

УДК 621.391.2

И. Н. Пресняков

АДАПТИВНАЯ ФИЛЬТРАЦИЯ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ НА ОСНОВЕ ИХ ДИНАМИЧНЫХ МОДЕЛЕЙ

Решение широкого класса задач фильтрации случайных процессов по результатам их наблюдений в условиях априорной неопределенности достаточно эффективно достигается в рамках адаптивного байесовского подхода [1, 2]. Его характерной особенностью является рассмотрение параметрического или непараметрического семейства вероятностных характеристик, соответствующего ограниченной априорной информации о частично наблюдаемом векторном процессе $\vec{X}(t) = \{ \vec{X}(t), \vec{L}(t) \}$ с наблюдаемой $\vec{X}(t)$ и фильтруемой $\vec{L}(t)$ составляющими. Фиксация такого семейства представляет собой встречную гипотезу, без применения которой постановка задачи адаптивной фильтрации становится некорректной.

Наибольшее распространение в теории адаптивной фильтрации получила встречная гипотеза о параметрическом семействе вероятностных характеристик условных марковских процессов [1]. Вместе с тем существует

целый ряд задач фильтрации в условиях изменяющейся с течением времени априорной неопределенности, уровень которой не может быть сведен к чисто параметрическому. Для них естественным расширением и усложнением встречной гипотезы представляется задание семейства вероятностных характеристик на траекториях процесса $\vec{f}(t)$, относящегося к классу семимартингалов [3, 4]. Его текущие значения в этом случае имеют вид:

$$\vec{f}(t) = \vec{G}_f(t) + \vec{\mu}_f(t), \quad t \geq t_0, \quad (1)$$

где $\vec{G}_f(t)$ — случайный процесс с ограниченной вариацией;
 $\vec{\mu}_f(t)$ — мартингал.

Ограничимся рассмотрением подкласса семимартингалов, у которых процесс с ограниченной вариацией отражает воздействие неупреждающего [3, 4] стохастического оператора $\vec{\Phi}_f[\cdot]$ на реализацию $\{\vec{x}(t)\}$ — фильтруемой составляющей или реализацию $\{\vec{f}(t)\}$ всего частично наблюдаемого процесса:

$$\vec{G}_f(t) = \vec{f}(t_0) + \int_{t_0}^t \vec{\Phi}_f[\{\vec{f}(\tau)\}] d\tau = \vec{f}(t_0) + \int_{t_0}^t \varphi_f(\tau) d\tau, \quad (2)$$

а мартингал представляет собой преобразование процесса $\nu(t)$ с независимыми приращениями, являющегося суммой непрерывного винеровского процесса $\omega(t)$ и скачкообразного пуассоновского процесса $\pi(t)$, посредством мультипликативного ограниченного и неотрицательного предсказуемого [3, 4] оператора $\vec{\Gamma}_f[\cdot]$:

$$\vec{\mu}_f(t) = \int_{t_0}^t \vec{\Gamma}_f[\vec{f}(\tau)] d\nu(\tau) = \int_{t_0}^t \vec{\gamma}_f(\tau) d\nu(\tau). \quad (3)$$

Здесь

$$\vec{\Phi}_f(\tau) = \begin{bmatrix} \varphi_x(\tau) \\ \varphi_\alpha(\tau) \end{bmatrix} = \vec{\Phi}_f[\{\vec{f}(\tau)\}]; \quad \vec{\gamma}_f(\tau) = \begin{bmatrix} \gamma_x(\tau) \\ \gamma_\alpha(\tau) \end{bmatrix} = \vec{\Gamma}_f[\{\vec{f}(\tau)\}].$$

Процессы указанного вида, рассматриваемые как решения стохастических дифференциальных уравнений

$$d\vec{f}(t) = \vec{\Phi}_f(t) dt + \vec{\gamma}_f(t) d\nu(t), \quad t \geq t_0, \quad (4)$$

в задачах адаптивной фильтрации могут быть названы динамичными. Они

позволяют формализовать широкий диапазон априорной неопределенности (от параметрической до непараметрической) по отношению к байесовскому (обычно марковскому) подходу и дают удобную математическую модель для решения задач фильтрации с позиций мартингалльного подхода [3, 5].

Мартингалльное решение этих задач заключается в отыскании дифференциального оператора (алгоритма) $\bar{\mathcal{J}}[\cdot]$, связывающего дифференциал оценки $d\bar{\mathcal{L}}(t)$ для фильтруемой составляющей с реализацией $\{\bar{\mathcal{Y}}(t)\}$ наблюдаемой составляющей:

$$d\hat{\bar{\mathcal{L}}}(t) = \bar{\mathcal{J}}[\{\bar{\mathcal{Y}}(t)\}], \quad t \geq t_0. \quad (5)$$

Критерием качества при этом служит минимизация среднеквадратичной ошибки:

$$q(\hat{\bar{\mathcal{L}}}(t)) = M[|\bar{\mathcal{L}}(t) - \hat{\bar{\mathcal{L}}}(t)|^2], \quad (6)$$

где $M[\cdot]$ — оператор статистического усреднения по ансамблю реализаций.

В основу такой минимизации обычно кладется [3, 5] обновляющее представление частично наблюдаемого процесса $\bar{\mathcal{F}}(t)$:

$$d\bar{\mathcal{F}}(t) = \bar{\varphi}_{\bar{\mathcal{F}}}^{\vee}(t, \{\bar{\mathcal{F}}(t)\})dt + \bar{\gamma}_{\bar{\mathcal{F}}}^{\vee}(t, \{\bar{\mathcal{F}}(t)\})d\bar{\nu}(t), \quad t \geq t_0, \quad (7)$$

а ее итогом является обновляющее представление для оценки $\hat{\bar{\mathcal{L}}}(t)$:

$$d\hat{\bar{\mathcal{L}}}(t) = \hat{\varphi}_{\bar{\mathcal{L}}}^{\wedge}(t, \{\bar{\mathcal{Y}}(t)\})dt + \hat{\gamma}_{\bar{\mathcal{L}}}^{\wedge}(t, \{\bar{\mathcal{Y}}(t)\})d\hat{\nu}(t), \quad t \geq t_0. \quad (8)$$

Здесь

$$\begin{aligned} \bar{\varphi}_{\bar{\mathcal{F}}}^{\vee}(t, \{\bar{\mathcal{F}}(t)\}) &= M[\bar{\varphi}_{\bar{\mathcal{F}}}(t) | \{\bar{\mathcal{F}}(t)\}]; \quad \bar{\gamma}_{\bar{\mathcal{F}}}^{\vee}(t, \{\bar{\mathcal{F}}(t)\})d\bar{\nu}(t) = \\ &= d\bar{\mathcal{F}}(t) - \bar{\varphi}_{\bar{\mathcal{F}}}^{\vee}(t, \{\bar{\mathcal{F}}(t)\}); \quad \hat{\varphi}_{\bar{\mathcal{L}}}^{\wedge}(t, \{\bar{\mathcal{Y}}(t)\}) = M[\varphi_{\bar{\mathcal{L}}}(t) | \{\bar{\mathcal{Y}}(t)\}]; \\ \hat{\gamma}_{\bar{\mathcal{L}}}^{\wedge}(t, \{\bar{\mathcal{Y}}(t)\}) &= M[\bar{\mathcal{L}}(t) \{ \bar{\varphi}_{\bar{\mathcal{L}}}(t) - \hat{\varphi}_{\bar{\mathcal{L}}}(t, \{\bar{\mathcal{Y}}(t)\}) \}^T \bar{\gamma}_{\bar{\mathcal{L}}}(t) + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{g}_{\hat{\alpha}}(t, \{x(t)\}) d\hat{v}(t) = & M[\hat{\alpha}(t) \{ \vec{\psi}_x(t) - \hat{\vec{\psi}}_x(t, \{\vec{x}(t)\}) \}^T + \\ & + \vec{g}_{\hat{\alpha}}(t) \vec{g}_{\hat{\alpha}}^T(t) (1 + \Pi(t)) / \{ \vec{x}(t) \} \{ \vec{g}_x(t, \{\vec{x}(t)\}) (1 + \Pi(t)) \times \\ & \times \vec{g}_x^T(t, \{\vec{x}(t)\}) \}^{-1} [d\vec{x}(t) - \hat{\vec{\psi}}_x(t, \{\vec{x}(t)\}) dt]; \\ \hat{\vec{\psi}}_x(t, \{\vec{x}(t)\}) = & M[\vec{\psi}_x(t) / \{ \vec{x}(t) \}]. \end{aligned}$$

Необходимо отметить, что условия совпадения мартингального и байесовского решений задачи фильтрации определяются условиями существования и единственности сильных решений стохастического дифференциального уравнения [3, 5], описывающего обновляющее представление частично наблюдаемого процесса $\vec{f}(t)$ (7). Эти условия имеют вид неравенства

$$\begin{aligned} g_{\vec{f},1}(t, \{\vec{f}(t)\}) = & \kappa \cdot [1 + \sup_{t_0 \leq \tau \leq t} |\vec{f}(\tau)|^2] - \\ - |\check{\psi}_{\vec{f}}(t, \{\vec{f}(t)\})|^2 - & |\check{g}_{\vec{f}}(t, \{\vec{f}(t)\})|^2 \geq 0, \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} g_{\vec{f},2}(t, \{\vec{f}(t)\}) = & \kappa \cdot \sup_{t_0 \leq \tau \leq t} |\vec{f}(\tau) - \vec{f}'(\tau)|^2 - \\ - |\check{\psi}_{\vec{f}}(t, \{\vec{f}(t)\}) - \check{\psi}_{\vec{f}}(t, \{\vec{f}'(t)\})|^2 - \\ - |\check{g}_{\vec{f}}(t, \{\vec{f}(t)\}) - \check{g}_{\vec{f}}(t, \{\vec{f}'(t)\})|^2 \geq 0, \end{aligned} \quad (10)$$

с положительной константой κ .

Естественно, что при априорной неопределенности непосредственное обеспечение данных условий встречает принципиальные затруднения, если не расширить каким-либо образом постановку задачи адаптивной фильтрации. Поэтому для формализации мартингальных алгоритмов в рамках адаптивного байесовского подхода введем ограничения на стратегии адаптации, касающиеся использования в обновляющем представлении частично наблюдаемого процесса обратной связи по оценочной реализации $\{\hat{\alpha}(t)\}$ его фильтруемой составляющей:

$$d\vec{f}(t) = \check{\psi}_{\vec{f}}(t, \{\vec{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) dt + \quad (11)$$

$$+ \overset{\vee}{g}_{\mathcal{F}}(t, \{\vec{\mathcal{F}}(t)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(t)\}) d\overset{\vee}{v}(t), \quad t \geq t_0.$$

Структура характеристик $\overset{\vee}{\varphi}_{\mathcal{F}}(t, \{\vec{\mathcal{F}}(t)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(t)\})$, $\overset{\vee}{g}_{\mathcal{F}}(t, \{\vec{\mathcal{F}}(t)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(t)\})$ и $\overset{\vee}{v}(t)$ совпадает с использованными в (7) при учете обратной связи по $\{\hat{\mathcal{A}}(t)\}$.

Наличие такой обратной связи характерно для управляемых стохастических дифференциальных уравнений [6, 7] и по этой причине обновляющее представление (11) может быть названо управляемым. Цель управления при этом заключается в обеспечении условий существования и единственности сильного решения уравнения (11), которые формализуются сходными с (9), (10) неравенствами:

$$g_{\mathcal{F},1}(t, \{\vec{\mathcal{F}}(t)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(t)\}) \geq 0, \quad (12)$$

$$g_{\mathcal{F},2}(t, \{\vec{\mathcal{F}}(t)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(t)\}) \geq 0. \quad (13)$$

Введение стратегий адаптации с обратной связью (управлением) по оценочной реализации $\{\hat{\mathcal{A}}(t)\}$ приводит к необходимости применения алгоритмов фильтрации вида

$$d\hat{\mathcal{A}}(t) = \mathcal{V}[\{\vec{\mathcal{X}}(t)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(t)\}]. \quad (14)$$

Их оптимизация наряду с простым критерием качества (6) должна учитывать неравенства (12), (13). Учет этих неравенств методом множителей Лагранжа [8] обеспечивается при оптимизации алгоритмов адаптивной фильтрации по сложному критерию качества

$$\begin{aligned} \min [Q(\{\hat{\mathcal{A}}(t)\}, \lambda_1(t), \lambda_2(t), \lambda_3(t), \lambda_4(t)) = \\ = q(\hat{\mathcal{A}}(t)) - \int_{t_0}^t \lambda_1(\tau) g_{\mathcal{F},1}(\tau, \{\vec{\mathcal{F}}(\tau)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(\tau)\}) d\tau - \int_{t_0}^t \lambda_2(\tau) \times \\ \times g_{\mathcal{F},2}(\tau, \{\vec{\mathcal{F}}(\tau)\}, \{\hat{\mathcal{A}}(\tau)\}) d\tau + \int_{t_0}^t \lambda_3^2(\tau) \lambda_1(\tau) d\tau + \int_{t_0}^t \lambda_4^2(\tau) \lambda_2(\tau) d\tau]. \end{aligned} \quad (15)$$

Требование, чтобы этот критерий выполнялся для оценочной реализации $\{\hat{\mathcal{A}}(t)\}$ и множителей Лагранжа $\lambda_1(\tau), \lambda_2(\tau), \lambda_3(\tau), \lambda_4(\tau); t_0 \leq \tau < t$, равносильно требованию оптимизации алгоритмов адаптивной фильтрации

одновременно по соответствующему различным моментам времени множеству частных критериев. Она может быть проведена с использованием методов динамического программирования в их стохастической форме [1, 2, 9].

Как следует из критерия (15), эти методы должны обеспечивать такое определение множителей Лагранжа и уточнение оценочной реализации для предшествующих моментов времени, чтобы в текущий момент времени получить сильное решение стохастического дифференциального уравнения (11). Ему в этом случае будет соответствовать уравнение для характеристической функции $f(t, \vec{u}_f)$ процесса $\vec{F}(t)$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial t} f(t, \vec{u}_f) = & M \left[\left\{ j \vec{u}_f^T \vec{\varphi}_f^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) - \frac{1}{2} \vec{u}_f^T \vec{\gamma}_f^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \right. \right. \\ & \left. \left. \{\hat{\alpha}(t)\}) \vec{\gamma}_f^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \vec{u}_f - [1 + j \vec{u}_f^T \vec{\gamma}_f^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) - \right. \right. \\ & \left. \left. - \exp \left\{ j \vec{u}_f^T \vec{\gamma}_f^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \right\} \cdot \Pi(t) \right\} \exp \left\{ j \vec{u}_f^T \vec{F}(t) \right\} \right], \end{aligned} \quad (16)$$

где $\Pi(t)$ — интенсивность пуассоновского потока единичных скачков процесса $\Pi(t)$. Производная по времени в левой части (16) записана символически, поскольку при ее вычислении приращение придается только непосредственно временному аргументу, а функции $\vec{\varphi}_f^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\})$ и $\vec{\gamma}_f^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\})$ при этом остаются фиксированными.

Решив уравнение (16), можно вычислить математическое ожидание в среднеквадратичной ошибке $q(\hat{\alpha}(t))$ (16), которая также должна минимизироваться методами динамического программирования при определении текущей оценки $\hat{\alpha}(t)$.

Практическая реализация этих методов в реальном масштабе непрерывного времени, как правило, встречает серьезные затруднения. Для их преодоления можно воспользоваться предложенным в работе [10] методом, приводящим к условно-оптимальным алгоритмам фильтрации. Его модификация в случае модели динамичного частично наблюдаемого процесса $\vec{F}(t)$ (4) будет использовать структуру полученного в рамках мартингалного подхода обновляющего представления (8), которое в управляемой форме запишется как

$$d\hat{\alpha}(t) = \hat{\varphi}_\alpha(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) dt + \hat{\gamma}_\alpha(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) d\hat{v}(t), \quad t \geq t_0, \quad (17)$$

а входящие в нее характеристики $\hat{\psi}_x(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})$ и $\hat{y}_x(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})$ определяться методами градиентного стохастического поиска [9] минимума, входящего в критерий (15) функционала $Q(\{\hat{z}(t)\}, \lambda_1(t), \lambda_2(t), \lambda_3(t), \lambda_4(t))$.

С целью упрощения решения этой задачи преобразуем уравнение (17) к характерному для условно-оптимальных алгоритмов фильтрации виду:

$$d\hat{z}(t) = \bar{A}(t)\bar{a}(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})dt + \bar{B}(t)\bar{B}(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})d\bar{y}(t) + \bar{C}(t)dt. \quad (18)$$

Если выбор векторной $\bar{a}(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})$ и матричной $\bar{B}(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})$ функций осуществлять для предшествующих моментов времени исходя из необходимости получения сильного решения уравнения (11), то обеспечение критерия (15) по текущей оценке $\hat{z}(t)$ достигается определением оптимальных матричных $\bar{A}(t)$, $\bar{B}(t)$ и векторного $\bar{C}(t)$ коэффициентов в рамках теории линейной регрессии [10]. Для управляемой формы условно-оптимального алгоритма адаптивной фильтрации им соответствует следующая система уравнений:

$$\begin{aligned} & A(t)M[\{a(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) - M[\bar{a}(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})]\} \bar{a}^T(t, \\ & \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})] + M[(\hat{z}(t) - \bar{z}(t))\{A(t)\bar{a}(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) + \\ & + \bar{C}(t)\}^T \frac{\delta \bar{a}^T}{\delta \hat{z}}] = M[\{\hat{\psi}_x(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) - M[\hat{\psi}_x(t, \{\bar{y}(t)\}, \\ & \{\hat{z}(t)\})]\} \bar{a}^T(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\})] + M[(\bar{z}(t) - \hat{z}(t)) \frac{\partial \bar{a}^T}{\partial t}] + \\ & + M[(\bar{z}(t) - \hat{z}(t)) [\hat{\psi}_x^v(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) - \Pi(t) \hat{y}_x^v(t, \{\bar{y}(t)\}, \\ & \{\hat{z}(t)\})] + \hat{y}_x^v(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) \hat{y}_x^v(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) - \\ & - \bar{B}(t)\bar{B}(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) \hat{y}_x^v(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) \hat{y}_x^v(t, \{\bar{y}(t)\}, \\ & \{\hat{z}(t)\})] \left\{ \frac{\delta \bar{a}^T}{\delta \bar{y}} + \bar{B}^T(t, \{\bar{y}(t)\}, \{\hat{z}(t)\}) \bar{B}^T(t) \frac{\delta \bar{a}^T}{\delta \hat{z}} \right\} + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{1}{2} M [(\bar{\alpha}(t) - \hat{\alpha}(t)) \{ t z [\check{\gamma}_x(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\bar{\alpha}(t)\}) \check{\gamma}_x^T(t, \{\bar{f}(t)\}), \\
& \{\hat{\alpha}(t)\} (\frac{\delta}{\delta \bar{x}} + 2 \bar{B}^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \bar{B}(t) \frac{\delta}{\delta \hat{\alpha}}) \frac{\delta^T}{\delta \bar{x}}] \times \\
& \times \bar{\alpha}^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) + t z [\bar{B}(t) \bar{B}(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \times \\
& \times \check{\gamma}_x(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \check{\gamma}_x^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \bar{B}^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \\
& \{\hat{\alpha}(t)\}) \bar{B}(t) \frac{\delta}{\delta \hat{\alpha}} \frac{\delta^T}{\delta \hat{\alpha}}] \bar{\alpha}^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \} \} ; \quad (19)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\bar{B}(t) = & \{ M [(\bar{\alpha}(t) - \hat{\alpha}(t)) \check{\varphi}_x^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\bar{\alpha}(t)\}) \bar{B}^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \\
& \{\hat{\alpha}(t)\})] + M [\check{\gamma}_x(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) (1 + \Pi(t)) \check{\gamma}_x^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \\
& \{\hat{\alpha}(t)\}) \bar{B}^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\})] \} \{ M [\bar{B}(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \times \\
& \times \check{\gamma}_x(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) (1 + \Pi(t)) \check{\gamma}_x^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \times \\
& \times \bar{B}^T(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\})] \}^{-1} ; \quad (20)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\bar{C}(t) = & M [\check{\varphi}_x(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) - \bar{A}(t) M [\bar{\alpha}(t, \{\bar{f}(t)\}, \\
& \{\hat{\alpha}(t)\}) - \bar{B}(t) M [\bar{B}(t, \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\}) \check{\varphi}_x(t, \\
& \{\bar{f}(t)\}, \{\hat{\alpha}(t)\})] . \quad (21)
\end{aligned}$$

Здесь $\frac{\delta}{\delta \bar{x}}$ и $\frac{\delta}{\delta \hat{\alpha}}$ — операторы вариационных производных; $t z$ — оператор следа матрицы.

Для вычисления математических ожиданий в системе уравнений (19) — (21) необходимо знать совместное распределение векторов $\bar{f}(\tau)$ и $\hat{\alpha}(\tau)$ при любом $t_0 \leq \tau < t$. Это распределение определяется уравнением для характеристической функции $f(t, u_f, u_{\hat{\alpha}})$, соответствующим системе стохастических дифференциальных уравнений (11), (18):

$$\begin{aligned}
\frac{\partial}{\partial t} f(t, \vec{u}_F, \vec{u}_d) = & M[\{j \vec{u}_F^T \vec{\varphi}_F^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) - \\
& - \frac{1}{2} \vec{u}_F^T \vec{\gamma}_F^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{\gamma}_F^v T(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{u}_F - \\
& - [1 + j \vec{u}_F^T \vec{\gamma}_F^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) - \exp\{j \vec{u}_F^T \vec{\gamma}_F^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \\
& \{\hat{d}(t)\})\} \Pi(t) + j \vec{u}_d^T \vec{A}(t) \vec{a}(t, \{\vec{y}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) + j \vec{u}_d^T \vec{B}(t) \times \\
& \times \vec{b}(t, \{\vec{y}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{\varphi}_x^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) + j \vec{u}_d^T \vec{c}(t) - \\
& - \frac{1}{2} \vec{u}_d^T \vec{B}(t) \vec{b}(t, \{\vec{y}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{\gamma}_x^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{\gamma}_x^v T(t, \\
& \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{b}^T(t, \{\vec{y}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{B}^T(t) \vec{u}_d - [1 + \\
& + j \vec{u}_d^T \vec{B}(t) \vec{b}(t, \{\vec{y}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{\gamma}_x^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) - \\
& - \exp\{j \vec{u}_d^T \vec{B}(t) \vec{b}(t, \{\vec{y}(t)\}, \{\hat{d}(t)\}) \vec{\gamma}_x^v(t, \{\vec{F}(t)\}, \{\hat{d}(t)\})\}] \times \\
& \times \Pi(t) \} \exp\{j \vec{u}_F^T \vec{F}(t) + j \vec{u}_d^T \hat{d}(t)\}].
\end{aligned}$$

Таким образом, возможность применения различных методов оптимизации алгоритмов свидетельствует о том, что динамические модели случайных процессов в задачах адаптивной фильтрации имеют конструктивный характер не только при формализации различных уровней априорной неопределенности, но и с точки зрения ее преодоления.

Л и т е р а т у р а: 1. Стратонович Р. Л. Принципы адаптивного приема.— М.: Сов. радио, 1973.— 144 с. 2. Репин В. Г., Тартаковский Г. П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем.— М.: Сов. радио, 1977.— 432 с. 3. Липцер Р. Ш., Ширяев А. Н. Статистика случайных процессов.— М.: Наука, 1974.— 696 с. 4. Липцер Р. Ш., Ширяев А. Н. Теория мартингалов.— М.: Наука, 1987.— 512 с. 5. Каллианпур Г. Стохастическая теория фильтрации.— М.: Наука,

1987.— 320 с. 6. *Крылов Н. В.* Управляемые процессы диффузионного типа.— М.: Наука, 1977.— 374 с. 7. *Эллиотт Р.* Стохастический анализ и его приложения.— М.: Мир, 1986.— 351 с. 8. *Бертсекас Д.* Условная оптимизация и методы множителей Лагранжа.— М.: Радио и связь, 1987.— 400 с. 9. *Кизаков И. Е., Гладков Д. И.* Методы оптимизации стохастических систем.— М.: Наука, 1987.— 304 с. 10. *Пугачев В. С., Сеницын И. Н.* Стохастические дифференциальные системы.— М.: Наука, 1985.— 560 с.