюда следует, что распределение случайных величин $\frac{\eta(t)}{\sqrt{t}}$ асимптотически нормально с параметрами (0, 1). Поэтому процесс $\eta(t)$ неограничен по вероятности, т. е. для любой постоянной C

$$P \{ |\eta(t)| \leq C \} \rightarrow 0$$

при $t \rightarrow \infty$, а, следовательно, и $\xi(t)$ неограничен по вероятности, так как $\frac{f(x)}{x} \rightarrow \sigma_0$ при $|x| \rightarrow \infty$.

Поскольку для любого $\varepsilon > 0$ существует такое C_ε , что как только $|x| > C_\varepsilon$, то $\left| \frac{f(x)}{x} - \sigma_0 \right| < \varepsilon$, имеем

$$P \left\{ \left| \frac{\eta(t)}{\xi(t)} - \sigma_0 \right| > \varepsilon \right\} \leq P \{ |\xi(t)| \leq C_\varepsilon \} \rightarrow 0$$

при $t \rightarrow \infty$, т. е.

$$\frac{\eta(t)}{\xi(t)} \rightarrow \sigma_0$$

по вероятности. Из соотношения

$$\frac{\xi(t)}{\sqrt{t}} = \frac{\xi(t)}{\eta(t)} \cdot \frac{\eta(t)}{\sqrt{t}}$$

следует утверждение теоремы.

Теорема 2. Пусть $\xi(t)$ — решение уравнения (2), если

1) $a(t, x)$, $\sigma(t, x)$, $a'_x(t, x)$, $a''_{xx}(t, x)$, $\sigma'_x(t, x)$, $\sigma''_{xx}(t, x)$ — непрерывны и ограничены в области $(t \geq 0, (-\infty, \infty))$, $\sigma(t, x) \geq \delta > 0$;

2) для любых t_1 и t_2

$$|\sigma(t_1, x) - \sigma(t_2, x)| \leq K |t_1 - t_2|^\lambda,$$

где $\lambda > 0$;

3) для произвольной постоянной $\alpha > 0$ и любого $x \in (-\infty, \infty)$

$$\frac{1}{\sqrt{s}} \int_{-\infty}^{\infty} |a(s, y)| \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{s} \right\} dy = o \left(\frac{1}{\sqrt{s}} \right)$$

при достаточно больших s ;

4) существует постоянная σ_0 , что

$$\frac{1}{\sqrt{s}} \int_{-\infty}^{\infty} |\sigma(s, y) - \sigma_0|^2 \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{s} \right\} dy \rightarrow 0$$

при $s \rightarrow \infty$.

Тогда случайная величина $\frac{\xi(t)}{\sqrt{t}}$ имеет асимптотическое нормальное распределение с параметрами $(0, \sigma_0)$.

Доказательство. Рассмотрим параболическое дифференциальное уравнение

$$-\frac{\partial u(t, x)}{\partial t} = a(t, x) \frac{\partial u(t, x)}{\partial x} + \frac{1}{2} \sigma^2(t, x) \frac{\partial^2 u(t, x)}{\partial x^2}. \quad (6)$$

Оно имеет единственное фундаментальное решение $q(t, x, s, y)$ (см. [2], замечание к теореме 0.4) и для любых $0 \leq t < s < \infty$

$$q(t, x, s, y) \leq \frac{N}{\sqrt{s-t}} \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{s-t} \right\},$$

где N, α — некоторые положительные постоянные.

Функция

$$v(t, x) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(y) q(t, x, s, y) dy,$$

где $\varphi(x)$ — финитная дважды непрерывнодифференцируемая функция, есть ограниченное решение задачи Коши для уравнения (6) в области $(0, s] \times (-\infty, \infty)$ для $s < \infty$ с условием $v(s, x) = \varphi(x)$, а, следовательно, (см. [4], § 1, теорема 10) оно единственно. С другой стороны, функция

$$u(t, x) = M_{t,x} \varphi(\xi(s))$$

удовлетворяет уравнению (6) и условию $u(s, x) = \varphi(x)$ (см. [3], гл. 8, § 5). Значит, для любого x и $t < s$

$$M_{t,x} \varphi(\xi(s)) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(y) q(t, x, s, y) dy$$

для финитных дважды непрерывнодифференцируемых функций $\varphi(x)$, а поэтому $q(t, x, s, y)$ совпадает с переходной плотностью $q(t, x, s, y)$ процесса $\xi(t)$.

Из (2) имеем

$$\begin{aligned} \frac{\xi(t) - \sigma_0 \omega(t)}{\sqrt{t}} &= \frac{\xi(0)}{\sqrt{t}} + \frac{1}{\sqrt{t}} \int_0^t a(s, \xi(s)) ds + \\ &+ \frac{1}{\sqrt{t}} \int_0^t [\sigma(s, \xi(s)) - \sigma_0] d\omega(s). \end{aligned}$$

Тогда

$$\begin{aligned}
 P_x \left\{ \frac{1}{\sqrt{t}} \left| \int_0^t a(s, \xi(s)) ds \right| > \varepsilon \right\} &\leq \frac{1}{\varepsilon \sqrt{t}} M_x \left| \int_0^t a(s, \xi(s)) ds \right| \leq \\
 &\leq \frac{1}{\varepsilon \sqrt{t}} \int_0^t M_x |a(s, \xi(s))| ds \leq \\
 &\leq \frac{N}{\varepsilon} \frac{1}{\sqrt{t}} \int_0^t \left(\frac{1}{\sqrt{s}} \int_{-\infty}^{\infty} |a(s, y)| \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{s} \right\} dy \right) ds \rightarrow 0
 \end{aligned}$$

при $t \rightarrow \infty$, так как $\frac{1}{\sqrt{s}} \int_{-\infty}^{\infty} |a(s, y)| \exp \left\{ -\frac{\alpha(x-y)^2}{s} \right\} dx$ ограниченная функция и стремится к нулю при $s \rightarrow \infty$.

Аналогично, получим

$$\begin{aligned}
 P_x \left\{ \frac{1}{\sqrt{t}} \left| \int_0^t [\sigma(s, \xi(s)) - \sigma_0] d\omega(s) \right| > \varepsilon \right\} &\leq \\
 &\leq \frac{1}{\varepsilon^2 t} \int_0^t M_x [\sigma(s, \xi(s)) - \sigma_0]^2 ds \rightarrow 0
 \end{aligned}$$

при $t \rightarrow \infty$. Следовательно,

$$\frac{\xi(t) - \sigma_0 \omega(t)}{\sqrt{t}} \rightarrow 0$$

по вероятности, значит, $\frac{\xi(t)}{\sqrt{t}}$ имеет асимптотическое нормальное распределение с параметрами $(0, \sigma_0)$.

Теорема 3. Пусть $\xi_1(t)$ и $\xi_2(t)$ — решения уравнений

$$\xi_i(t) = \xi_i(0) + \int_0^t a_i(s, \xi_i(s)) ds + \int_0^t \sigma(s, \xi_i(s)) d\omega(s),$$

$$i = 1, 2,$$

если

1) $a_1(t, x)$, $a_2(t, x)$, $\sigma(t, x)$ удовлетворяют условиям теоремы 2 и $a_1(t, x) < a_2(t, x)$ при любых t и x ;

2)

$$P \{ \xi_1(0) \leq \xi(0) \leq \xi_2(0) \} = 1$$

и

$$a_1(t, x) < a(t, x) < a_2(t, x),$$

то случайная величина $\frac{\xi(t)}{\sqrt{t}}$ имеет асимптотически нормальное распределение с параметрами $(0, \sigma_0)$, где $\xi(t)$ — решение уравнения

$$\xi(t) = \xi(0) + \int_0^t a(s, \xi(s)) ds + \int_0^t \sigma(s, \xi(s)) d\omega(s).$$

Доказательство этой теоремы следует из (см. [1], гл. 5, § 3,) и теоремы 2.

В заключение автор выражает благодарность А. В. Скороходу за помощь при написании работы.

ЛИТЕРАТУРА

1. А. В. Скороход, Исследования по теории случайных процессов, изд-во Киевск. гос. ун-та, К., 1961.
2. Е. Б. Дынкин, Марковские процессы, Физматгиз, М., 1963.
3. И. И. Гихман, А. В. Скороход, Введение в теорию случайных процессов, изд-во «Наука», 1965.
4. А. М. Ильин, А. С. Калашников, О. А. Олейник, Линейные уравнения второго порядка параболического типа, УМН, т. 17, вып. 3, 1962.

Поступила 4.II 1966 г.

Киев