

## О принципе усреднения для стохастических дифференциальных уравнений Ито

Р. З. Хасьминский

В настоящей работе применяется принцип усреднения для исследования обобщения системы стохастических дифференциальных уравнений (1.1). Предполагается, что не только медленное ( $X_\varepsilon(t)$ ), но и быстрое ( $Y_\varepsilon(t)$ ) движение представляет собой процесс диффузионного типа. Показывается, что при некоторых предположениях справедлив результат, аналогичный результату в [1], если усреднение в формулах (0.2) понимать в некотором другом смысле.

### 0. ВВЕДЕНИЕ

Хорошо известно, что важным приемом исследования систем автоматического регулирования является принцип усреднения. В последние годы этот принцип широко применяется и для исследования работы систем, подверженных воздействию случайных помех. В работе [1] доказаны, в частности, теоремы о поведении решений параболических и эллиптических дифференциальных уравнений, позволяющие получить принцип усреднения для систем стохастических дифференциальных уравнений Ито. Соответствующий результат можно сформулировать следующим образом.

Пусть коэффициенты системы уравнений

$$(0.1) \quad dX_\varepsilon(t) = A(X_\varepsilon, Y_\varepsilon) dt + \sum_{r=1}^l \sigma_r(X_\varepsilon, Y_\varepsilon) d\xi_r(t),$$

$$\frac{dY_\varepsilon}{dt} = \frac{1}{\varepsilon}$$

( $X, A, \sigma_r$  — векторы из  $l$ -мерного евклидова пространства  $E_l$ ) удовлетворяют условию Липшица по  $x$  равномерно относительно  $y$  и равномерно относитель-

но  $x, t$  существуют пределы средних

$$(0.2) \quad \lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{1}{\tau} \int_t^{t+\tau} A(x, y) dy = \bar{A}(x);$$

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{1}{\tau} \int_t^{t+\tau} \sum_{r=1}^l \sigma_r^{(i)} \sigma_r^{(j)}(x, y) dy = a_{ij}(x).$$

Тогда конечномерные распределения процесса  $X_s(t)$  слабо сходятся к конечномерным распределениям процесса  $X_0(t)$ , удовлетворяющего системе уравнений

$$dX_0(t) = \bar{A}(X_0) dt + \sum_{r=1}^l \bar{\sigma}_r(X_0) d\xi_r(t),$$

где матрица  $(\bar{\sigma}_1, \dots, \bar{\sigma}_l)$  представляет собой квадратный корень из симметричной матрицы  $A = \|a_{ij}\|$ .

В работах И. И. Гихмана [2] и И. Вроча [3] принцип усреднения был обоснован непосредственно для стохастических уравнений, причем рассматривались стохастические уравнения более общей природы, чем (0.1) и изучались в основном, условия, когда решение сходится к пределу в среднем квадратическом. (Поэтому в [2] и [3] вместо второго условия (0.2) авторам пришлось наложить гораздо более ограничительное условие.)

В настоящей работе будет предполагаться, что не только медленное ( $X_s(t)$ ), но и быстрое ( $Y_s(t)$ ) движение представляет собой процесс диффузионного типа. Будет показано, что при некоторых предположениях справедлив результат, аналогичный вышеприведенному, если усреднение в формулах (0.2) понимать в некотором другом смысле.

Отметим, что это расширение существенно при исследовании работы нелинейных систем автоматического регулирования, близких к гамильтоновым (см. § 5).

## 1.

Пусть  $(X_r^{(e)}(t), Y_r^{(e)}(t))$  — семейство марковских случайных процессов в  $E_r$ , описываемое системой стохастических уравнений Ито

$$(1.1) \quad dX_i^{(e)}(t) = A_i(X^{(e)}, Y^{(e)}) dt + \sum_{r=1}^l \sigma_i^{(r)}(X^{(e)}, Y^{(e)}) d\xi_r(t),$$

$$dY_j^{(e)}(t) = \frac{1}{\varepsilon} B_j(X^{(e)}, Y^{(e)}) dt + \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} \sum_{r=1}^l \phi_j^{(r)}(X^{(e)}, Y^{(e)}) d\xi_r(t)$$

$$(i = 1, \dots, l_1; j = 1, \dots, l_2; l_1 + l_2 = l)$$

$$(1.2) \quad X^{(e)}(0) = x_0; \quad Y^{(e)}(0) = y_0,$$

где  $\xi_1(t), \dots, \xi_l(t)$  — независимые между собой винеровские процессы, удовлетворяющие условиям

$$(1.3) \quad M\xi_r(t) = 0; \quad M\xi_r^2(t) = t.$$

Будем обозначать  $\mathcal{M}_t$   $\sigma$ -алгебру событий, порожденных событиями вида  $\{\xi_r(s) < x; r = 1, \dots, l; s \leq t\}$ .

Процесс  $X^{(e)}(t)$  естественно назвать „медленной“, а процесс  $Y^{(e)}(t)$  — „быстрой“ компонентой рассматриваемого движения.

Предположим, что выполнены следующие условия:

(A1) Векторы  $A, \sigma^{(r)}$  из  $E_{l_1}$  и  $B, \varphi^{(r)}$  из  $E_{l_2}$  удовлетворяют условию Липшица по  $x, y$  и кроме того, выполнено неравенство

$$(1.4) \quad |A(x, y)| + \sum_{r=1}^l |\sigma^{(r)}(x, y)|^2 \leq c(1 + |x|^2).$$

(A2) Для процесса  $Y^{(x,y)}(t)$ , описываемого стохастическим уравнением Ито

$$(1.5) \quad dY^{(x,y)}(t) = B(x, Y^{(x,y)}(t)) dt + \sum_{r=1}^l \varphi^{(r)}(x, Y^{(x,y)}(t)) d\xi_r(t)$$

и начальным условием

$$(1.6) \quad Y^{(x,y)}(0) = y,$$

существуют функции  $\bar{A}(x)$  и  $a_{ij}(x)$  такие, что для некоторой функции  $\alpha(\tau)$ , стремящейся к нулю при  $\tau \rightarrow \infty$ , выполнены неравенства

$$(1.7) \quad \left| M \frac{1}{\tau} \int_t^{t+\tau} A(x, Y^{(x,y)}(s)) ds - \bar{A}(x) \right| < \alpha(\tau)(1 + |x|^2),$$

$$(1.8) \quad \left| M \frac{1}{\tau} \int_t^{t+\tau} \sum_{r=1}^l \sigma_j^{(r)} \sigma_j^{(r)}(x, Y^{(x,y)}(s)) ds - a_{ij}(x) \right| < \alpha(\tau)(1 + |x|^2).$$

Для некоторых приложений (см. § 5) условия (1.4), (1.7), (1.8) слишком ограничительны. Поэтому вместо условий (A1), (A2), мы будем рассматривать часто условия:

(B1) Векторы  $A, \sigma^{(r)}, B, \varphi^{(r)}$  удовлетворяют условию Липшица по  $x, y$  и, кроме того, существует такая  $\mathcal{N}_t$ -измеримая случайная величина  $Z(t)$ , что  $MZ(t) < c < \infty$  для  $t \in [0, T]$ , и при всех  $\varepsilon > 0, t \geq s \geq 0$  почти наверное выполнены соотношения

$$(1.9) \quad M\{|Y^{(\varepsilon)}(t)|^2 | \mathcal{N}_s\} \leq Z(s); M\{|Y^{(\varepsilon)}(t)|^4 | \mathcal{N}_s\} \leq Z(s).$$

(B2) Выполнены условия (A2) с заменой функции  $\alpha(\tau)(1 + |x|^2)$  на функцию  $\alpha(\tau)(1 + |x|^2 + |y|^2)$  в правой части неравенств (1.7) и (1.8).

Основной целью этой статьи является доказательство следующей теоремы.

**Теорема 1.** Пусть для процесса  $(X^{(\varepsilon)}(t), Y^{(\varepsilon)}(t))$  определяемого системой (1.1) и условиями (1.2), выполнены условия (A1) и (A2) или условия (B1) и (B2). Тогда процесс  $X^{(\varepsilon)}(t)$  слабо сходится на отрезке  $0 \leq t \leq T$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$  к марковскому случайному процессу  $X^{(0)}(t)$ , являющемуся решением задачи

$$(1.10) \quad dX^{(0)}(t) = \bar{A}(X^{(0)}) dt + \sum_{r=1}^l \bar{\sigma}^{(r)}(X^{(0)}) d\xi_r(t), \quad X^{(0)}(0) = x_0,$$

где  $\bar{\sigma}(x) = ((\sigma_i^{(r)}(x)))$  — квадратный корень из симметричной матрицы  $((a_{ij}(x)))$ .

Доказательство этой теоремы будет выведено из ряда лемм, которые мы докажем в следующем параграфе.

## 2.

В этом параграфе мы постоянно будем пользоваться тем широко известным фактом (см., например, [4]), что из неравенств  $0 \leq y(t) \leq A + B \int_s^t y(u) du$  ( $t \geq s$ ) вытекает неравенство

$$(2.1) \quad y(t) \leq A \exp \{B(t - s)\}.$$

В дальнейшем без специального упоминания будет считаться, что все неравенства, в которые входят условные математические ожидания справедливы п. н. (почти наверное).

**Лемма 2.1.** Если выполнены условия (A1) (или (B1)), то для всех  $0 \leq h \leq t; 0 \leq s < t \leq T, \varepsilon > 0$  справедливы оценки

$$(2.2) \quad M\{|X^{(\varepsilon)}(t)|^2 | \mathcal{N}_s\} \leq c_1\{|X^{(\varepsilon)}(s)|^2 + Z_1(s)\},$$

$$(2.3) \quad M\{|X^{(\varepsilon)}(t+h) - X^{(\varepsilon)}(t)|^2 | \mathcal{N}_t\} \leq c_1 h(|X^{(\varepsilon)}(t)|^2 + Z_1(t)),$$

$$(2.4) \quad M\{|X^{(\varepsilon)}(t+h) - X^{(\varepsilon)}(t)|^4 | \mathcal{N}_t\} \leq c_1 h^2(|X^{(\varepsilon)}(t)|^4 + Z_1(t)).$$

(Здесь и далее в §§ 2–4,  $Z_i(t)$  обозначаются любые  $\mathcal{N}_t$ -измеримые случайные величины с ограниченным на отрезке  $[0, T]$  математическим ожиданием, а  $c, c_i$  — постоянные.)

Доказательство проведем лишь для случая выполнения условий (B1), так как изменения, которые нужно внести в это доказательство, если выполнены условия (A1), очевидны. Из соотношения

$$(2.5) \quad X^{(e)}(t) - X^{(e)}(s) = \int_s^t A(X^{(e)}(u), Y^{(e)}(u)) du + \sum_{r=1}^l \int_s^t \sigma^{(r)}(X^{(e)}, Y^{(e)}) d\xi_r(u),$$

применяя условие Липшица, свойства стохастического интеграла и (1.9), получим неравенство

$$M\{|X^{(e)}(t)|^2 / \mathcal{N}_s\} \leq |X^{(e)}(s)|^2 + c_2 \int_s^t [M\{|X^{(e)}(u)|^2 / \mathcal{N}_s\} + 1 + Z(s)] du.$$

Отсюда и из (2.1) вытекает неравенство

$$M\{|X^{(e)}(t)|^2 / \mathcal{N}_s\} \leq c_1 [|X^{(e)}(s)|^2 + c_2(t-s)(Z(s) + 1)]$$

эквивалентное (2.2). Возводя теперь (2.5) в квадрат и в четвертую степень, и производя аналогичные выкладки, получим (2.3) и (2.4). Лемма доказана.

Рассмотрим теперь разбиение интервала  $[0, T]$  на интервалы  $A_k$  ( $k = 0, \dots, n-1$ ) длины  $\Delta$ , так что  $A_k = [k\Delta, (k+1)\Delta)$  ( $\Delta \rightarrow 0$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$ ). Построим вспомогательные процессы  $\hat{Y}_\varepsilon(t)$ ,  $\hat{X}_\varepsilon(t)$ ,  $\check{X}_\varepsilon(t)$  с помощью формул

$$(2.6) \quad \hat{Y}_\varepsilon(t) = Y^{(e)}(k\Delta) + \frac{1}{\varepsilon} \int_{k\Delta}^t B(X^{(e)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s)) ds + \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} \sum_{r=1}^l \int_{k\Delta}^t \varphi^{(r)}(X^{(e)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s)) d\xi_r(s) \quad (t \in A_k),$$

$$(2.7) \quad \hat{X}_\varepsilon(t) = X_\varepsilon(k\Delta) \quad \text{для } t \in A_k,$$

$$(2.8) \quad \check{X}_\varepsilon(t) = x_0 + \int_0^t A(\hat{X}_\varepsilon(s), \hat{Y}_\varepsilon(s)) ds + \sum_{r=1}^l \int_0^t \sigma^{(r)}(\hat{X}_\varepsilon(s), \hat{Y}_\varepsilon(s)) d\xi_r(s).$$

Ясно, что построенные таким способом процессы  $\hat{X}_\varepsilon(t)$  и  $\hat{Y}_\varepsilon(t)$  кусочно-непрерывны, а процесс  $\check{X}_\varepsilon(t)$  — непрерывен с вероятностью 1.

В следующих двух леммах предполагается, что выполнены условия (A1) или (B1).

**Лемма 2.2.** *Функцию  $\Delta = \Delta(\varepsilon)$  можно выбрать таким образом, что  $\Delta\varepsilon^{-1} \rightarrow \infty$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$  и, кроме того, справедливы соотношения*

$$(2.9) \quad \mathbf{M}\{|Y^{(\varepsilon)}(t) - \hat{Y}_\varepsilon(t)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} < k(\varepsilon)\{[X^{(\varepsilon)}(k\Delta)]^2 + Z_2(k\Delta)\}$$

для  $t \in A_k$ , причем  $k(\varepsilon) \rightarrow 0$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$ ,

$$(2.10) \quad \sup_{t \in [0, T]} \mathbf{M}|X^{(\varepsilon)}(t) - \check{X}_\varepsilon(t)|^2 \rightarrow 0 \quad \text{при} \quad \varepsilon \rightarrow 0.$$

*Доказательство.* Из (2.6) и (1.1) для  $t \in A_k$  получим

$$\begin{aligned} \mathbf{M}\{|Y^{(\varepsilon)}(t) - \hat{Y}_\varepsilon(t)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} &= \mathbf{M}\left\{\left[\frac{1}{\varepsilon} \int_{k\Delta}^t [B(X^{(\varepsilon)}(s), Y^{(\varepsilon)}(s)) - B(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s))] ds + \right. \right. \\ &+ \left. \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} \sum_{r=1}^l \int_{k\Delta}^t [\varphi^{(r)}(X^{(\varepsilon)}(s), Y^{(\varepsilon)}(s)) - \varphi^{(r)}(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s))] d\xi_r(s)\right]^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} \leq \\ &\leq c \left\{ \frac{\Delta}{\varepsilon^2} \int_{k\Delta}^t \mathbf{M}\{|B(X^{(\varepsilon)}(s), Y^{(\varepsilon)}(s)) - B(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s))|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} ds + \right. \\ &+ \left. \frac{1}{\varepsilon} \sum_{r=1}^l \int_{k\Delta}^t \mathbf{M}\{[\varphi^{(r)}(X^{(\varepsilon)}(s), Y^{(\varepsilon)}(s)) - \varphi^{(r)}(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s))]^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} ds \right. \end{aligned}$$

Из последнего неравенства, применяя условие Липшица и (2.3), получим соотношение

$$\begin{aligned} \mathbf{M}\{|Y^{(\varepsilon)}(t) - \hat{Y}_\varepsilon(t)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} &\leq \\ &\leq c \left( \frac{1}{\varepsilon} + \frac{\Delta}{\varepsilon^2} \right) \int_{k\Delta}^t \mathbf{M}\{|X^{(\varepsilon)}(s) - X^{(\varepsilon)}(k\Delta)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} ds + \\ &+ \int_{k\Delta}^t \mathbf{M}\{|Y^{(\varepsilon)}(s) - \hat{Y}_\varepsilon(s)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} ds \leq \\ &\leq c \left( \frac{1}{\varepsilon} + \frac{\Delta}{\varepsilon^2} \right) \Delta^2 \{[X^{(\varepsilon)}(k\Delta)]^2 + Z_2(k\Delta)\} + \\ &+ c \left( \frac{1}{\varepsilon} + \frac{\Delta}{\varepsilon^2} \right) \int_{k\Delta}^t \mathbf{M}\{|Y^{(\varepsilon)}(s) - \hat{Y}_\varepsilon(s)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} ds. \end{aligned}$$

Из этого соотношения и (2.1) вытекает (2.9), если положить  $k(\varepsilon) = \Delta(\Delta/\varepsilon + \Delta^2/\varepsilon^2) \exp\{c(\Delta^2/\varepsilon^2 + \Delta/\varepsilon)\}$ . Заметим теперь, что  $k(\varepsilon) \rightarrow 0$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$ , если положить

$$(2.11) \quad \Delta(\varepsilon) = \varepsilon^{\frac{2}{3}} / (\ln 1/\varepsilon).$$

266 Из (2.9) следует, в частности, что

$$(2.12) \quad \sup_{t \in [0, T]} \mathbb{M} |Y^{(\varepsilon)}(t) - \check{Y}_\varepsilon(t)|^2 \rightarrow 0,$$

для такого выбора  $\Delta = \Delta(\varepsilon)$ .

Аналогично предыдущему из (1.1) и (2.8) с учетом условия Липшица и (2.11) получим интегральное неравенство, из которого с помощью (2.1) вытекает (2.10). Лемма доказана.

**Следствие.** Из (2.9) вытекает, что

$$\mathbb{M}\{|\check{Y}_\varepsilon(s)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} \leq 2k(\varepsilon) \{ |X^{(\varepsilon)}(k\Delta)|^2 + Z_2(k\Delta) + 4\mathbb{M}[|Y^{(\varepsilon)}(s)|^2 / \mathcal{N}_{k\Delta}] \}.$$

Отсюда, вычисляя математическое ожидание при условии  $\mathcal{N}_t$  ( $t < k\Delta$ ), применяя (1.5) и лемму 2.1, получим соотношение

$$(2.13) \quad \mathbb{M}\{|\check{Y}_\varepsilon(s)|^2 / \mathcal{N}_t\} \leq Z_3(t),$$

где, как и раньше,  $Z_3(t)$  — некоторая  $\mathcal{N}_t$ -измеримая случайная величина с ограниченным на отрезке  $[0, T]$  математическим ожиданием.

**Лемма 2.3.** Если функция  $\Delta(\varepsilon)$  выбрана согласно (2.11), то для процесса  $\check{X}_\varepsilon(t)$  справедливо также соотношение

$$(2.14) \quad \sup_{t \in [0, T]} \mathbb{M} |X^{(\varepsilon)}(t) - \check{X}_\varepsilon(t)|^4 \rightarrow 0 \quad \text{при } \varepsilon \rightarrow 0.$$

Доказательство этой леммы почти не отличается от доказательства леммы 2.2. Сначала, используя (2.4) и условие Липшица, получим аналогично (2.9) неравенство

$$\mathbb{M}\{|Y^{(\varepsilon)}(t) - \check{Y}_\varepsilon(t)|^4 / \mathcal{N}_{k\Delta}\} \leq k_1(\varepsilon) \{ |X^{(\varepsilon)}(k\Delta)|^4 + Z_3(k\Delta) \}$$

$$(k_1(\varepsilon) \rightarrow 0 \quad \text{при } \varepsilon \rightarrow 0).$$

Опираясь на это неравенство и (2.4), легко получить (2.14) аналогично тому, как из (2.9) получается неравенство (2.10).

Из доказанных в этом параграфе лемм вытекает в частности компактность семейства мер, связанных с процессами  $\check{X}_\varepsilon(t)$ , в пространстве непрерывных функций. В самом деле, из (2.4) вытекают для  $0 < t < T$ ,  $0 < t + h < T$ , со-

отношения

$$\mathbb{M}|X^{(\varepsilon)}(t)|^4 < c; \quad \mathbb{M}|X^{(\varepsilon)}(t+h) - X^{(\varepsilon)}(t)|^4 \leq h^2 c.$$

Отсюда и из (2.14) ясно, что

$$\mathbb{M}|\check{X}_\varepsilon(t)|^4 < c; \quad \mathbb{M}|\check{X}_\varepsilon(t+h) - \check{X}_\varepsilon(t)|^4 \leq ch^2 + \alpha(\varepsilon),$$

где  $\alpha(\varepsilon) \rightarrow 0$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$ . Как известно, [5], этих двух условий достаточно для указанной выше компактности. Отсюда и из [6] вытекает, что для любой последовательности значений  $\varepsilon$ , стремящейся к нулю, можно выбрать подпоследовательность  $\varepsilon_n \rightarrow 0$  такую, что определенные в некотором другом вероятностном пространстве  $(Q', A', P')$  процессы  $X'_{\varepsilon_n}(t)$  имеют те же конечномерные распределения, что и  $\check{X}_{\varepsilon_n}(t)$  и, кроме того, при  $n \rightarrow \infty$

$$X'_{\varepsilon_n}(t) \rightarrow X_0(t) \quad \text{по вероятности.}$$

При этом  $X_0(t)$  — непрерывный с вероятностью 1 случайный процесс. В § 4 будет показано, что конечномерные распределения любого случайного процесса, полученного таким путем, совпадают.

Для этого нам потребуется ряд свойств процесса  $\check{X}_\varepsilon(t)$ , которые будут доказаны в § 3.

### 3.

При доказательстве следующих двух лемм предполагается, что выполнены условия (B), так как в случае выполнения условий (A) доказательство проводится по тому же плану, но значительно проще.

**Лемма 3.1.** Если выполнены условия теоремы 1, то для условного математического ожидания приращения процесса  $\check{X}_\varepsilon(t)$  справедлива оценка

$$\begin{aligned} & \left| \mathbb{M}\{\check{X}_\varepsilon(t_2) - \check{X}_\varepsilon(t_1) \mid \mathcal{N}_{t_1}\} - \sum_{k=\lceil t_1/A \rceil}^{\lceil t_2/A \rceil} \mathbb{M}\{\bar{A}(\check{X}_\varepsilon(kA)) \mid \mathcal{N}_{t_1}\} A \right| \leq \\ & \leq k(\varepsilon) \{|\check{X}_\varepsilon(t_1)|^2 + Z_1(t)\} \quad (\text{п. н.}), \end{aligned}$$

где  $k(\varepsilon) \rightarrow 0$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$ .

Доказательство. Из (2.8) и известных свойств стохастического интеграла Ито вытекает равенство

$$\mathbb{M}\{\check{X}_\varepsilon(t_2) - \check{X}_\varepsilon(t_1) \mid \mathcal{N}_{t_1}\} = \int_{t_1}^{t_2} \mathbb{M}\{A(\check{X}_\varepsilon(s), \check{Y}_\varepsilon(s)) \mid \mathcal{N}_{t_1}\} ds.$$



268 Отсюда и из (2.2) получаем неравенство

$$(3.1) \quad \begin{aligned} & \left| \mathbb{M}\{(\check{X}_\varepsilon(t_2) - \check{X}_\varepsilon(t_1)) / \mathcal{N}_{t_1}\} - \sum_{k=\lceil t_1/\Delta \rceil}^{\lceil t_2/\Delta \rceil} \int_{k\Delta}^{(k+1)\Delta} \mathbb{M}[A(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s)) / \mathcal{N}_{t_1}] ds \right| \leq \\ & \leq c\Delta(|X^{(\varepsilon)}(t_1)|^2 + Z_1(t_1)). \end{aligned}$$

Для оценки каждого члена суммы, входящей в левую часть (3.1), наряду с процессом  $\hat{Y}_\varepsilon(t)$  на отрезке  $\Delta_k$  рассмотрим процесс  $Y_\varepsilon^{(x,y)}(t)$ , определяемый уравнением

$$(3.2) \quad Y_\varepsilon^{(x,y)}(t) = y + \frac{1}{\varepsilon} \int_{k\Delta}^t B(x, Y_\varepsilon^{(x,y)}(s)) ds + \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} \sum_{r=1}^l \int_{k\Delta}^t \varphi^{(r)}(x, Y_\varepsilon^{(x,y)}(s)) d\tilde{\xi}_r(s).$$

Используя то обстоятельство, что при любом  $\varepsilon > 0$  процесс  $\tilde{\xi}_r(s_1) = 1/\sqrt{\varepsilon} \cdot \xi_r(\varepsilon s_1)$  также является винеровским и удовлетворяет условиям (1.3) и делая замену  $s = \varepsilon s_1$ , легко получим, что процесс  $Y_\varepsilon^{(x,y)}(\varepsilon t_1)$  с вероятностью 1 совпадает с марковским процессом  $Z^{(x,y)}(t_1)$ , определяемым стохастическим уравнением

$$(3.3) \quad Z^{(x,y)}(t_1) = y + \int_{k\Delta/\varepsilon}^{t_1} B(x, Z^{(x,y)}(s_1)) ds_1 + \sum_{r=1}^l \int_{k\Delta/\varepsilon}^{t_1} \varphi^{(r)}(x, Z^{(x,y)}(s_1)) d\tilde{\xi}_r(s_1).$$

Отсюда и из условия (B2) вытекает для всех  $t > 0$  и  $\varepsilon > 0$  неравенство

$$(3.4) \quad \left| \mathbb{M} \frac{1}{\varepsilon\tau} \int_t^{t+\varepsilon\tau} A(x, Y_\varepsilon^{(x,y)}(s)) ds - \bar{A}(x) \right| < \alpha(\tau)(1 + |x|^2 + |y|^2),$$

где  $\alpha(\tau) \rightarrow 0$  при  $\tau \rightarrow \infty$ .

Из единственности решения стохастического уравнения (3.2) следует равенство  $\hat{Y}_\varepsilon(t) = Y_\varepsilon^{(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), Y^{(\varepsilon)}(k\Delta))}(t)$ . Из этого равенства и определения процессов  $\hat{Y}_\varepsilon(t)$  и  $Y^{(x,y)}(t)$  легко получим соотношение

$$(3.5) \quad \mathbb{M}[A(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s)) / \mathcal{N}_{k\Delta}] = [\mathbb{M}A(x, Y_\varepsilon^{(x,y)}(s))]_{x=X^{(\varepsilon)}(k\Delta), y=Y^{(\varepsilon)}(k\Delta)}.$$

(Это соотношение доказывается аналогично тому, как в [7] доказано марковское свойство решения стохастического уравнения Ито.)

Из (3.4) и (3.5) вытекает неравенство

$$\begin{aligned} & \left| \mathbb{M} \left\{ \left[ \int_{k\Delta}^{(k+1)\Delta} A(X^{(\varepsilon)}(k\Delta), \hat{Y}_\varepsilon(s)) ds - \Delta \bar{A}(X^{(\varepsilon)}(k\Delta)) \right] / \mathcal{N}_{k\Delta} \right\} \right| \leq \\ & \leq \Delta\alpha \left( \frac{\Delta}{\varepsilon} \right) (1 + |X^{(\varepsilon)}(k\Delta)|^2 + |Y^{(\varepsilon)}(k\Delta)|^2). \end{aligned}$$

Из этого неравенства и (2.2), учитывая соотношение ( $t < k\Delta < s$ )

$$\mathbb{M}[A(X^{(e)}(k\Delta), \hat{Y}_e(s)) / \mathcal{N}_t] = \mathbb{M}\{\mathbb{M}[A(X^{(e)}(k\Delta), \hat{Y}_e(s)) / \mathcal{N}_{k\Delta}] / \mathcal{N}_t\},$$

легко получаем для некоторой  $\mathcal{N}_t$ -измеримой случайной величины  $Z_4(t)$  с ограниченным на отрезке  $[0, T]$  математическим ожиданием и для всех  $t \in [0, T]$  оценку

$$(3.6) \quad \left| \sum_{k=\lceil t/\Delta \rceil}^{\lceil t_2/\Delta \rceil} \left\{ \int_{k\Delta}^{(k+1)\Delta} \mathbb{M}[A(X^{(e)}(k\Delta), \hat{Y}_e(s)) / \mathcal{N}_{t_1}] ds - \Delta \mathbb{M}[\bar{A}(X^{(e)}(k\Delta)) / \mathcal{N}_{t_1}] \right\} \right| \leq c\alpha \left( \frac{\Delta}{\varepsilon} \right) [|X^{(e)}(t_1)|^2 + Z_4(t)].$$

Из (3.6), (3.1) и (2.11) вытекает утверждение леммы.

**Лемма 3.2.** Если выполнены условия теоремы 1, то для условных моментов процесса  $\check{X}_\varepsilon(t)$  справедливы оценки

$$(3.7) \quad \begin{aligned} & \left| \mathbb{M}\{(\check{X}_\varepsilon^{(i)}(t+h) - \check{X}_\varepsilon^{(i)}(t))(\check{X}_\varepsilon^{(j)}(t+h) - \check{X}_\varepsilon^{(j)}(t)) / \mathcal{N}_t\} - \right. \\ & \quad \left. - \Delta \sum_{k=\lceil t/\Delta \rceil}^{\lceil (t+h)/\Delta \rceil} \mathbb{M}\{a_{ij}(\check{X}_\varepsilon(k\Delta)) / \mathcal{N}_t\} \right| \leq \\ & \leq c(h^{3/2} + k(\varepsilon)) (|X^{(e)}(t)|^2 + Z_5(t)), \end{aligned}$$

( $k(\varepsilon) \rightarrow 0$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$ ).

Доказательство этой леммы аналогично доказательству леммы 3.1. Сначала, опираясь на соотношения (2.2), (2.13) а также на свойства стохастического интеграла, получаем оценку

$$(3.8) \quad \begin{aligned} & \left| \mathbb{M}\{(\check{X}_\varepsilon^{(i)}(t+h) - \check{X}_\varepsilon^{(i)}(t))(\check{X}_\varepsilon^{(j)}(t+h) - \check{X}_\varepsilon^{(j)}(t)) / \mathcal{N}_t\} - \right. \\ & \quad \left. - \sum_{r=1}^l \int_t^{t+h} \mathbb{M}\{\sigma_i^{(r)} \sigma_j^{(r)}(\hat{X}_\varepsilon(s), \hat{Y}_\varepsilon(s)) ds / \mathcal{N}_t\} \right| \leq ch^{3/2} (|X^{(e)}(t)|^2 + Z_5(t)). \end{aligned}$$

Затем вполне аналогично (3.6) получим неравенство

$$(3.9) \quad \begin{aligned} & \left| \sum_{r=1}^l \int_t^{t+h} \mathbb{M}\{\sigma_i^{(r)} \sigma_j^{(r)}(\hat{X}_\varepsilon(s), \hat{Y}_\varepsilon(s)) ds / \mathcal{N}_t\} - \right. \\ & \quad \left. - \Delta \sum_{k=\lceil t/\Delta \rceil}^{\lceil (t+h)/\Delta \rceil} \mathbb{M}\{a_{ij}(X^{(e)}(k\Delta)) / \mathcal{N}_t\} \right| < c\alpha \left( \frac{\Delta}{\varepsilon} \right) (|X^{(e)}(t)|^2 + Z_6(t)). \end{aligned}$$

Из (3.8) и (3.9) следует (3.7).

Леммы §§ 2–3 позволяют путем предельного перехода доказать ряд свойств процесса  $X_0(t)$ , построенного в конце § 2.

**Лемма 4.1.** *Процесс  $X_0(t, \omega')$ , построенный в конце § 2, обладает свойствами*

$$(4.1) \quad \mathbf{M}\{X_0(t_2, \omega') - X_0(t_1, \omega') / \mathcal{N}'_{t_1}\} = \int_{t_1}^{t_2} \mathbf{M}\{\bar{A}(X_0(s, \omega') / \mathcal{N}'_{t_1}) ds,$$

$$(4.2) \quad |\mathbf{M}\{(X_0^{(i)}(t+h, \omega') - X_0^{(i)}(t, \omega'))(X_0^{(j)}(t+h, \omega') - X_0^{(j)}(t, \omega')) / \mathcal{N}'_t\} - \\ - \int_t^{t+h} \mathbf{M}\{a_{ij}(X_0(s, \omega')) / \mathcal{N}'_t\} ds| \leq ch^{3/2}(|X_0(t, \omega')|^2 + Z_7(t, \omega')).$$

Доказательство этой леммы опирается на леммы 2.2, 3.1 и 3.2 и вполне аналогично доказательству леммы 3.3 работы [8].

**Лемма 4.2.** *Процесс  $\tilde{X}(t) = X_0(t) - \int_0^t \bar{A}(X_0(s)) ds$  имеет непрерывные траектории и является мартингалом, причем для всех  $0 < t_1 < t_2 < T$  выполнено соотношение*

$$(4.3) \quad \mathbf{M}\{(\tilde{X}^{(i)}(t_2) - \tilde{X}^{(i)}(t_1))(\tilde{X}^{(j)}(t_2) - \tilde{X}^{(j)}(t_1)) / \mathcal{N}'_{t_1}\} = \\ = \mathbf{M}\left\{\int_{t_1}^{t_2} a_{ij}(X_0(s)) ds / \mathcal{N}'_{t_1}\right\}.$$

Доказательство. Первое утверждение леммы непосредственно вытекает из теоремы 3.2 главы VI монографии [9]. Таким образом, при  $t_1 < t_2$  справедливо равенство

$$(4.4) \quad \mathbf{M}(\tilde{X}(t_2) / \mathcal{N}'_{t_1}) = \tilde{X}(t_1).$$

Далее из соотношений (4.2) и (4.4) равенство (4.3) выводится точно также, как соотношение (3.22) главы VI монографии [9]. Лемма доказана.

Дальнейшее изложение существенно опирается на многомерное обобщение леммы 5.3 главы VI книги [9]. Проведенное в [9] доказательство не допускает непосредственно обобщения на многомерный случай. Поэтому для этого случая ниже приводится другое доказательство.

**Лемма 4.3.** *Пусть  $(X(t) = (X_1(t), \dots, X_n(t)), \mathcal{N}_t)$  — мартингал, непрерывный с вероятностью 1, причем  $\mathbf{M}|X(t)|^2 < \infty$  для  $t \in [0, T]$  и, кроме того,*

существует симметричная неотрицательно-определенная матрица  $\mathbf{A} = ((a_{ij}(t, \omega)))$ , элементы которой  $\mathcal{N}_t$ -измеримы, такая, что

$$\mathbf{M}[(X_i(t_2) - X_i(t_1))(X_j(t_2) - X_j(t_1)) / \mathcal{N}_{t_1}] = \mathbf{M}\left[\int_{t_1}^{t_2} a_{ij}(t, \omega) dt / \mathcal{N}_{t_1}\right].$$

Тогда в расширенном, быть может, вероятностном пространстве существуют независимые винеровские процессы  $y_1(t), \dots, y_n(t)$  такие, что

$$(4.5) \quad X(t) = X(0) + \int_0^t \sigma(s, \omega) dy(s),$$

где  $y(s)$  — вектор столбцов с координатами  $y_i(s)$ ,  $\sigma = \sqrt{\mathbf{A}}$ .

Доказательство. 1. Предположим сначала, что матрица  $\mathbf{A}$  невырождена с вероятностью 1, то-есть ее определитель  $|\mathbf{A}| \neq 0$  для почти всех  $t, \omega$ . Тогда таким же свойством обладает, конечно и матрица  $\sigma(t, \omega)$ . Вектор  $y(t)$  из  $E_n$  определим выражением

$$(4.6) \quad y(t) = \int_0^t \sigma^{-1}(s, \omega) dX(s, \omega).$$

Из теорем Дуба (см. [9] гл. IX) вытекает, что  $y(t)$  — мартингал с непрерывными траекториями. Рассмотрим теперь случайный процесс  $Z(t)$ , определенный скалярным произведением  $Z(t) = (c, y(t))$ , где  $c$  — вектор из  $E_n$  длины 1. Этот процесс также является мартингалом с непрерывными траекториями. Кроме того, используя известные свойства стохастического интеграла по мартингалу ([9], гл. IX) без труда получим равенство

$$\mathbf{M}\{|Z(t_2) - Z(t_1)|^2 / \mathcal{N}_{t_1}\} = t_2 - t_1.$$

Отсюда с помощью известной теоремы П. Леви вытекает, что  $Z(t)$  — винеровский процесс, удовлетворяющий условиям (1.3). Так как вектор  $c$  произволен, то, следовательно,  $y_1(t), \dots, y_n(t)$  — тоже винеровские процессы, независимые между собой. Так как из (4.6) очевидным образом вытекает (4.5), то для всюду невырожденной матрицы  $\mathbf{A}$  соотношение (4.5) доказано.

2. Пусть теперь матрица  $\mathbf{A}$  — произвольная неотрицательно определенная. Тогда наряду с процессом  $X(t)$  рассмотрим (расширив, если это необходимо, исходное вероятностное пространство) независимые между собой и от  $X(t)$  винеровские процессы  $\xi_1(t), \dots, \xi_n(t)$ . Процесс  $X_\varepsilon(t) = X(t) + \varepsilon \xi(t)$  при каждом  $\varepsilon > 0$  удовлетворяет условиям леммы с матрицей  $\mathbf{A}_\varepsilon(t, \omega) = \mathbf{A}(t, \omega) + \varepsilon \mathbf{I}$  ( $\mathbf{I}$  — единичная матрица). Матрица  $\mathbf{A}_\varepsilon$ , очевидно, невырождена для почти всех  $t, \omega$ . Применяя теперь утверждение, доказанное в п. 1, получим, что при каждом

272  $\varepsilon > 0$  существуют винеровские процессы  $y_1^{(\varepsilon)}(t), \dots, y_n^{(\varepsilon)}(t)$  такие, что справедливо представление

$$X(t) + \varepsilon \xi(t) = X(0) + \varepsilon \xi(0) + \int_0^t \sigma_\varepsilon(s) dy^{(\varepsilon)}(s)$$

где  $\sigma_\varepsilon = \sqrt{A_\varepsilon}$ . Из равенств

$$A = UAU^{-1}; A_\varepsilon = U(A + \varepsilon f)U^{-1}; \sigma = U\sqrt{A}U^{-1}; \sigma_\varepsilon = U\sqrt{(A + \varepsilon f)}U^{-1}$$

( $U$  — ортогональная,  $A$  — диагональная матрица) ясно, что

$$\sigma_\varepsilon(t, \omega) \xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} \sigma(t, \omega) \quad (\text{п. н.}).$$

Применяя теперь разработанную А. В. Скороходом [6] технику, можно на некотором новом вероятностном пространстве  $\Omega'$  построить процессы  $X', \xi', \sigma'_\varepsilon, \sigma', y^{(\varepsilon)'}$  такие, что их совместные конечномерные распределения совпадают с конечномерными распределениями процессов  $X, \xi, \sigma_\varepsilon, \sigma, y^{(\varepsilon)}$  и  $y^{(\varepsilon)'} \rightarrow y'(t)$  по вероятности при каждом  $t$  для некоторой последовательности  $\varepsilon_n \rightarrow 0$ . Очевидно, что  $y'(t)$  — также многомерный винеровский процесс.

Отсюда и из теоремы § 3 главы 2 монографии [6] вытекает справедливость представления

$$X'(t, \omega') = X'(0) + \int_0^t \sigma'(s, \omega') dy'(s, \omega').$$

Построив теперь винеровский процесс  $y(t, \omega)$  на исходном вероятностном пространстве так, чтобы конечномерные распределения троек  $(X(t, \omega), \sigma(t, \omega), y(t, \omega))$  и  $(X'(t, \omega'), \sigma'(t, \omega'), y'(t, \omega'))$  совпадали, получим требуемое соотношение (4.5). Лемма доказана.

Применяя две последние леммы, легко закончить доказательство теоремы 1. В самом деле, из этих лемм вытекает, что процесс  $X_0(t)$ , построенный в конце § 2, удовлетворяет уравнению и начальному условию (1.10) для некоторых винеровских процессов  $\xi_1(t), \dots, \xi_l(t)$ . Из единственности решения задачи (1.10) вытекает, что конечномерные распределения процесса  $\check{X}_\varepsilon(t)$ , а значит, в силу леммы 2.2, и процесса  $X^{(\varepsilon)}(t)$ , сходятся к конечномерным распределениям марковского процесса  $X_0(t)$ , являющегося решением задачи (1.10). Отсюда, из леммы 2.1 и теоремы 2.1 работы [5] вытекает слабая сходимости семейства распределений в пространстве непрерывных функций, связанных с процессами  $X^{(\varepsilon)}(t)$ , к распределению, порождаемому решением задачи (1.10). Теорема 1 полностью доказана.

Покажем, что теорема 1 позволяет с общих позиций подойти к некоторым конкретным задачам, решавшимся ранее различными методами.

1. Прежде всего, из теоремы 1 вытекает принцип усреднения в той форме, как он был сформулирован во введении, причем вместо равномерного по  $x$  существования пределов в (0.2) достаточно потребовать выполнения несколько более слабых условий (1.7), (1.8), а сама сходимости имеет место в несколько более сильном смысле. Рассмотрим пример уравнения в  $E_1$

$$(5.1) \quad dX_\varepsilon(t) = \sin\left(X_\varepsilon + \frac{t}{\varepsilon}\right) d\xi(t); \quad X_\varepsilon(0) = 0.$$

Так как очевидно

$$\left| \frac{1}{\tau} \int_t^{t+\tau} \sin^2(x+y) dy - \frac{1}{2} \right| < \frac{1}{\tau},$$

то применение теоремы 1 позволяет заключить, что процесс (5.1) при  $\varepsilon \rightarrow 0$  слабо сходится к винеровскому процессу  $\tilde{\xi}(t)$  с нулевым сносом и такому, что  $M[\tilde{\xi}(t)]^2 = \frac{1}{2}t$ . Заметим, что условия упомянутых во введении теорем Гихмана и Вроча в данном случае не выполнены.

2. Условия (1.7), (1.8) теоремы 1 не являются слишком ограничительными, если процесс  $Y^{(x,y)}(t)$ , являющийся решением задачи (1.5), (1.6), эргодический. В этом случае коэффициенты  $A(x)$  и  $a_{ij}(x)$  получаются усреднением коэффициентов  $A(x, y)$  и  $\sum_r \sigma_r^{(i)}(x, y) \sigma_r^{(j)}(x, y)$  по инвариантной мере  $\mu_x(dy)$  процесса  $Z^{(x,y)}(t)$ . Таким путем можно получить некоторые из результатов работ [10, 1] относительно предельного поведения решений эллиптических и параболических уравнений второго порядка с малым параметром при старшей производной.

3. Рассмотрим механическую систему, описываемую системой уравнений

$$(5.2) \quad \begin{aligned} \frac{dq}{dt} &= \frac{\partial H}{\partial p} + \varepsilon f_1(p, q) + \sqrt{\varepsilon} \sum_{r=1}^n \sigma_r^{(1)}(p, q) \dot{\xi}_r(t), \\ \frac{dp}{dt} &= -\frac{\partial H}{\partial q} + \varepsilon f_2(p, q) + \sqrt{\varepsilon} \sum_{r=1}^n \sigma_r^{(2)}(p, q) \dot{\xi}_r(t), \end{aligned}$$

$$q = (q^{(1)}, \dots, q^{(n)}); \quad p = (p^{(1)}, \dots, p^{(n)}); \quad H = H(p, q).$$

Здесь  $\dot{\xi}_r(t)$  — „белые шумы“, см., например, [11].

Уравнения (5.2) описывают движение системы, близкой к гамильтоновой, при наличии малого трения  $(f_1, f_2)$  и малого случайного белого шума переменной интенсивности.

Теорема 1 позволяет обосновать применимость принципа усреднения для исследования этой системы. Для этого нужно перейти к новым переменным, так, чтобы разделить „медленные“ и „быстрые“ движения. Размерность системы медленных движений зависит от числа первых интегралов невозмущенной гамильтоновой системы

$$(5.3) \quad \frac{dq}{dt} = \frac{\partial H}{\partial p}; \quad \frac{dp}{dt} = -\frac{\partial H}{\partial q}.$$

В число этих интегралов всегда входит, конечно, энергия системы  $H(p, q)$  и, быть может, некоторые другие физические величины  $K_1(p, q), \dots, K_s(p, q)$ , определяемые законами сохранения. Легко понять, что если эти величины  $H(p, q), K_1(p, q), \dots, K_s(p, q)$  взять в качестве новых переменных и присоединить к ним недостающее число  $2n - (s + 1)$  уравнений из системы (5.2), то получим систему, в которой быстрые и медленные движения разделены (при этом дифференциалы функций  $H, K_1, \dots, K_s$  следует вычислять по формуле Ито, см. [7]). Если система (5.3) на гиперповерхности  $H = \text{const}; K_1 = \text{const}; \dots, K_s = \text{const}$  эргодична и ее инвариантная мера есть  $\mu$ , то при некоторых не слишком органичительных дополнительных предположениях можно применить теорему 1. Она позволяет заключить, что  $(s + 1)$ -мерный процесс

$$X_\varepsilon(t) = (H(p_\varepsilon(t), q_\varepsilon(t)), K_1(p_\varepsilon(t), q_\varepsilon(t)), \dots, K_s(p_\varepsilon(t), q_\varepsilon(t)))$$

на отрезке времени длины порядка  $O(1/\varepsilon)$  может быть приближен марковским, локальные характеристики которого получаются из локальных характеристик процесса  $X_\varepsilon(t)$  усреднением по мере  $\mu$ . Для одномерного случая соответствующие выкладки имеются в работе автора [11].

4. В ряде работ, начиная с известной статьи Крамерса [12], изучался вопрос о том, при каких условиях броуновское движение в фазовом пространстве может быть приближено процессом броуновского движения в координатном. В [13], в частности, строго доказаны некоторые утверждения Крамерса и найдены следующие члены асимптотического разложения по степеням малого параметра соответствующей краевой задачи. Покажем, что главный член этого асимптотического разложения может быть получен значительно проще, если воспользоваться теоремой 1.

Пусть в жидкости, имеющей вязкость  $\eta$  и температуру (измеренную в энергетических единицах)  $T$  движется шар радиуса  $l$  и массы  $m$  находящийся в поле сил  $\mathcal{S}(x)$ . Как известно (см., например, [12]) движение такой частицы можно описать следующей системой уравнений, в которых  $X(t)$  означает координату

движущейся частицы,  $Y(t)$  — ее скорость,  $A = 6\pi\eta l$  — коэффициент трения: 275

$$(5.4) \quad \frac{dX}{dt} = Y; \quad m dY(t) = [-AY + \mathcal{F}(X)] dt + \sqrt{(TA)} d\xi(t);$$

$$X(0) = x^{(0)}; \quad Y(0) = y^{(0)}.$$

Для дальнейшего удобно перейти к безразмерным координатам. С этой целью введем „характерное время“  $\tau$ , которое можно интерпретировать, как промежуток времени между двумя наблюдениями движущейся частицы. Безразмерное время, координата, скорость, масса могут быть определены формулами

$$t_0 = \frac{t}{\tau}; \quad x_0 = \frac{x}{l}; \quad y_0 = \frac{y\tau}{l} = \frac{y}{V}; \quad m_0 = \frac{m}{A\tau}.$$

В координатах  $t_0, x_0, y_0$  система (5.4) примет вид

$$dx_0 = y_0 dt_0; \quad m_0 dy_0 = \left[ -y_0 + \frac{\mathcal{F}(lx_0)}{AV} \right] dt_0 + \frac{1}{l} \sqrt{\left( \frac{T\tau}{A} \right)} d\xi_1(t_0),$$

где  $\xi_1(t_0) = \xi(\tau t_0)/\sqrt{\tau}$  — также винеровский процесс, удовлетворяющий условиям (1.3).

Введем теперь новое безразмерное время

$$(5.5) \quad s = m_0 t_0$$

и еще раз преобразуем уравнение (5.4), придав ему вид

$$\frac{dx_0}{ds} = \frac{y_0}{m_0}; \quad m_0 dy_0 = \left( -\frac{y_0}{m_0} + \mathcal{F}_0(x_0) \right) ds + \sqrt{T_0} d\xi_2(s).$$

В этом уравнении  $T_0 = T/mV^2$  — безразмерная температура,  $\mathcal{F}_0(x_0) = (\tau/Vm) \mathcal{F}(lx_0)$  — безразмерная сила, действующая на броуновскую частицу.

Наконец, введем новую координату  $Z = x_0 + m_0 y_0$ . Тогда без труда получим систему

$$(5.6) \quad dZ(s) = \mathcal{F}_0(X_0(s)) ds + \sqrt{T_0} d\xi_2(s),$$

$$\frac{dX_0}{ds} = \frac{Z(s) - X_0(s)}{m_0^2}.$$



Если безразмерная масса  $m_0 = m/At$  является малым параметром задачи, то к исследованию системы (5.6) можно применить теорему 1. Нужно проверить лишь, что выполнены условия (B1) и (B2).

Проверим сначала, что функция  $X_0(s)$  удовлетворяет условиям (1.9), если  $\mathcal{F}_0(x_0)$  удовлетворяет условию Липшица.

Из (5.6) получим, полагая для удобства  $m_0^2 = \varepsilon$ ,

$$X_0^{(\varepsilon)}(s) = x^{(0)} \exp(-s/\varepsilon) + \frac{1}{\varepsilon} \int_0^{s\varepsilon} Z^{(\varepsilon)}(u) \exp\left\{\frac{u-s}{\varepsilon}\right\} du,$$

$$Z_0^{(\varepsilon)}(s) = x^{(0)} + \sqrt{\varepsilon} y^{(0)} + \int_0^{s\varepsilon} \mathcal{F}_0(X_0^{(\varepsilon)}(u)) du + \sqrt{T_0}(\xi_2(s) - \xi_2(0)).$$

Отсюда и из неравенства  $|\mathcal{F}(x)| < c(1 + |x|)$  легко выводятся оценки, справедливые на интервале  $0 < s < S$

$$|X_0^{(\varepsilon)}(s)| < |x^{(0)}| + \max_{0 \leq u \leq s} |Z^{(\varepsilon)}(u)|,$$

$$\max_{0 \leq u \leq s} |Z^{(\varepsilon)}(u)| \leq |x^{(0)}| + \sqrt{\varepsilon} |y^{(0)}| + \varepsilon \int_0^{s\varepsilon} (1 + |X_0^{(0)}| + \max_{0 < u_1 < u} |Z^{(\varepsilon)}(u_1)|) du + \sqrt{T_0} \max_{0 \leq u \leq s} |\xi_2(u) - \xi_2(0)|.$$

Из этих оценок с учетом (2.1) вытекают неравенства

$$\max_{0 \leq u \leq s} |Z^{(\varepsilon)}(u)| \leq A_1 + \sqrt{T_0} \max_{0 \leq u \leq s} |\xi_2(u) - \xi_2(0)| + e^{cs},$$

$$(5.7) \quad |X_0^{(\varepsilon)}(s)| \leq |x^{(0)}| + A_1 + \sqrt{T_0} \max_{0 \leq u \leq s} |\xi_2(u) - \xi_2(0)| e^{cs} \leq \leq A_2 + A_3 \max_{0 \leq u \leq s} |\xi_2(u) - \xi_2(0)|.$$

(Здесь  $A_i$  — некоторые постоянные, зависящие от  $x^{(0)}$ ,  $y^{(0)}$ ,  $S$ .) Возводя неравенство (5.7) в квадрат и в четвертую степень и вычисляя затем математическое ожидание при условии  $\mathcal{N}_t$  ( $t \leq s$ ) получим, что условие (1.9) выполнено. Осталось проверить условие (1.7), так как условие (1.8) выполнено тривиально. Уравнение (1.5) в данном случае имеет вид

$$\frac{dX^{(x,z)}}{ds} = z - X^{(x,z)}.$$

Поэтому

$$X^{(x,z)}(s) = z + (x - z) e^{-s}.$$

$$\left| \frac{1}{\tau} \int_t^{t+\tau} \mathcal{F}(z + (x-z)e^{-s}) ds - \mathcal{F}(z) \right| < \frac{c}{\tau} |x-z|$$

вытекает, что условие (1.5) тоже выполнено. Применение теоремы 1 позволяет теперь заключить, что процесс  $Z^{(\varepsilon)}(s)$  слабо сходится при  $\varepsilon \rightarrow 0$  к одномерному марковскому процессу  $Z^{(0)}(t)$ , определяемому стохастическим уравнением

$$(5.8) \quad dZ^{(0)}(s) = \mathcal{F}_0(Z^{(0)}) ds + \sqrt{T_0} d\tilde{\xi}_2(s).$$

Выкладка, аналогичная приведенной выше, при доказательстве неравенства (5.7), показывает, что

$$M(\sqrt{\varepsilon} Y_0^{(\varepsilon)}(s) + x^{(0)} e^{-s/\varepsilon})^2 = M \left( \varepsilon \frac{dX_0^{(\varepsilon)}}{ds} + x_0 e^{-s/\varepsilon} \right)_{\varepsilon \rightarrow 0}^2 \rightarrow 0.$$

С учетом предыдущего отсюда и из соотношения  $Z^{(\varepsilon)}(s) = X_0^{(\varepsilon)}(s) + \sqrt{\varepsilon} Y_0^{(\varepsilon)}(s)$  вытекает слабая сходимости процесса  $X_0^{(\varepsilon)}(s)$  к  $Z^{(0)}(s)$  для всех  $s > s_0$ , где  $s_0$  — любая постоянная, большая нуля.

Полученный результат можно трактовать следующим образом. Пусть  $(X^{(\varepsilon)}(t), Y^{(\varepsilon)}(t))$  — двумерный марковский процесс, описываемый уравнением (5.4). Пусть безразмерная масса  $m_0 = m/(A\tau)$  мала. Тогда в новом „медленном“ времени  $s = m_0 t_0$  (то-есть при в  $1/m_0$  раз более редких наблюдениях) процесс  $X_0^{(\varepsilon)}$  близок к марковскому процессу, определяемому уравнением (5.8). Можно показать, опираясь, например, на результаты работы [2], что в данном случае имеет место и сходимости в среднем квадратическом.

*Замечание.* В ряде работ изучалось асимптотическое поведение решения системы обыкновенных дифференциальных уравнений для случая, когда „быстрое“ движение асимптотически устойчиво. (См. обзорную статью А. Б. Васильевой [14] и там дальнейшую библиографию.) Пользуясь теоремой 1, можно получить некоторые результаты о этом направлении и для систем „медленное“ движение в которых - диффузионный процесс. Мы не будем останавливаться на этом подробнее, заметив только, что последний пример можно рассматривать и с этой точки зрения. Отметим также, что с точки зрения теории дифференциальных уравнений с частными производными результаты этой статьи представляют собой результаты о поведении решения задачи Коши некоторых уравнений параболического или ультрапараболического типа с малым параметром.

(Поступило 11. июля 1967 г.)

- [1] Р. З. Хасьминский: О принципе усреднения для параболических и эллиптических дифференциальных уравнений и марковских процессов с малой диффузией. Теор. вероятн. и ее применен. 8 (1963), 1, 3—25.
- [2] И. И. Гихман: Дифференциальные уравнения со случайными функциями. В сб. „Зимняя школа по теории вероятностей и математической статистике“, Киев 1964.
- [3] I. Vrkoč: Extension of the averaging method to stochastic equations. Чех. матем. журн. 16 (1966), 518—544.
- [4] В. В. Немыцкий, В. И. Степанов: Качественная теория дифференциальных уравнений. Гостехиздат, Москва 1949.
- [5] Ю. В. Прохоров: Сходимость случайных процессов и предельные теоремы теории вероятностей. Теор. вероятн. и ее применен., 1 (1956), 2, 177—238.
- [6] А. В. Скороход: Исследования по теории случайных процессов. Изд-во Киевского университета, Киев 1961.
- [7] И. И. Гихман, А. В. Скороход: Введение в теорию случайных процессов. Физматгиз, Москва 1965.
- [8] Р. З. Хасьминский: Предельная теорема для решений дифференциальных уравнений со случайной правой частью. Теор. вероятн. и ее применен. 11 (1966), 3, 444—462.
- [9] Дж. Луб: Вероятностные процессы. ИЛ, Москва 1956.
- [10] Р. З. Хасьминский: О диффузионных процессах с малым параметром. Изв. АН СССР, сер. матем. 27 (1963), 6, 1281—1300.
- [11] Р. З. Хасьминский: О работе консервативной системы при воздействии малого трения и малого случайного шума. Прикл. матем. и мех. 28 (1964), 5, 931—935.
- [12] Н. А. Крамерс: Brownian motion in a field of force and the diffusion model of chemical reactions. Physica 7 (1940), 284—304.
- [13] А. М. Ильин, Р. З. Хасьминский: Об уравнениях броуновского движения. Теор. вероятн. и ее применен. 11 (1966), 3, 466—491.
- [14] А. Б. Васильева: Асимптотика решений некоторых задач для обыкновенных нелинейных дифференциальных уравнений с малым параметром при старших производных. Успехи мат. наук 18 (1963), 3, 15—86.

---

 ВЪТАН
 

---

## O metodě průměrů pro Itovy stochastické diferenciální rovnice

R. Z. CHASMINSKIJ

Je dobře známo, že důležitou metodou zkoumání systémů automatické regulace je metoda průměrů. V poslední době je tato metoda často používána ke studiu činnosti systémů ovlivňovaných náhodnými poruchami. Tato práce obsahuje zobrazení výsledků, dosažených v tomto směru v [1].

Nechť  $(X^{(e)}(t), Y^{(e)}(t))$  je soubor markovských náhodných procesů v  $E_t$ , popsaných systémem Itových stochastických rovnic (1.1) a počáteční podmínkou (1.2), přičemž

$\xi_1(t), \dots, \xi_l(t)$  jsou navzájem nezávislé wienerovské procesy, vyhovující podmínkám (1.3). Označíme  $\mathcal{N}_t$   $\sigma$ -algebru, vytvořenou jevy  $\{\xi_r(s) < x_r; r = 1, \dots, l; s \leq t\}$ .

Předpokládejme, že jsou splněny tyto podmínky:

(A 1) Vektory  $A, \sigma^{(r)}$  z  $E_{l_1}$  a  $B, \varphi^{(r)}$  z  $E_{l_2}$  vyhovují Lipschitzově podmínce v  $x, y$  a kromě toho je splněna nerovnost (1.4).

(A 2) K procesu  $Y^{(x,y)}(t)$ , popsanému Itovou stochastickou rovnicí (1.5) a počáteční podmínkou (1.6) existují funkce  $\bar{A}(x)$  a  $a_{ij}(x)$  takové, že pro nějakou funkci  $\alpha(\tau)$ , konvergující k nule pro  $\tau \rightarrow \infty$ , jsou splněny nerovnosti (1.7) a (1.8).

V některých případech je vhodnější místo podmínek (A 1) a (A 2) uvažovat podmínky:

(B 1) Vektory  $A, \sigma^{(r)}, B, \varphi^{(r)}$  vyhovují Lipschitzově podmínce v  $x, y$  a kromě toho existuje taková  $\mathcal{N}_t$ -měřitelná náhodná veličina  $Z(t)$ , že  $MZ(t) < c < \infty$  pro  $t \in [0, T]$ , a při všech  $\varepsilon > 0, t \geq s \geq 0$  jsou skoro jistě splněny vztahy (1.9).

(B 2) Je splněna podmínka (A 2) se záměnou funkce  $\alpha(\tau)(1 + |x|^2)$  funkcí  $\alpha(\tau) \cdot (1 + |x|^2 + |y|^2)$  v pravé části nerovnosti (1.7) a (1.8).

Hlavní věta dokázaná v práci má tento tvar:

**Teorem 1.** *Nechť proces  $(X^{(0)}(t), Y^{(0)}(t))$  splňuje podmínky (A 1) a (A 2) nebo podmínky (B 1) a (B 2). Pak proces  $X^{(0)}(t)$  slabě konverguje na intervalu  $0 \leq t \leq T$  při  $\varepsilon \rightarrow 0$  k markovskému náhodnému procesu  $X^{(0)}(t)$ , který je řešením úlohy (1.10), kde  $\bar{\sigma}(x) = ((\sigma_i^{(r)}(x)))$  je odmocnina ze symetrické matice  $((a_{ij}(x)))$ .*

Jak je ukázáno v § 5, je toto zobecnění výsledku z [1] podstatné pro studium činnosti nelineárních systémů automatické regulace blízkých k Hamiltonovým.