

Я. И. Белопольская

ВЕРОЯТНОСТНАЯ МОДЕЛЬ СИСТЕМЫ ЛОТКА–ВОЛЬТЕРРА С КРОСС-ДИФФУЗИЕЙ

ВВЕДЕНИЕ

Системы квазилинейных параболических уравнений возникают при выводе математических моделей различных процессов в физике пористых сред, в биологии, как модели, описывающие рост популяций клеток при контактном ингибировании, а также как модели, описывающие динамику эволюции плотностей взаимодействующих популяций типа хищник – жертва [1–3].

Приведем несколько вариантов таких моделей. Пусть $u(t)$ – плотность популяции одного типа, например, жертв в однородной многомерной среде. Скорость изменения плотности этой популяции определяется разностью между интенсивностями рождения и гибели особей в популяции, и соответствующее дифференциальное уравнение вида $u_t = au$ было предложено Мальтусом. Здесь a – положительное число, определяющее эффективный рост популяции. Если среда неоднородна (например, ограничены запасы пищи или других естественных ресурсов окружающей среды), то эти ограничения могут быть учтены с помощью дополнительного члена в правой части дифференциального уравнения, которое в этом случае приобретает вид

$$u_t = u(a - bu), \quad u(0) = u_0,$$

где $b > 0$ зависит от запаса ресурсов. Это уравнение называется уравнением логистического роста популяции.

Рассмотрим далее динамику плотностей $u(t), v(t)$ двух сосуществующих популяций. Если популяции не взаимодействуют, то динамика их плотностей описывается системой независимых уравнений вида

$$u_t = u(a_1 - b_1u), \quad v_t = v(a_2 - c_2v).$$

Ключевые слова: стохастические дифференциальные уравнения, стохастические потоки, системы квазилинейных параболических уравнений, обобщенные решения задачи Коши.

Работа поддержана проектом Минобрнауки N 2074, грантом РФФИ 12-01-00457 и грантом НШ 2504.2014.1.

Коэффициенты $b_1 \geq 0$ и $c_2 \geq 0$ называют константами внутривидовой конкуренции. Если же популяции взаимодействуют, то соответствующие уравнения приобретают вид

$$u_t = u(a_1 - b_1u - c_1v), \quad v_t = v(a_2 - b_2u - c_2v), \quad t > 0.$$

При этом коэффициенты c_1 и b_2 могут иметь разные знаки. Различают три варианта таких моделей:

а) модель хищник – жертва, если $c_1 > 0$, $b_2 < 0$. При этом u представляет плотность популяции хищников, а v – плотность популяции жертв. Если же $c_1 < 0$, $b_2 > 0$, то популяции меняются ролями;

б) модель конкуренции, если $c_1 > 0$, а $b_2 > 0$. В рамках этой модели члены, описывающие взаимодействие, оказываются отрицательными и уменьшают скорость роста популяций. Это означает, что обе популяции состязаются за ресурсы;

в) модель симбиоза, если $c_1 < 0$ и $b_2 < 0$. При этом обе популяции выигрывают от взаимодействия.

Частный случай $b_1 = c_2 = 0$ модели хищник – жертва называют системой уравнений Лотка–Вольтерра.

Дальнейшее изучение динамики популяций привело к необходимости учета диффузии, и рассмотрению уравнений вида

$$u_t - D\Delta u = uf(x, u), \quad u(0, x) = u_0(x),$$

где Δ – оператор Лапласа и $D > 0$. Такие уравнения называют уравнениями реакции – диффузии, и при $f(x, u) = a(x) - b(x)u$ появились в работах Колмогорова–Петровского–Пискунова и Фишера.

Описание динамики сосуществования нескольких популяций привело к рассмотрению систем уравнений вида

$$u_t^l - \sum_{q=1}^d D^{lq} \Delta u^q - \sum_{q=1}^d B^{lq} \cdot \nabla u^q = u^l f(x, u), \quad u^l(0, x) = u_0^l(x),$$

$$l, q = 1, \dots, m,$$

и оказалось связано с новыми проблемами, что потребовало развития новых методов исследования. Отметим, что системы этого вида можно разбить на два больших подкласса в зависимости от того, является ли матрица D диагональной, т.е. имеет вид $D = \text{diag}(d_1, \dots, d_m)$, или недиагональной $D = (d_{lq})_{l,q=1}^d$. В последнем случае соответствующие уравнения называют иногда параболическими уравнениями с кросс-диффузией.

Нас будет интересовать задача Коши для системы квазилинейных параболических уравнений последнего типа, т.е. задача Коши вида

$$\begin{cases} u_t = \frac{1}{2}\Delta[u(d_1 + \alpha_{11}u + \alpha_{12}v)] + (a_1 - b_1u - c_1v)u, \\ v_t = \frac{1}{2}\Delta[v(d_2 + \alpha_{21}u + \alpha_{22}v)] + (a_2 - b_2u - c_2v)v \\ u(0, x) = u_0(x), \quad v(0, x) = v_0(x), \quad x \in R^d, \end{cases} \quad (*)$$

где α_{ij}, a, b, c – положительные константы. Решению этой задачи Коши посвящено большое количество работ (см., например, обзор Юнгеля [4]).

Целью этой работы является построение вероятностного представления обобщенного решения задачи Коши вида (*). Для простоты мы ограничимся здесь рассмотрением системы двух уравнений в одномерном случае, т.е. положим $x \in R, d = 2$ и рассмотрим задачу Коши вида

$$\begin{cases} u_t = \frac{1}{2}(u[u + v])_{xx} + (1 - u - v)u, & u(0, x) = u_0(x), \\ v_t = \frac{1}{2}[v(u + v)]_{xx} + \gamma(1 - \alpha u - \beta v)v, & v(0, x) = v_0(x), \end{cases} \quad (**)$$

где β, γ и k – положительные константы.

Построение обобщенного решения задачи Коши (**) будет проведено в три этапа. На первом этапе мы построим стохастическую систему уравнений, ассоциированную с системой (**), на втором этапе исследуем эту систему и докажем существование и единственность ее решения. На третьем этапе проверим, что решение стохастической системы, полученной на первом этапе, позволяет построить вероятностное представление решения исходной параболической системы (**). Для реализации этой программы нам понадобится ряд обобщений результатов теории стохастических потоков Куниты [5–7], полученных нами ранее в работах [8, 9]. Наряду с этим мы воспользуемся результатами работ [10, 11], где были построены вероятностные представления обобщенных решений задачи Коши для некоторых систем параболических уравнений с кросс-диффузией. В отличие от систем, рассмотренных в этих работах, система (**) допускает вероятностное представление в терминах одного марковского процесса, что позволит также воспользоваться подходом, основанном на теории обратных стохастических уравнений (ОСДУ), развитой в работах Парду и Пенга [12], и применить результаты работы [16].

§1. ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ПОДХОДЫ К ПОСТРОЕНИЮ РЕШЕНИЯ
ПАРАБОЛИЧЕСКИХ СИСТЕМ С КРОСС-ДИФФУЗИЕЙ

1.1. Многочастичный подход. Один из вероятностных подходов к изучению систем с кросс-диффузией основан на построении стохастической динамики отдельных частиц, характеризуемых типом популяции и пространственной локализацией частицы и изучением поведения системы в пределе при бесконечном росте числа частиц. Существует ряд работ, посвященных этому общему подходу, называемому теорией среднего поля, и появившемуся впервые в работах, связанных с уравнением Власова. Основные идеи этого подхода к изучению нелинейных систем с кросс-диффузией могут быть сформулированы следующим образом [13].

Рассмотрим две взаимодействующие популяции частиц и пусть динамика отдельной частицы i -й популяции описывается случайным процессом $X_{j_i}^i(t) \in R^d$, $j_i = 1, \dots, n$, $i = 1, 2$.

Лагранжев подход к описанию такой системы основан на задании динамики системы в терминах случайных процессов $X_{j_i}^i(t)$, удовлетворяющих системе стохастических дифференциальных уравнений (СДУ) следующего вида

$$\begin{aligned} dX_j^i(t) &= F_j^i(X_1^1(t), \dots, X_n^1(t), X_1^2(t), \dots, X_n^2(t))dt + \sigma_n^i dw_j^i(t), \\ X_j^i(0) &= X_{j_0}^i, \quad j = 1, \dots, n. \end{aligned} \quad (1)$$

Здесь функции $F_j^i : R^{2n} \rightarrow R^d$ задают закон взаимодействия частиц, $w_j^i(t) \in R^d$ – независимые винеровские процессы, $i = 1, 2$.

Пусть $\mathcal{M}(R^d)$ – пространство мер Радо на R^d . Состояние индивидуальной частицы $X_j^i(t)$ можно описать в терминах мер $\delta_x(G)$, $G \subset R^d$, вида

$$\delta_{X_j^i(t)}(G) = \begin{cases} 1, & \text{если } X_j^i(t) \in G, \\ 0, & \text{если } X_j^i(t) \notin G, \end{cases}$$

а пространственное распределение частиц в момент t выражается в терминах эмпирических мер

$$u_n^i(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \delta_{X_j^i(t)} \in \mathcal{M}(R^d), \quad (2)$$

определяющих относительную частоту частиц i -й популяции. Вводя соответствующую регуляризацию при $\epsilon > 0$,

$$\kappa_\epsilon(x) = \epsilon^{-d} \kappa_\epsilon(x/\epsilon), \quad \kappa \in C_0^\infty(R^d), \quad \kappa \geq 0, \quad \text{и} \quad \int_{R^d} \kappa(y) dy = 1,$$

можно задать суммарную силу I_j^i , действующую на частицу j -й популяции, расположенную в точке $X_j^i(t)$, вследствие взаимодействия с другими частицами, с помощью соотношения

$$I_j^i = \sum_{k=1}^2 \frac{a_{ik}}{n} \sum_{m=1}^n \kappa_\epsilon(X_j^i(t) - X_m^k(t))$$

или, используя операцию свертки $*$,

$$I_j^i = \sum_{k=1}^2 a_{ik} (u_n(t) * \kappa_\epsilon)(X_j^i(t)). \quad (3)$$

В результате лагранжево описание динамики рассматриваемой системы взаимодействующих частиц в терминах эмпирических мер имеет вид следующей системы СДУ

$$dX_j^i(t) = F^i[u_n^1(t), u_n^2(t)](X_j^i(t)) dt + \sigma_n^i dw_j^i(t), \quad j = 1, \dots, n. \quad (4)$$

При этом предполагается, что $F^i = F_1^i + F_2^i$, где

$$F_1^i[u_n^1(t), u_n^2(t)](X_j^i(t)) = -\nabla I_j^i = -\sum_{k=1}^2 a_{ik} (u_n(t) * \nabla \kappa_\epsilon)(X_j^i(t)), \quad (5)$$

$$F_2^i[u_n^1(t), u_n^2(t)](X_j^i(t)) = b_i \nabla \Phi(X_j^i(t)), \quad (6)$$

$\Phi : R^d \rightarrow R$ – заданный потенциал и $b_i \in R$.

Построим соответствующее эйлерово описание. Пусть

$$\langle \mu, g \rangle = \int_{R^d} g(y) \mu(dy)$$

обозначает спаривание между $\mathcal{M}(R^d)$ и пространством $C_0(R^d)$ непрерывных функций с компактными носителями и $u \cdot h = \sum_{m=1}^d u_m h_m$ – скалярное произведение в R^d .

Из формулы Ито для $f(t) \in C_0^2(R^d)$ получим равенство

$$\begin{aligned}
\langle u_n^i(t), f(t) \rangle &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n f(t, X_j^i(t)) \\
&= \langle u_n^i(0), f(0) \rangle - \sum_{k=1}^2 a_{ik} \int_0^t \langle u_n^i(s), [u_n^k(s) * \nabla \kappa_\epsilon] \nabla f(s) \rangle ds \\
&\quad + b_i \int_0^t \langle u_n^i(s), \nabla \Phi \cdot \nabla f(s) \rangle ds \\
&\quad + \int_0^t \langle u_n^i(s), f_s(s) + \frac{1}{2} (\sigma_n^i)^2 \Delta f(s) \rangle ds \\
&\quad + \frac{\sigma_n^i}{n} \sum_{j=1}^n \int_0^t \nabla f(X_j^i(s)) \cdot dw_j^i(s).
\end{aligned} \tag{7}$$

Заметим, что последнее слагаемое в правой части (7) представляет собой единственный явный источник случайности. Это показывает, что и при эйлеровом подходе рассматриваемая система сохраняет стохастичность, присущую каждой отдельной частице, до тех пор пока число частиц большое, но конечное. Однако, в силу неравенства Дуба, для любой функции $f \in L^\infty([0, T]; W^{1, \infty}(R^d))$ величина

$$\zeta_n^i(t) = \frac{\sigma_n^i}{n} \sum_{j=1}^n \int_0^t \nabla f(X_j^i(s)) \cdot dw_j^i(s)$$

стремится к нулю по вероятности при $n \rightarrow \infty$ и, следовательно, эйлерово описание становится детерминированным, если число частиц стремится к бесконечности.

Предположим теперь, что семейство мер $u_n^i(t)$ сходится к $u_\infty^i(t)$ при $n \rightarrow \infty$ и пусть $u^i(t)$ – плотность предельной меры $u_\infty^i(t)$ по мере Лебега. Тогда для любой $f \in L^\infty([0, T]; W^{1, \infty}(R^d))$ справедливо равенство

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \langle u_n^i(t), f(t) \rangle = \langle u_\infty^i(t), f(t) \rangle = \int_{R^d} f(t, x) u^i(t, x) dx \tag{8}$$

и, при $n \rightarrow \infty$, из (7) следует равенство

$$\begin{aligned}
 \int_{R^d} f(t, x) u^i(t, x) dx &= \int_{R^d} f(0, x) u^i(0, x) dx \\
 &\quad - \sum_{k=1}^2 a_{ik} \int_0^t \int_{R^d} u^i(s, x) \nabla u_k(s, x) \cdot \nabla f(s, x) dx ds \\
 &\quad + b_i \int_0^t \int_{R^d} u^i(s, x) \nabla \Phi(x) \cdot \nabla f(s, x) dx ds \\
 &\quad + \int_0^t \int_{R^d} u^i(s, x) [\partial_s f(s, x) + \frac{1}{2} \sigma_i^2 \Delta f(s, x)] dx ds.
 \end{aligned} \tag{9}$$

По определению, из соотношения (9) следует, что пара функций u^i , $i = 1, 2$, представляет собой слабое решение следующей задачи Коши

$$\partial_t u^i - \operatorname{div}(u^i [a_{i1} \nabla u^1 + a_{i2} \nabla u^2]) - \frac{\sigma_i^2}{2} \Delta u^i = 0, \quad u^i(0, x) = u_{i0}(x). \tag{10}$$

Замечание. Систему (10), которой удовлетворяют функции $u_\infty^i(t)$, полученные в пределе при стремлении числа взаимодействующих частиц к бесконечности, можно интерпретировать как систему уравнений среднего поля для пары популяций. В следующем параграфе мы выведем стохастические уравнения, которые естественно интерпретировать как стохастическое описание соответствующего среднего поля.

§2. СИМУЛИРОВАНИЕ СРЕДНЕГО ПОЛЯ И СТОХАСТИЧЕСКИЕ ПОТОКИ

При рассмотрении альтернативного вероятностного подхода в этой работе мы ограничимся одномерным случаем и рассмотрим систему вида (**), а именно, систему

$$u_t^1 = \frac{1}{2} (u^1 [u^1 + u^2])_{xx} + (1 - u^1 - u^2) u^1, \quad u^1(0, x) = u_{01}(x) = u_0(x), \tag{1}$$

$$u_t^2 = \frac{1}{2} [u^2 (u^1 + u^2)]_{xx} + \gamma (1 - \alpha u^1 - \beta u^2) u^2, \quad u^2(0, x) = u_{02}(x) = v_0(x). \tag{2}$$

Для того, чтобы построить обобщенное решение задачи Коши (1), (2) нам понадобится ряд функциональных пространств:

- пространство Шварца \mathcal{D} бесконечно-дифференцируемых скалярных функций h на R с компактными носителями и двойственное к нему пространство обобщенных функций \mathcal{D}' ;
- гильбертово пространство $L^2(R)$ со скалярным произведением

$$\langle u, f \rangle = \int_R u(x)f(x)dx$$

и нормой $\|u\|^2 = \int_R |u(x)|^2 dx$;

- соболевское пространство $W^{k,2} = W^k$ – пополнение пространства \mathcal{D} по норме

$$\|u\|_k = \left[\int_R \left| \frac{\partial^k u(x)}{\partial x^k} \right|^2 dx \right]^{\frac{1}{2}},$$

где $k \in \mathbf{Z}$ и двойственное к нему пространство $W^{-k,2} = W^{-k}$ с нормой $\|\cdot\|_{-k}$;

- банахово пространство $\mathcal{W}^k = C(s, T; L^2(R)) \cap L^2([s, T]; W^k)$ с нормой

$$\|u\|_{\mathcal{W}} = \left(\sup_{t \in [0, T]} \|u(t)\|^2 + \int_0^T \|u(t)\|_k^2 dt \right)^{1/2}.$$

Говорят, что задача Коши (1), (2) имеет слабое обобщенное решение $u = (u^1, u^2)$, $u^i \in \mathcal{W}^1$, $i = 1, 2$, если для любой дифференцируемой функции $h(t) \in C_0^\infty(R)$ выполняются интегральные тождества

$$\begin{aligned} \langle h(t), u^i(t) \rangle - \langle h(0), u^i(0) \rangle &= \int_0^t \langle (a_i - \beta_i u^1(s) - \gamma_i u^2(s))h(s), u^i(s) \rangle ds \\ &+ \int_0^t \langle [\partial_s h(s) + \frac{1}{2}(u^1 + u^2)h_{xx}(s)], u^i(s) \rangle ds, \end{aligned} \quad (3)$$

$i = 1, 2,$

где $a_1 = 1, a_2 = \gamma, \beta_1 = \gamma_1 = -1, \beta_2 = \gamma_2 = -\frac{\gamma}{\kappa}$.

Наша ближайшая цель – найти случайные процессы, в терминах которых можно было бы представить обобщенные решения $u^i(t, x)$ системы (1), (2). Для этого нам понадобится ряд результатов теории стохастических потоков Куниты, которые будут приведены в следующем параграфе в удобном для дальнейшего виде.

Проведем вначале априорное исследование поставленной задачи, т.е. предположим, что существует единственное решение u^1, u^2 системы (1), (2), где u^1, u^2 – положительные ограниченные дифференцируемые функции, принадлежащие классу \mathcal{W}^1 . Анализ интегральных тождеств (2) позволяет заметить, что естественно рассмотреть марковский случайный процесс $\xi(\theta) \in R^1$ и его мультипликативные функционалы, порождающие эволюционные семейства $V^i(s, t)$ в пространстве $B(R)$ измеримых ограниченных функций.

Для того, чтобы построить такие процессы, предположим, что задано вероятностное пространство (Ω, \mathcal{F}, P) и определенный на нем стандартный винеровский процесс $w(t) \in R^1$. Обозначим

$$M^{u^1, u^2}(\xi(\theta)) = \sqrt{u^1(\theta, \xi(\theta)) + u^2(\theta, \xi(\theta))} \quad (4)$$

и рассмотрим стохастические уравнения

$$d\xi(\theta) = M^{u^1, u^2}(\xi(\theta))dw(\theta), \quad \xi(s) = y, \quad (5)$$

$$d\eta^i(\theta) = g_i^{u^1, u^2}(\xi(\theta))\eta^i(\theta)d\theta, \quad \eta^i(s) = h^i, \quad i = 1, 2. \quad (6)$$

В силу приведенного выше априорного предположения о существовании положительных функций $u^1(t, x), u^2(t, x) \in \mathcal{W}^1$, из общей теории СДУ следует, что решения $\xi(\theta), \eta^i(\theta)$ СДУ (5), (6) существуют и единственны. При этом решение $\xi(\theta)$ уравнения (5) представляет собой марковский процесс, а решения $\eta^i(\theta)$ уравнений (6) определяют мультипликативные функционалы от этого процесса. С другой стороны, пару $\xi(\theta), \eta(\theta) = (\eta^1(\theta), \eta^2(\theta)) \in R^2$ можно рассматривать как марковский процесс $\zeta(\theta) = (\xi(\theta), \eta(\theta)) \in R^3$. Как нетрудно проверить, сужение генератора эволюционного семейства $V^i(s, t), i = 1, 2$, на пространство дважды дифференцируемых функций $C_0^2(R)$ имеет вид

$$\mathcal{A}_i^{u^1, u^2} f(x) = (u^1 + u^2)f_{xx} + g_i^{u^1, u^2} f, \quad (7)$$

где

$$g_i^{u^1, u^2} = a_i - \beta_i u^1 - \gamma_i u^2. \quad (8)$$

Если при этом функции $f^i(s, y) = V^i(s, T)f_{0i}(y)$ дважды дифференцируемы, то, как нетрудно проверить, они являются классическими

решениями следующей системы параболических уравнений

$$f_s^i(s, y) + \frac{1}{2}[M^{u^1, u^2}]^2(y) f_{yy}^i(s, y) + g_i^{u^1, u^2} f^i(s, y) = 0, \quad (9)$$

$$f^i(t, y) = f_0^i(y).$$

Пусть случайные процессы $\xi_{s,y}(\theta), \eta^i(\theta)$ удовлетворяют СДУ (5), (6), а $\widehat{\xi}_{t,x}(\theta) = \xi(t - \theta)$ – обращенный во времени процесс. Воспользовавшись результатами работ [6–9], покажем, что функции

$$u^i(t, x) = \mathbf{E}[\eta^i(0) u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}(t))] \quad (10)$$

определяют обобщенные решения уравнений (1) и (2) соответственно.

С этой целью, наряду с уравнениями (5), (6), (10), рассмотрим стохастическое уравнение, которому удовлетворяет процесс $\widehat{\xi}_{t,x}(\theta)$, а также соотношения, определяющие вероятностные представления производных $u_x^i(t, x)$. Для этого нам понадобится ряд дополнительных утверждений.

Пусть $Z(t) \in R^1$ – заданный семимартингал и $Y(t) \in R^1$ – решение линейного СДУ

$$Y(t) = 1 + \int_0^t Y(\theta) dZ(\theta). \quad (11)$$

Пусть $Y(t) = \mathcal{E}(Z(t))$ и

$$[Z, Z] = \lim_{\max |t_{k+1} - t_k| \rightarrow 0} \sum_{k=1}^n (Z(t_{k+1}) - Z(t_k))^2$$

– квадратичная вариация процесса Z , $0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n = t$. Тогда справедливо следующее утверждение.

Лемма 2.1. Пусть Z – мартингал и $Z(0) = 0$. Тогда случайные величины $\mathcal{E}(Z)$ и $\mathcal{E}(-Z + [Z, Z])$ обратимы, т.е.

$$\mathcal{E}(Z)\mathcal{E}(-Z + [Z, Z]) = 1.$$

Пусть u^1, u^2 – заданные строго положительные ограниченные и дифференцируемые функции. Рассмотрим стохастическое уравнение

$$d\xi(\theta) = -\sqrt{u^1(\theta, \xi(\theta)) + u^2(\theta, \xi(\theta))} dw(\theta), \quad \xi(0) = y \quad (12)$$

и пусть $\widehat{\xi}(\theta) = \xi(t - \theta)$ – обращенный по времени процесс. Обозначим $J_{0,\theta}(y) = \frac{\partial \xi_{0,y}(\theta)}{\partial y}$ – якобиан отображения $\phi_{s,t}$, порожденного процессом $\xi_{0,y}(\theta)$, удовлетворяющим (12), по формуле $\phi_{0,\theta}(y) = \xi_{0,y}(\theta)$, и пусть

$\widehat{J}_{t,\theta}(x) = \frac{\partial \widehat{\xi}_{0,x}(\theta)}{\partial x}$ – якобиан отображения $\psi_{t,\theta}$, порожденного процессом $\widehat{\xi}_{0,x}(\theta)$ по формуле $\psi_{t,\theta}(x) = \widehat{\xi}_{0,x}(\theta)$.

Теорема 2.2. Пусть $\xi(\theta)$ удовлетворяет (12) и $\widehat{\xi}(\theta) = \xi(t - \theta)$. Тогда якобианы $J_{0,\theta}(y)$ и $\widehat{J}_{t,\theta}(x)$ удовлетворяют соответственно СДУ

$$dJ(\theta) = -M_y^{u^1, u^2}(\xi(\theta))J(\theta)dw(\theta), \quad J(0) = I, \quad (13)$$

$$d\widehat{J}(\theta) = \widehat{J}(\theta)M_x^{u^1, u^2}(\widehat{\xi}(\theta))dw(\theta) + \widehat{J}(\theta)[M_x^{u^1, u^2}(\widehat{\xi}(\theta))]^2d\theta, \quad \widehat{J}(0) = I, \quad (14)$$

Доказательство. Результат немедленно вытекает из леммы 2.1. \square

Ряд вычислений, которые нам придется проводить ниже, будет существенно упрощен, если рассмотреть СДУ (12) в форме Стратоновича. Пусть $g = u^1 = u^2$ и $M^g(x) = \sqrt{g(x)}$. Напомним, что стохастические дифференциалы в форме Ито $M^g(\xi(t))dw(t)$ и в форме Стратоновича $M^g(\xi(t)) \circ dw(t)$ связаны соотношением

$$M^g(\xi(t)) \circ dw(t) = \frac{1}{2}M_x^g(\xi(t))M^g(\xi(t))dt + M^g(\xi(t))dw(t).$$

Перепишем уравнение (12) в виде

$$d\xi(\theta) = m^g(\xi(\theta))d\theta - M^g(\xi(\theta)) \circ dw(\theta), \quad \xi(s) = y, \quad (15)$$

где $m^g(y) = \frac{1}{2}M_y^g(y)M^g(y)$.

Из теоремы 4.2.2 [5] вытекает следующее утверждение.

Теорема 2.2. Пусть $\phi_{s,t}(y) = \xi(t)$ удовлетворяет СДУ (12), коэффициенты диффузии которого принадлежат классу C^k при $(k \geq 1)$. Тогда обратный поток $[\phi_{s,t}]^{-1} = \psi_{t,s}$ удовлетворяет СДУ

$$d\psi_{t,x}(\theta) = \widehat{J}_{t,\theta}(\psi_{t,x}(\theta))m^g(x)d\theta + \widehat{J}_{t,\theta}(\psi_{t,x}(\theta))M^g(x) \circ dw(\theta), \quad (16)$$

где $\widehat{J}_{t,\theta}(x) = [\frac{\partial \phi_{\theta,t}}{\partial y}]^{-1}(x)$ и $J_{\theta,t}(y) = \frac{\partial \phi_{\theta,t}(y)}{\partial y}$ – якобиан отображения $\phi_{\theta,t}$. При этом отображение $\psi_{t,\theta} : x \rightarrow \psi_{t,\theta}(x)$ является C^k -диффеоморфизмом.

Случайный процесс $\xi_{s,y}(t)$, удовлетворяющий уравнению (12), обладает марковским свойством и, как известно, порождает как эволюционное семейство $U(s, t)$, действующее в пространстве измеримых ограниченных функций $B(R)$, так и эволюционное семейство $Z(s, t)$, действующее в пространстве $L^2(R)$ квадратично интегрируемых функций. Действие этих отображений задается соотношениями

$$\begin{aligned} U(s, t)f(y) &= \mathbf{E}[f(\xi_{s,y}(T))], \quad \text{если } f \in B(R) \text{ и} \\ Z(s, t)h(y) &= \mathbf{E}[f(\xi_{s,y}(T))], \quad \text{если } f \in L^2(R). \end{aligned}$$

Рассмотрим сопряженное к Z эволюционное семейство Z^+ , действующее в $L^2(R)$ и заданное соотношением

$$\begin{aligned} \int_R Z(t, 0)f(x)h(x)dx &= \int_R \mathbf{E}[f(\widehat{\xi}_{0,x}(t))]h(x)dx \\ &= \int_R f(y)\mathbf{E}[h(\xi_{0,y}(t))J_{0,t}(y)]dy \\ &= \int_R f(y)Z^+(0, t)h(y)dy \end{aligned} \quad (17)$$

для любых $f, h \in L^2(R)$. Таким образом,

$$\begin{aligned} \int_R f(y)Z^+(t, 0)h(y)dy &= \int_R \mathbf{E}[f(\widehat{\xi}_{0,x}(t))]h(x)dx \\ &= \int_R f(y)\mathbf{E}[h(\xi_{0,y}(t))J_{t,0}(y)]dy \end{aligned}$$

и справедливы соотношения

$$Z^+(t, 0)h(y) = \mathbf{E}[h(\xi_{0,y}(t))J_{t,0}(y)].$$

Заметим, что процесс $\xi_{0,y}(t)$ – это однородный по времени марковский процесс, так что рассматриваемые эволюционные семейства $Z(\theta, t) = Z(t - \theta)$ и $Z^+(t, \theta) = Z^+(\theta - t)$ представляют собой полугруппы.

Аналогичные рассуждения верны и в том случае, когда

$$\int_R Z(0, t)f(x)h(x)dx = \int_R \mathbf{E}[f(\xi_{0,x}(t))]h(x)dx \quad (18)$$

$$= \int_R f(y) E[h(\widehat{\xi}_{0,y}(t)) \widehat{J}_{t,0}(y) dy] = \int_R f(y) Z^+(t, 0) h(y) dy$$

для любых $f, h \in L^2(R)$.

Сужение производящего оператора \mathcal{A}^+ эволюционного семейства $Z^+(t, s)$ на соболевское пространство W^2 можно вычислить с использованием классической формулы Ито. Производящий оператор \mathcal{A} исходной полугруппы $Z(t)$ – это двойственный оператор по отношению к \mathcal{A}^+ в смысле спаривания соболевских пространств W^k и W^{-k} или скалярного произведения в $L^2(R)$. При этом для вычисления генератора полугруппы Z_t^+ , используя ее вероятностное представление, удобно воспользоваться соответствующим обобщением формулы Ито (см. [7]).

Пусть $\mathcal{A}(u)$ – оператор, сопряженный к оператору

$$\mathcal{A}^+(u) = \frac{1}{2} [M^u]^2 \Delta, \quad (19)$$

т.е. оператор, заданный соотношением $\langle \mathcal{A}^+ v, h \rangle = \langle v, [\mathcal{A}^+]^+ h \rangle$ для любой $h \in W^2$. Обобщенная формула Ито, позволяющая вычислять вид этих операторов, имеет следующий вид.

Лемма 2.2. Пусть $f(t)$ – непрерывная функция со значениями в W^k для некоторого $k \in \{-2, -1, 0, 1, 2\}$, стохастический поток $\phi_{s,t}$ задан соотношением вида (7) и $\psi_{t,s}$ – это соответствующий обращенный по времени стохастический поток. Тогда справедливы соотношения

$$\begin{aligned} f(t) \circ \phi_{s,t}^i &= f(s) + \int_s^t \frac{\partial f(\theta)}{\partial \theta} \circ \phi_{s,\theta} d\theta + \int_s^t \frac{\partial f(\theta)}{\partial x} \circ \phi_{s,\theta} \cdot d\phi_{s,\theta} \\ &\quad + \int_s^t [\mathcal{A}^u f(\theta)] \circ \phi_{s,\theta} d\theta, \end{aligned} \quad (20)$$

и

$$\begin{aligned} f(t) \circ \psi_{t,s} &= f(t) + \int_s^t \frac{\partial f(\theta)}{\partial \theta} \circ \psi_{t,\theta} d\theta - \int_s^t \frac{\partial f(\theta)}{\partial x} \circ \psi_{\theta,s} \cdot d\psi_{\theta,s} \\ &\quad + \int_s^t \mathcal{A}^u [f(t) \circ \psi_{\theta,s}] d\theta. \end{aligned} \quad (21)$$

При этом для обобщенной функции f действие операторов \mathcal{A}^u понимается в смысле теории обобщенных функций.

В наших предыдущих работах [10], [11] было показано что вероятностное представление обобщенного решения задачи Коши вида (1), (2) можно построить с использованием результатов теории стохастических потоков следующим образом.

Рассмотрим систему стохастических соотношений

$$\begin{aligned} d\widehat{\xi}_{0,x}(\theta) &= \widehat{J}_{\theta,0}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta))m^{u^1,u^2}(x)d\theta \\ &+ \widehat{J}_{\theta,0}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta))M^{u^1,u^2}(x) \circ dw(\theta), \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} d\widehat{J}(\theta) &= \widehat{J}(\theta)M_x^{u^1,u^2}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta)) \circ dw(\theta) \\ &+ \frac{1}{2}\widehat{J}(\theta)[M_x^{u^1,u^2}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta))]^2d\theta, \quad \widehat{J}(0) = I, \end{aligned} \quad (23)$$

$$u^i(t, x) = \mathbf{E} \left[\exp \left\{ \int_0^t g_i^{u^1,u^2}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta))d\theta \right\} u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}(t)) \right], \quad i = 1, 2. \quad (24)$$

Если мы дополним полученную систему соотношениями

$$\begin{aligned} \frac{\partial u^i(t, x)}{\partial x} &= \mathbf{E} \left[\int_0^t \frac{\partial g^{u^1,u^2}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta))}{\partial x} \widehat{J}(\theta) d\theta \right. \\ &\times \exp \left\{ \int_0^t g^{u^1,u^2}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta)) d\theta \right\} u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}(t)) \left. \right] \\ &+ \mathbf{E} \left[\exp \left\{ \int_0^t g^{u^1,u^2}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta)) d\theta \right\} \frac{\partial u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}(t))}{\partial x} \widehat{J}(t) \right], \quad i = 1, 2, \end{aligned} \quad (25)$$

то в результате получим замкнутую систему уравнений.

Таким образом, мы свели исходную задачу (1), (2) к некоторой стохастической задаче, и из результатов работ [6, 7] и следует, что справедливо следующее утверждение.

Теорема 2.3. *Если u^1, u^2 – ограниченные регулярные обобщенные решения системы (1), (2), то решение системы (22)–(25) существует и единственно. При этом случайные процессы $\xi(t)$ и $\widehat{\xi}(t)$ обладают*

марковским свойством и справедливы оценки

$$\mathbf{E}\|\widehat{\xi}(t)\|^2 < \infty, \quad \mathbf{E}\|\widehat{J}_{t,0}\|^2 < \infty.$$

§3. СУЩЕСТВОВАНИЕ И ЕДИНСТВЕННОСТЬ РЕШЕНИЯ СТОХАСТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ

Для того, чтобы доказать существование и единственность решения системы (22)–(25), не опираясь на сделанное выше априорное предположение о существовании регулярных обобщенных решений системы (1)–(2), заметим, что уравнения (24), (25) – это нелинейные интегральные уравнения. Для того, чтобы построить их решения, рассмотрим следующую систему последовательных приближений

$$d\widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta) = \widehat{J}_{\theta,0}^n(\widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta))m^{u_n^1, u_n^2}(x)d\theta + \widehat{J}_{\theta,0}^n(\widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta))M^{u^1, u^2}(x) \circ dw(\theta), \quad (1)$$

$$d\widehat{J}^n(\theta) = \widehat{J}(\theta)M_x^{u_n^1, u_n^2}(\widehat{\xi}^n(\theta)) \circ dw(\theta) + \frac{1}{2}\widehat{J}(\theta)[M_x^{u_n^1, u_n^2}(\widehat{\xi}^n(\theta))]^2 d\theta, \quad (2)$$

$$\widehat{J}^n(0) = I,$$

$$u_{n+1}^i(t, x) = \mathbf{E} \left[\exp \left\{ \int_0^t g^{u_n^1, u_n^2}(\widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta)) d\theta \right\} u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}^{n1}(t)) \right], \quad i = 1, 2. \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial u_{n+1}^i(t, x)}{\partial x} &= \mathbf{E} \left[\int_0^t \frac{\partial g^{u_n^1, u_n^2}(\widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta))}{\partial x} \widehat{J}^n(\theta) d\theta \right. \\ &\quad \times \exp \left\{ \int_0^t g^{u_n^1, u_n^2}(\widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta)) d\theta \right\} u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}^n(t)) \left. \right] \\ &\quad + \mathbf{E} \left[\exp \left\{ \int_0^t g^{u_n^1, u_n^2}(\widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta)) d\theta \right\} \frac{\partial u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}^n(t))}{\partial x} \widehat{J}(t) \right], \quad i = 1, 2, \end{aligned} \quad (4)$$

и докажем существование предельных процессов

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \widehat{\xi}_{0,x}^n(\theta) = \widehat{\xi}_{0,x}(\theta), \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \widehat{J}^n(\theta) = \widehat{J}(\theta)$$

и предельных функций

$$\lim_{n \rightarrow \infty} u_n^i(t, x) = u^i(t, x), \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\partial u_n^i(t, x)}{\partial x} = \frac{\partial u^i(t, x)}{\partial x}.$$

Однако, для того, чтобы реализовать эту программу, уравнение (1) удобно заменить альтернативным стохастическим уравнением, которому удовлетворяет процесс $\widehat{\xi}(\theta)$ (см. [14]).

Пусть $w(\theta)$ – стандартный винеровский процесс и

$$\widetilde{w}(\theta) = \begin{cases} 0, & \text{если } \theta = 0, \\ w(t - \theta) - w(t) & \text{если } 0 < \theta < t, \\ -w(t), & \text{если } \theta = t. \end{cases}$$

Обозначим \mathcal{F}_θ естественную фильтрацию для $w(\theta)$ и \mathcal{F}^θ – естественную фильтрацию для $\widetilde{w}(\theta)$. При этом процесс $\widetilde{w}(\theta)$ является винеровским процессом относительно своей естественной фильтрации \mathcal{F}^θ .

Говорят, что процесс $\xi(\theta)$ является обратимым $(\mathcal{F}_\theta, \mathcal{F}^\theta)$ семимартингалом, если $\xi(\theta)$ является \mathcal{F}_θ -семимартингалом на $[0, t]$ и $\widetilde{\xi}(\theta)$ является \mathcal{F}^θ -семимартингалом на $[0, t)$. Пусть $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = t$ – разбиение интервала $[0, t]$. Пусть $X(\theta)$ и $Y(\theta)$ – два семимартингала. Тогда величина

$$[X, Y](t) = X(0)Y(0) + \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n (X(t_{k+1}) - X(t_k))(Y(t_{k+1}) - Y(t_k))$$

называется квадратичной ковариацией пары X, Y , если предел в правой части последнего равенства существует.

Теорема 3.1. Пусть $X(\theta)$ – $(\mathcal{F}_\theta, \mathcal{F}^{t-\theta})$ -обратимый семимартингал и семимартингал $Y(\theta)$ обладает свойствами $Y(\theta) \in \mathcal{F}_\theta$ и $Y(\theta) \in \mathcal{F}^{t-\theta}$. Пусть существует квадратичная ковариация $[Y, X](\theta)$. Тогда два процесса $[Y, X](\theta)$ и $N(\theta) = \int_0^\theta Y(\theta) dX(\theta)$ являются обратимыми семимартингалами и при этом

$$\widetilde{N}(\theta) + \widetilde{[Y, X]}(\theta) = \int_0^\theta Y(t-s) d\widetilde{X}(s).$$

Воспользовавшись результатами теоремы 3.1 и полагая

$$Y(\theta) = -M(\xi(\theta)), \quad X(\theta) = w(\theta), \quad N(\theta) = - \int_0^\theta M(\xi(s)) dw(s),$$

нетрудно проверить справедливость следующего утверждения.

Теорема 3.2. Пусть $\xi(\theta)$ – решение СДУ

$$d\xi(\theta) = -M^u(\xi(\theta))dw(\theta), \quad \xi(0) = x$$

для $0 \leq \theta \leq t$. Поскольку $w(\theta)$ – обратимый $(\mathcal{F}_\theta, \mathcal{F}^\theta)$ -семимартингал, то $\widehat{\xi}(\theta) = \xi(t - \theta)$ удовлетворяет следующему СДУ

$$\widehat{\xi}(\theta) = \xi(t) - \int_0^\theta M^u(\widehat{\xi}(s))d\widetilde{w}(s) + \int_0^\theta M_x^u(\widehat{\xi}(s))M^u(\widehat{\xi}(s))ds, \quad (5)$$

$0 \leq \theta \leq t$ и $\xi(\theta)$ – обратимый $(\mathcal{F}_\theta, \mathcal{F}^\theta)$ -семимартингал.

Доказательство. Поскольку w – $(\mathcal{F}_\theta, \mathcal{F}^\theta)$ -обратимый семимартингал, то $[-M^u(\xi), w](\theta) = -\int_0^\theta M_x^u(\xi(s))M^u(\xi(s))ds$. При этом $M^u(\xi(\theta))$ $\mathcal{F}^{t-\theta}$ -измерим, и, конечно, случайный процесс $M^u(\xi(\theta))$ \mathcal{F}_θ -измерим. Таким образом, из теоремы 3.1 следует соотношение

$$\widetilde{\xi}(\theta) = \xi(t - \theta) - \xi(t) = -\int_0^\theta M^u(\xi(t - s))d\widetilde{w}(s) - \int_{t-\theta}^t M_x^u(\xi(\tau))M(\xi(\tau))d\tau.$$

Произведя замену переменных $\tau = t - s$ в последнем интеграле, получим

$$\xi(t - \theta) = \xi(t) - \int_0^\theta M^u(\xi(t - s))d\widetilde{w}(s) + \int_0^\theta M_x^u(\xi(t - s))M(\xi(t - s))ds,$$

что и завершает доказательство теоремы. \square

Возвращаясь к исследуемой задаче, заметим, что поскольку

$$M^u(x) = M(u^1(t, x), u^2(t, x)) = \sqrt{u^1(t, x) + u^2(t, x)},$$

последнее слагаемое в (5) имеет вид

$$M(u^1(t, x), u^2(t, x)) \frac{\partial M(u^1(t, x), u^2(t, x))}{\partial x} = \frac{1}{2} [u_x^1(t, x) + u_x^2(t, x)].$$

Таким образом, полученные результаты позволяют заменить в системе (22)–(25) уравнение (22) уравнением (5) и исследовать новую систему СДУ, состоящую из уравнений (23)–(25) и уравнения

$$\begin{aligned} \widehat{\xi}(\theta) = x - \int_0^\theta \sqrt{u^1(s, \widehat{\xi}(s)) + u^2(s, \widehat{\xi}(s))} d\tilde{w}(s) \\ + \frac{1}{2} \int_0^\theta [u_x^1(s, \widehat{\xi}(s)) + u_x^2(s, \widehat{\xi}(s))] ds. \end{aligned} \quad (6)$$

Для того, чтобы доказать сходимость соответствующих последовательных приближений, нам понадобится ряд вспомогательных результатов.

Пусть $v^1, v^2 \in \mathcal{W}^1$ – пара дифференцируемых ограниченных функций. Рассмотрим стохастические уравнения

$$\begin{aligned} \widehat{\xi}(\theta) = x - \int_0^\theta \sqrt{v^1(s, \widehat{\xi}(s)) + v^2(s, \widehat{\xi}(s))} d\tilde{w}(s) \\ + \frac{1}{2} \int_0^\theta [v_x^1(s, \widehat{\xi}(s)) + v_x^2(s, \widehat{\xi}(s))] ds, \end{aligned} \quad (7)$$

и

$$\begin{aligned} d\widehat{J}(\theta) = \frac{1}{2} \widehat{J}(\theta) \frac{v_x^1(\theta, \widehat{\xi}(\theta)) + v_x^2(\theta, \widehat{\xi}(\theta))}{\sqrt{v^1(\theta, \widehat{\xi}(\theta)) + v^2(\theta, \widehat{\xi}(\theta))}} d\tilde{w}(\theta) \\ + \widehat{J}(\theta) \left[\frac{[v_x^1(\theta, \widehat{\xi}(\theta)) + v_x^2(\theta, \widehat{\xi}(\theta))]^2}{v^1(\theta, \widehat{\xi}(\theta)) + v^2(\theta, \widehat{\xi}(\theta))} \right] d\theta, \quad \widehat{J}(t) = I, \end{aligned} \quad (8)$$

а также функции

$$U^i(t, x) = \mathbf{E} \left[\exp \left\{ \int_0^t g^{v^1, v^2}(\widehat{\xi}_{0,x}(\theta)) d\theta \right\} u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}(t)) \right], \quad i = 1, 2, \quad (9)$$

и

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial U^i(t, x)}{\partial x} &= \mathbf{E} \left[\int_0^t \frac{\partial g^{v^1, v^2}(\widehat{\xi}_{0, x}(\theta))}{\partial x} \widehat{J}(\theta) d\theta \right. \\
 &\quad \times \exp \left\{ \int_0^t g^{v^1, v^2}(\widehat{\xi}_{0, x}(\theta)) d\theta \right\} u_{0i}(\widehat{\xi}_{0, x}(t)) \Big] \\
 &\quad + \mathbf{E} \left[\exp \left\{ \int_0^t g^{v^1, v^2}(\widehat{\xi}_{0, x}(\theta)) d\theta \right\} \frac{\partial u_{0i}(\widehat{\xi}_{0, x}(t))}{\partial x} \widehat{J}(t) \right], \quad i = 1, 2.
 \end{aligned} \tag{10}$$

Обозначим

$$K^u(t) = \sup_x u(t, x), \quad K_1^u(t) = \sup_x |u_x(t, x)|$$

и выведем необходимые априорные оценки.

Лемма 3.3. Пусть v^1, v^2 – ограниченные дифференцируемые функции, подчиняющиеся оценкам

$$\sum_{i=1}^2 [K^{v^i}(t)]^2 \leq \chi(t), \quad \sum_{i=1}^2 [K_1^{v^i}(t)]^2 \leq \varrho(t),$$

где $\chi(t), \varrho(t)$ – ограниченные функции на некотором интервале $[0, T_1]$. Тогда функции $U^i(t), U_x^i(t)$, заданные соотношениями (9), (10), также подчиняются оценкам

$$\sum_{i=1}^2 [K^{U^i}(t)]^2 \leq \chi(t), \quad \left[\sum_{i=1}^2 [K_1^{U^i}(t)] \right]^2 \leq \varrho(t)$$

на этом интервале.

Доказательство. Используя явный вид функции $g_i(v^1, v^2) = a_i - b_i v^1 - c_i v^2$, нетрудно проверить, что, если $u_{0i} \geq \lambda > 0$, то функция U^i вида (9) подчиняется оценкам

$$\lambda e^{\int_0^t [a_i - b_i K^{v^1}(\theta) - c_i K^{v^2}(\theta)] d\theta} \leq U^i(t, x) \leq K^{u_{0i}} e^{a_i t}$$

и $\sup_x |U^i(t, x)| \leq K^{u_{0i}} e^{a_i t}$. Для того, чтобы оценить функцию $U_x^i(t, x)$, оценим предварительно якобиан $\widehat{J}(t)$. Воспользуемся формулой Ито и

соотношением (8), чтобы получить оценку

$$\mathbf{E}|\widehat{J}(t)|^2 \leq 1 + \int_0^t \mathbf{E}|\widehat{J}(\theta)|^2 \frac{5}{4} \frac{[K_1^{v^1}(\theta) + N^{v^2}(\theta)]^2}{K^{v^1}(\theta) + K^{v^2}(\theta)} d\theta,$$

из которой следует, что

$$\mathbf{E}|\widehat{J}(t)|^2 \leq \exp \left\{ C \int_0^t \kappa^2(\theta) d\theta \right\}, \quad (11)$$

$$\text{где } \kappa(\theta) = K_1^{v^1}(\theta) + K_1^{v^2}(\theta), \quad C = \frac{5}{4}.$$

Таким образом, с учетом (10) и (11) получим

$$\begin{aligned} \left| \frac{\partial U^i(t, x)}{\partial x} \right|^2 &\leq [K^{i0}]^2 \int_0^t [-\vartheta \kappa(\theta)] d\theta \\ &+ [K_1^{i0}]^2 \exp \left\{ \int_0^t [a_i \theta + C \kappa^2(\theta)] d\theta \right\} \end{aligned} \quad (12)$$

и, если $a = \max(a_1, a_2)$, то $\kappa(t)$ подчиняется оценке

$$\kappa^2(t) \leq \kappa^2(0) \exp \left\{ \int_0^t [a\theta + C \kappa^2(\theta)] d\theta \right\}. \quad (13)$$

Пусть $v(t)$ – решение интегрального уравнения

$$v(t) = \kappa^2(0) \exp \left\{ \int_0^t [a\theta + C v(\theta)] d\theta \right\}.$$

Тогда функция $v(t)$ удовлетворяет задаче Коши

$$\frac{dv}{dt} = [at + Cv(t)]v(t), \quad v(0) = \kappa^2(0).$$

Полученное ОДУ является уравнением Бернулли и его решение может быть найдено в явном виде

$$v(t) = \frac{\exp\left\{\frac{at^2}{2}\right\} \kappa^2(0)}{1 - C \frac{\kappa^2(0)}{a} \int_0^t e^{-\frac{a\tau^2}{2}} a d\tau} \quad (14)$$

Поскольку $\int_0^t e^{-\frac{a\tau^2}{2}} d\tau < \frac{1}{2}\sqrt{2\pi}$, то, если $\kappa^2(0) < a\sqrt{2\pi}$, то функция $v(t)$ ограничена на любом ограниченном интервале, если же эта оценка не имеет места, то функция $v(t)$ ограничена на интервале $[0, T_1]$, для которого справедлива оценка

$$C \frac{\kappa^2(0)}{a} \int_0^{T_1} e^{-\frac{a\tau^2}{2}} a d\tau < 1. \quad (15)$$

В заключение заметим, что если $[K_1^{v^1}(t) + K_1^{v^2}(r)]^2 \leq v(t)$, то из (12), (13) следует, что и $[K_1^{U^1}(t) + K_1^{U^2}(t)]^2 \leq v(t)$ на соответствующем временном интервале и лемма доказана. \square

Предложение 3.4. Пусть функции $v^i \in \mathcal{W}^k \cap C^k$ и $u_{i0} \in \mathcal{W}^k$, $k \geq 1$ и $\psi_{t,s}$ – стохастический поток, порожденный решением СДУ (6). Тогда $u_{0i} \circ \psi_{t,s} \in \mathcal{W}^k$ и справедливы оценки

$$\mathbf{E} \|u_{0i} \circ \psi_{t,s}\|_1^2 \leq C_{k,t_0} \|u_{0i}\|_1^2$$

и

$$\|U^i(t)\|_1^2 \leq C_{k,t_0} \|u_{0i}\|_1^2.$$

Доказательство этого предложения является непосредственным следствием теоремы 2.1 из [6].

Пусть Λ – пространство непрерывных ограниченных функций, заданных на R со значениями в R^2 с нормой $\|u\|_\Lambda = \sup_x |u(x)|$ и \mathcal{M} – пространство непрерывных ограниченных отображений интервала $[0, T_1]$ в Λ с нормой $\|u\|_\mathcal{M} = \sup_{0 \leq t \leq T_1} \|u(t)\|_\Lambda$. Рассмотрим отображение $\Phi(s, x, u)$, заданное соотношением $u(t, x) = \Phi(s, x, u)$, где $u = (u^1, u^2)$ и

$$u^i(t, x) = \mathbf{E} \left[\exp \left\{ \int_0^t g_i^{u^1, u^2}(\widehat{\xi}(\theta)) d\theta \right\} u_{0i}(\widehat{\xi}_{0,x}(t)) \right].$$

Теорема 3.5. Пусть $u_{01}, u_{02} \in W^1$ – положительные функции и справедлива оценка $u_{01} + u_{02} > 0$. Тогда существует единственное решение стохастической системы (23)–(25) и (4).

Доказательство. Из полученных в лемме 3.3 априорных оценок следует, что отображение Φ действует в пространстве \mathcal{M} . Покажем, что

существует $N > 0$, такое что для любого $n > N$ отображение Φ^n является сжимающим отображением. Обозначим

$$l_n(s, x) = \|\Phi^n(s, x, u_1(s)) - \Phi^{n-1}(s, x, u_2(s))\|_{\Lambda}.$$

Из полученных выше оценок следует, что

$$l_1(s) \leq N_u \int_0^t v(\theta) \|u_1(\theta) - u_2(\theta)\|_{\Lambda} d\theta$$

и, ввиду ограниченности $v(t) \leq G < \infty$ при $t \in [0, T_1]$, получим

$$l^n(s) \leq \frac{N_u^n G^n (t-s)^n}{n!} \|u_{01} - u_{02}\|_{\mathcal{M}}.$$

При этом для любых N_u, G и $|t-s|$ существует такое N , что при $n > N$ справедливо неравенство

$$\frac{N_u^n G^n (t-s)^n}{n!} < 1$$

и, следовательно, Φ – сжимающее отображение. Таким образом, теорема о сжимающих отображениях завершает доказательство существования предельных функций

$$u(s, x) = \lim u_n(s, x) \quad \text{и} \quad \frac{\partial u(s, x)}{\partial x} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\partial u_n(s, x)}{\partial x}.$$

Существование предельных процессов

$$\widehat{\xi}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \xi_n(t) \quad \text{и} \quad \widehat{J}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \widehat{J}^n(t)$$

вытекает из непрерывной зависимости решений рассматриваемых СДУ (7), (8) от своих коэффициентов.

На последнем этапе мы покажем, что функции $u^1(t, x), u^2(t, x)$, заданные соотношениями (23), (24), являются обобщенными решениями задачи Коши для исходной системы (1), (2).

С этой целью мы вновь заметим, что решение системы (23)–(25) определяет марковский процесс $\widehat{\xi}(t)$, который порождает эволюционное семейство $Q(t)$, действующее в пространстве $L^2(R) \times L^2(R)$ по правилу $Q(t)u_0 = \mathbf{E}[\gamma(t) \circ \psi_{t,0}]$, или эквивалентно $[Q(t)u_0]^i = \mathbf{E}[\gamma_i(t) \circ \psi_{t,0}]$. Покажем, наконец, что функции $u^i(t, x)$, заданные соотношениями (24), являются обобщенными решениями системы (1), (2). \square

Теорема 3.6. Пусть выполнены условия теоремы 3.5. Тогда соотношения (24) определяют обобщенные решения системы (1), (2).

Доказательство. Пусть

$$\gamma^i(t) = \exp \left\{ \int_0^t g_i^{u^1, u^2}(\phi_{0, \theta}) d\theta \right\} u_{0i}. \quad (16)$$

Тогда

$$\frac{d\gamma^i(t)}{dt} = g^{u^1, u^2}(\phi_{0, t}) \gamma_i(t), \quad \gamma_i(0) = u_{0i}.$$

Воспользовавшись обобщенной формулой Ито и вычисля математическое ожидание, получим

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[\gamma_i(t) \circ \psi_{t, 0}] &= u_{i0} + \mathbf{E} \left[\int_0^t [g^{u^1, u^2}(\phi_{0, \theta}) \gamma_i(\theta)] \circ \psi_{\theta, 0} d\theta \right] \\ &+ \mathbf{E} \left[\int_0^t \mathcal{A}^{u^1, u^2}(\gamma_i(\theta) \circ \psi_{\theta, 0}) d\theta \right], \end{aligned} \quad (17)$$

где действие оператора \mathcal{A}^{u^1, u^2} понимается в обобщенном смысле, т.е.

$$\langle \mathcal{A}^{u^1, u^2} v, h \rangle = \langle v, [\mathcal{A}^{u^1, u^2}]^+ h \rangle.$$

Как следует из результатов работы [6], если $u_{0i} \in W^2$, то существуют положительные константы C_i , такие что

$$\mathbf{E} \|\gamma(t) \circ \psi_{t, 0}\|_1^2 \leq \|u_{0i}\|_1^2,$$

следовательно, $u_i(t) \in W^1$.

Воспользовавшись обобщенной формулой Ито, и вычисля математическое ожидание, получим равенство

$$E[\gamma_i(t) \circ \psi_{t, 0}] = u_{0i} + \mathbf{E} \left[\int_0^t d\gamma_i(\theta) \circ \psi_{t, \theta}(\theta) d\theta + \int_0^t \mathcal{A}^{u^1, u^2}(\gamma_i(\theta) \circ \psi_{t, \theta}(\theta)) d\theta \right],$$

где действие оператора \mathcal{A}^{u^1, u^2} понимается в обобщенном смысле.

Вычисля производную по t от обеих частей последнего равенства, получим, что $U_i(t) = \mathbf{E}[\gamma_i(t) \circ \psi_{t, 0}]$ удовлетворяет уравнению

$$\frac{d}{dt} \langle U_i(t), h \rangle = \langle U_i(t), [\mathcal{A}^{u^1, u^2}]^+ h \rangle.$$

С другой стороны, как было показано выше, любое обобщенное решение $u^1(t), u^2(t) \in W^1$ допускает представление вида (24) и, в силу единственности решения стохастической системы, отсюда следует, что обобщенное решение задачи Коши (1), (2) единственно в классе \mathcal{W}^1 . \square

§4. ОСДУ И СИСТЕМА ПАРАБОЛИЧЕСКИХ УРАВНЕНИЙ

В этом параграфе мы обсудим альтернативный вероятностный подход к системе (1), (2), основанный на теории прямых-обратных СДУ. Другими словами, мы построим систему ПОСДУ, ассоциированную с исходной задачей Коши. Точнее говоря, поскольку теория ПОСДУ ориентирована на обратную задачу Коши, то вначале мы сведем рассматриваемую задачу (1), (2) к соответствующей обратной задаче Коши. Для этого введем в рассмотрение функции $v^i(\theta, x) = u^i(t - \theta, x)$ и заметим, что, если u^1, u^2 удовлетворяют (1), (2), то v^1, v^2 удовлетворяют задаче Коши, которая, очевидно, имеет вид

$$v_s^1 + \frac{1}{2}(v^1[v^1 + v^2])_{xx} + (1 - v^1 - v^2)v^1 = 0, \quad v^1(t, x) = v_{01}(x) = u_0(x), \quad (1)$$

$$v_s^2 + \frac{1}{2}[v^2(v^1 + v^2)]_{xx} + \gamma(1 - \alpha v^1 - \beta v^2)v^2 = 0, \quad v^2(t, x) = v_{02}(x) = v_0(x). \quad (2)$$

Говорят, что задача Коши (1), (2) имеет слабое обобщенное решение $v = (v^1, v^2)$, $v^i \in \mathcal{W}^1, i = 1, 2$, если для любой дифференцируемой функции $h(t) \in C_0^\infty(R)$ выполняются интегральные тождества

$$\begin{aligned} \langle h(t), v^i(t) \rangle - \langle h(s), v^i(s) \rangle &= \int_s^t \langle (a_i - \beta_i v^1(\theta) - \gamma_i v^2(\theta))h(\theta), v^i(\theta) \rangle d\theta \\ &+ \int_s^t \langle [\partial_\theta h(\theta) + \frac{1}{2}(v^1(\theta) + v^2(\theta))h_{xx}(\theta)], v^i(\theta) \rangle d\theta, \quad i = 1, 2, \end{aligned} \quad (3)$$

где $a_1 = 1, a_2 = \gamma, \beta_1 = \gamma_1 = -1, \beta_2 = \gamma_2 = -\frac{\gamma}{\kappa}$.

Ниже мы сохраним все обозначения предыдущих параграфов, однако будем считать, что процесс $\widehat{\xi}(\theta)$ удовлетворяет СДУ

$$d\widehat{\xi}(\theta) = \sqrt{v^1(\theta, \widehat{\xi}(\theta)) + v^2(\theta, \widehat{\xi}(\theta))} dw(\theta), \quad \widehat{\xi}(s) = x. \quad (4)$$

Заметим, что в предыдущих параграфах этому СДУ подчинялся процесс $\xi(\theta)$.

Предположив, что v^1, v^2 – известные ограниченные дифференцируемые функции, удовлетворяющие в обобщенном смысле системе (1), (2), мы, как и выше, находимся в условиях работ [6, 7] и, следовательно, можем воспользоваться полученными там результатами.

При этом для того, чтобы избежать возникновения ОСДУ с квадратичным по y генератором, наряду с процессом $\widehat{\xi}(\theta)$, удовлетворяющим (3), рассмотрим случайный процесс

$$\varrho_s^i(t) = \exp\left(\int_s^t g_i^{v^1, v^2}(\phi_{s, \theta}) d\theta\right) u_0 \quad (5)$$

и функцию $U^i(t) = \mathbf{E}[\varrho_s^i(t)]$.

Предложение 4.1. Пусть функции $v^i \in \mathcal{W}^1 \cap C^k$ и $u_{i0} \in \mathcal{W}^k$, $k = 1, 2$. Тогда $u_{0i} \circ \phi_{s, t} \in \mathcal{W}^1$ и справедливы оценки

$$\mathbf{E}\|u_{0i} \circ \phi_{s, t}\|_1^2 \leq C_{k, t_0} \|u_{0i}\|_1^2$$

и

$$\|U^i(t)\|_1^2 \leq C_{k, t_0} \|u_{0i}\|_1^2.$$

Для любой функции $h \in \mathcal{D}$ можно определить случайный процесс

$$h_t(s, x) = h(\widehat{\xi}_{t, x}(s)) \widehat{J}(\widehat{\xi}_{t, x}(s)). \quad (6)$$

Композицию элемента $v \in L^2(R)$ со стохастическим потоком $\phi_{s, t}$ зададим по формуле

$$\langle v \circ \widehat{\xi}_{s, \cdot}(t), h \rangle = \langle v, h_t(s, \cdot) \rangle, \quad (7)$$

вытекающей, как и в предыдущем параграфе, из формулы замены переменной под знаком интеграла

$$\langle v \circ \widehat{\xi}_{s, \cdot}(t), h \rangle = \int_R v(y) h(\xi_{s, y}(t)) J(\xi_{s, y}(t)) dy = \int_R v(\widehat{\xi}_{t, x}(s)) h(x) dx.$$

Отметим, что случайный процесс $h_t(s, x)$ можно использовать как случайную пробную функцию, если заменить в выражении (3) величину $\frac{\partial_\theta h(\theta)}{d\theta} d\theta$ на $d_\theta h(\theta, \xi(\theta))$. При этом из формулы Ито следует, что справедливо следующее утверждение [15].

Лемма 4.2. Для любой тестовой функции $h \in \mathcal{D}$ случайный процесс $h_s(t, x)$ удовлетворяет соотношению

$$h_s(t, x) = h(x) + \int_s^t \mathcal{A}^{v^1, v^2}[h_s(\theta, x)] d\theta - \int_s^t \frac{\partial[M^{v^1, v^2}(x)h_s(\theta, x)]}{\partial x} dw(\theta), \quad (8)$$

где \mathcal{A}^{v^1, v^2} имеет вид (5).

Нетрудно проверить, что если $u_0^i \in \mathcal{W}^1$, и $v^i(s) \in \mathcal{W}^1$ – слабые решения системы (1), (2), то для любой $h \in \mathcal{D}$ справедливы равенства

$$\begin{aligned} & \int_{\theta}^t \langle dh_s(\tau, x), v^i(\tau) \rangle - \langle h_s(t), v^i \rangle + \langle h_s(s), v^i(s) \rangle + \int_{\theta}^t \mathcal{E}_i(v(\theta), h_s(\theta)) d\theta \\ & = \int_{\theta}^t \langle (a_i - \beta_i v^1(\theta) - \gamma_i v^2(\theta))h(\theta), v^i(\theta) \rangle d\theta, \quad i = 1, 2, \end{aligned} \quad (9)$$

где $\mathcal{E}_i(v(\theta), h) = \frac{1}{2} \langle [v^1 + v^2]v^i \rangle_x, h_x \rangle$. Из соотношений (8), (9) вытекает, что справедливо равенство

$$d_t h_s(t, x) - \mathcal{A}^{v^1, v^2}[h_s(t, x)] dt + \frac{\partial[M^{v^1, v^2}(x)h_s(t, x)]}{\partial x} dw(t) = 0. \quad (10)$$

Введем в рассмотрение случайные процессы

$$\begin{aligned} \zeta_i(\theta) &= e^{\int_s^{\theta} g_i^{v^1, v^2}(\xi_{s,x}(\tau)) d\tau}, \\ y_{s,x}^i(\theta) &= \zeta_i(\theta) v^i(\theta, \xi_{s,x}(\theta)), \\ z_{s,x}^i(\theta) &= \zeta_i(\theta) M^{v^1, v^2} v_x^i(\theta, \xi(\theta)). \end{aligned} \quad (11)$$

Из интегрального тождества (3) с помощью стандартных рассуждений, основанных на использовании теоремы Ито о представлении квадратично интегрируемой случайной величины, согласованной с потоком σ -алгебр, порожденных винеровским процессом $\tilde{w}(t)$, вытекает соотношение

$$dy^i(\theta) = z^i(\theta) d\tilde{w}(\theta), y^i(t) = \zeta_s^i(t) u_{0i}(\xi_{s,x}(t)), \quad (12)$$

где процесс $\xi_{s,x}(t)$ – это случайный процесс, соответствующий стохастическому потоку $\phi_{s,t}$ обратному к стохастическому потоку $\psi_{t,s}$, порожденному процессом $\tilde{\xi}(\theta)$, удовлетворяющим СДУ (4). Как нетрудно вывести из результатов п.2, процесс $\xi_{s,x}(t)$ удовлетворяет прямому

стохастическому уравнению

$$d\xi(\theta) = -\sqrt{v^1(\theta, \xi(\theta)) + v^2(\theta, \xi(\theta))} d\tilde{w}(s) + [v_x^1(\theta, \xi(\theta)) + v_x^2(\theta, \xi(\theta))] d\theta \quad (13)$$

и соотношению $\xi_{s,x}(s) = x$.

Воспользовавшись соотношениями (12), перепишем уравнение (13) в виде

$$\begin{aligned} d\xi(\theta) = & -\sqrt{[\zeta^1(\theta)]^{-1}y^1(\theta) + [\zeta^2(\theta)]^{-1}y^2(\theta)} d\tilde{w}(\theta) \\ & + [[\zeta^1(\theta)]^{-1}z^1(\theta) + [\zeta^2(\theta)]^{-1}z^2(\theta)] \\ & \times \left[\sqrt{[\zeta^1(\theta)]^{-1}y^1(\theta) + [\zeta^2(\theta)]^{-1}y^2(\theta)} \right]^{-1} d\theta. \end{aligned} \quad (14)$$

Полученная система ПОСДУ может быть исследована с помощью стандартной техники теории ПОСДУ [16].

Из приведенных выше результатов вытекает следующее утверждение.

Теорема 4.3. Пусть $u_0 \in \mathcal{H}^1$ и существует единственное обобщенное решение $(v^1, v^2) \in \mathcal{W}^1$ системы (1)–(2). Тогда справедлива следующая вероятностная интерпретация этого решения

$$v^i(s, x) = y_{s,x}^i(s), \quad (M^{v^1, v^2} v_x^i)(s, x) = z_{s,x}^i(s), \quad i = 1, 2,$$

$ds \otimes dP \otimes dx$ -п.в., $\forall \theta \in [s, t]$. Здесь процессы $y_{s,x}^i(t), z_{s,x}^i(t), \xi_{s,x}(t)$ удовлетворяют системе ПОСДУ (12), (14), а $\zeta^i(t)$ заданы соотношениями (11).

ЛИТЕРАТУРА

1. L. Chen, A. Jüngel, *Analysis of a multi-dimensional parabolic population model with strong cross-diffusion*. — SIAM J. Math. Anal. **36** (2004), 301–322.
2. G. Galiano, M. Garzron, A. Jüngel, *Analysis and numerical solution of a nonlinear cross-diffusion model arising in population dynamics*. — Rev. Real Acad. Ciencias, Serie A. Mat. **95** (2001), 281–295.
3. S. Xu, *Existence of global solutions for a predator-prey model with cross-diffusion*. — Electron. J. Diff. Equations, **6** (2008), 1–14.
4. A. Jüngel, *Diffusive and nondiffusive population models*. In book “Mathematical Modeling of Collective Behavior in Socio-Economic and Life Sciences” (2010), 397–425.
5. H. Kunita, *Stochastic Flows and Stochastic Differential Equations*. Cambridge Univ. Press, Cambridge (1990).
6. H. Kunita, *Stochastic flows acting on Schwartz distributions*. — J. Theor. Probab. **7**, No. 2 (1994) 247–278.

7. H. Kunita, *Generalized solutions of stochastic partial differential equations.* — J. Theor. Probab. **7**, No. 2, (1994), 279–308.
8. Ya. Belopolskaya, W. Woyczynski, *Generalized solutions of nonlinear parabolic equations and diffusion processes.* — Acta Appl. Math. **96** (2007), 55–69.
9. Ya. Belopolskaya, W. Woyczynski, *Generalized solutions of the Cauchy problem for systems of nonlinear parabolic equations and diffusion processes.* — Stochast. Dynam. **12**, No. 1 (2012), 1–31.
10. Ya. Belopolskaya, *Markov processes associated with fully nondiagonal systems of parabolic equations.* — Markov Process. Rel. Fields, No. 3 (2014), 452–478.
11. Ya. Belopolskaya, *Probabilistic counterparts for strongly coupled parabolic systems.* — Springer Proc. Math. Stat. Topics in Statistical Simulation. **114** (2014), 33–42.
12. E. Pardoux, S. Peng, *Backward Stochastic Differential Equations and Quasilinear Parabolic Partial Differential Equations.* — Lect. Notes CIS, **176**. Springer-Verlag (1992), 200–217.
13. J. Fontbona, S. Meleard, *Non local Lotka-Volterra system with cross-diffusion in an heterogeneous medium.* — J. Math. Biology (2014) 20–39.
14. P. Protter, *Stochastic Integration and Differential Equations.* Springer (2010).
15. A. Matoussi, M. Xu, *Sobolev solution for semi-linear PDE with obstacle under monotonicity condition.* — Electron. J. Probab. **13** (2008) 1035–1067.
16. Я. И. Белопольская, *Прямые-обратные стохастические уравнения, связанные с системами квазилинейных параболических уравнений и теоремы сравнения.* — Зап. научн. семин. ПОМИ **412** (2013), 15–46.

Belopolskaya Ya. I. A stochastic model for the Lotka–Volterra system with cross-diffusion.

We propose two approaches that allow to construct a probabilistic representation of a generalized solution of the Cauchy problem for a system of quasilinear parabolic equations. The system under consideration presents a population dynamics model for a prey-predator population. We construct two types of stochastic problem associated with this parabolic system that give the way to derive the required probabilistic representation.

С.-Петербургский Государственный
Архитектурно-Строительный Университет,
ул. 2-я Красноармейская 4,
Санкт-Петербург 190005, Россия
E-mail: yana.belopolskaya@gmail.com

Поступило 11 ноября 2014 г.