

ТЕОРИЯ И МЕТОДЫ  
ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ

УДК 621.391.26

**КВАЗИОПТИМАЛЬНЫЕ АЛГОРИТМЫ ОБНАРУЖЕНИЯ,  
ИДЕНТИФИКАЦИИ И АДАПТИВНОГО ОЦЕНИВАНИЯ  
ДЛЯ ОБРАБОТКИ ИНФОРМАЦИИ В НАВИГАЦИОННЫХ СИСТЕМАХ  
НАЗЕМНЫХ ПОДВИЖНЫХ ОБЪЕКТОВ НА ОСНОВЕ  
СПУТНИКОВЫХ РАДИОНАВИГАЦИОННЫХ СИСТЕМ**

© 2020 г. А. В. Иванов<sup>а</sup>, \*, В. О. Сурков<sup>а</sup>, Д. В. Комраков<sup>а</sup>

<sup>а</sup>Тамбовский государственный технический университет,  
ул. Ленинградская, 1, Тамбов, 392036 Российская Федерация

\*E-mail: [aleksandr-ivanov68@yandex.ru](mailto:aleksandr-ivanov68@yandex.ru)

Поступила в редакцию 13.03.2019 г.

После доработки 10.04.2019 г.

Принята к публикации 23.09.2019 г.

Для навигационных систем подвижных наземных объектов методами марковской теории оценивания случайных процессов синтезированы квазиоптимальные алгоритмы обработки информации. Новизной разработанных алгоритмов является возможность решать задачу обнаружения радиосигналов спутниковых радионавигационных систем на входе аппаратуры приема совместно с задачей адаптивного оценивания параметров этих сигналов и задачей идентификации параметров модели подвижных наземных объектов. На основе синтезированных алгоритмов разработана структурная схема навигационной системы.

DOI: 10.31857/S003384942005006X

## ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время широкое распространение получили навигационные системы (НС) для подвижных наземных объектов (ПНО). Данные системы могут использоваться как автономно, например системы “1НС1-М1”, КомпаНав-5.2, БИНС-Тек, “АВТОНАВ-06”, ГАЛС-Д2М-4, “Гамма-2” [1, 2], так и входить в качестве составных частей в системы автоматического управления автомобилями [3]. Основу современных навигационных систем составляет аппаратура приема (АП) сигналов спутниковых радионавигационных систем (СРНС). Применение СРНС позволяет обеспечивать высокую точность определения координат местоположения и параметров движения ПНО [4]. Однако применение СРНС приводит и к ряду проблем, которые возникают при работе навигационных систем.

Первая проблема связана с тем, что в произвольный момент времени возможно кратковременное отсутствие радиосигнала на входе АП СРНС по следующим причинам: затенение приемной антенны; выход из строя бортовой аппаратуры навигационного спутника; влияние многолучевости распространения радиосигналов. Отсутствие радиосигнала на входе, пусть даже и кратковременное, негативно сказывается на достоверности

навигационных данных, поэтому необходимо контролировать его наличие на входе АП СРНС.

Вторая проблема связана с тем, что навигационные данные, передаваемые с помощью радиосигналов СРНС, могут быть искажены. Наибольшее влияние на приемники сигналов GPS/ГЛОНАСС оказывают преднамеренные помехи, имитирующие сигнал, идущий от навигационного спутника. Влияние этих помех приводит к искажению навигационного сигнала и, как следствие, получению неточных и ложных навигационных данных. Кроме того, в американской СРНС типа GPS существует возможность выборочного отключения спутниковых сигналов навигационных космических аппаратов или передача ложной информации потребителям на определенных территориях, что приводит к ошибкам определения координат местоположения и параметров движения подвижного объекта.

Для решения второй проблемы используются системы контроля целостности. Контроль целостности навигационных данных СРНС может быть как внешним, так и внутренним, выполняемым в АП СРНС. Внешний контроль целостности предполагает наличие системы мониторинга и контроля целостности параметров радионавигационного поля глобальных спутниковых радионавигационных систем, а также наличие в составе

НС дополнительно системы оповещения о снижении качества навигационных данных. Поэтому с точки зрения оперативности внутренний контроль целостности в АП СРНС является более перспективным.

В существующих НС на основе спутниковых радионавигационных систем для идентификации неточных (искаженных) сигналов этих систем используются автономные системы контроля целостности. В качестве методов автономного контроля целостности используются методы оценок и фильтрационные методы [4]. Методы оценок предполагают сбор и соответствующую обработку всей необходимой информации в некоторый момент времени. Недостатком этих методов является то, что они не учитывают измерений радионавигационных параметров, полученных ранее, и в силу этого могут обнаруживать факт отказа при достаточно сильном его проявлении, а не в момент его возникновения. Более перспективными с точки зрения уменьшения времени выявления неточных сигналов являются фильтрационные методы [5], в основе которых лежит банк калмановских фильтров. Их недостатком является то, что методы калмановской фильтрации (оптимальной линейной фильтрации) используются только для обработки линейных стационарных или нестационарных сигналов (выходных сигналов измерителей) и не могут быть использованы непосредственно для обработки радиосигналов. Поэтому иногда наличие помех на входе АП СРНС при отсутствии полезного радиосигнала может быть воспринято как полезный радиосигнал, произведена его обработка и в итоге могут быть получены неточные навигационные данные.

Существующее на сегодняшний день алгоритмическое обеспечение НС ПНО [6] не позволяет полностью устранить описанные выше проблемы, так как не позволяет решать задачу обнаружения радиосигналов СРНС на входе АП. Поэтому для наиболее полного использования избыточности информации (в зоне видимости ПНО, как правило, находится от 10 до 12 навигационных космических аппаратов), с целью повышения точности и целостности навигационного обеспечения идеология построения НС ПНО должна предполагать создание алгоритмов оптимальной комплексной первичной обработки радиосигналов СРНС. Данные алгоритмы должны позволять решать задачу обнаружения радиосигналов СРНС на входе АП совместно с задачей адаптивного оценивания параметров этих радиосигналов. Под адаптивным оцениванием понимается определение оценки фильтруемого процесса одновременно с идентификацией параметров модели по наблюдениям (измерениям) [7].

Решение задачи обнаружения радиосигналов СРНС на входе АП дает возможность обеспечить

целостность навигационного обеспечения путем выявления факта пропадания радиосигнала на входе АП и исключения его из обработки, т.е. позволяет производить адаптацию к внешним условиям путем реконфигурации структуры информационной части НС за счет смены рабочего созвездия. При этом в результате смены рабочего созвездия может произойти некоторое снижение качества функционирования НС по радиосигналам СРНС, но не переход ее в автономный режим работы – работы по сигналам нерадиотехнических измерителей, как правило, по сигналам инерциальной навигационной системы. Недостатки данного режима связаны с тем, что с течением времени снижается точность определения координат местоположения ПНО. Так, например, в автономном тактическом комплексе “АВТОНАВ-06” точность определения координат местоположения при движении транспортного средства без использования данных СРНС (автономный режим работы) через 10 с составляет 6...10 м, через 40 с – 20...40 м, через 5 мин – 200 м.

Решение задачи идентификации позволяет идентифицировать параметр математической модели, описывающей ПНО, по которому определяется достоверность навигационных данных СРНС. В этом случае, для того чтобы измерить навигационные данные (координаты местоположения и параметры движения ПНО), содержащиеся в случайных радиосигналах, поступающих на вход информационной части навигационной системы ПНО, необходимо решать задачу оптимального адаптивного оценивания.

Цель работы – методами марковской теории оценивания случайных процессов [7] получить для НС ПНО квазиоптимальные алгоритмы совместного обнаружения, идентификации и адаптивного оценивания, позволяющие помимо оценки состояния радионавигационного поля сигналов СРНС и поля символов служебной информации, также решать задачи идентификации и адаптивного оценивания навигационных данных.

## 1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

При движении ПНО в радионавигационных полях СРНС необходимо не только проводить адаптивное оценивание параметров полезных радиосигналов по наблюдению  $\Xi_l(t) = [\xi_l(t)]$ ,  $l = \overline{1,4}$ , сигналов СРНС, но и осуществлять идентификацию параметров модели ПНО, а также принимать решения о наличии той или иной комбинации полезных радиосигналов. Эта задача представляет собой задачу совместного обнаружения, идентификации и адаптивного оценивания параметров.

Применение СРНС в НС для решения задач навигации вносит специфику в решение описанной выше задачи. Эта специфика заключается в

том, что с помощью радиосигналов этих систем дополнительно производится передача двоичных данных (поправка временной шкалы данного навигационного искусственного спутника земли, его параметры орбиты, системное время и другая служебная информация), обеспечивающих решение задач навигации [4]. Поэтому рассматриваемую задачу можно сформулировать следующим образом. В течение фиксированного отрезка времени  $[0, T]$  наблюдается реализация векторного случайного процесса  $\Xi_1(t) = [\xi_l(t)]$ ,  $l = \overline{1, n}$  (протекающего в дискретном или непрерывном времени),  $n$  количество навигационных космических аппаратов (НКА), находящихся в зоне видимости ПНО. Наблюдаемый процесс – вектор наблюдения  $\Xi_1(t)$  представляет собой в общем случае смесь полезного радиосигнала  $S(t) = [s_l(t, \mathbf{X}(\mu))]$  и шума  $\mathbf{N}(t) = [n_l(t)]$ ,  $l = \overline{1, n}$ . Компоненты вектора наблюдения имеют вид

$$\xi_l(t) = \lambda_l(t)S_l[t, \mathbf{X}(\mu), \theta_l] + n_l(t), \quad t \in [t_k, t_{k+1}], \quad (1)$$

где  $\mathbf{X}(t, \mu) = [x_l(t, \mu)]$ ,  $l = \overline{1, n_x}$  – подлежащий оцениванию вектор непрерывных параметров (вектор состояния);  $\theta_l$  – дискретный информационный параметр, принимающий одно из значений  $\theta_l = i$ ,  $i = \overline{0, 1}$ , и используемый в спутниковых радионавигационных системах типа ГЛОНАСС или GPS для передачи служебной информации;  $\lambda_l(t)$  – параметр обнаружения радиосигнала, представляющий собой случайную величину, которая может принимать одно из альтернативных значений  $\lambda_l = 1$ , что соответствует наличию радиосигнала  $S_l[t, \mathbf{X}(\mu), \theta_l]$  в наблюдаемом колебании  $\xi_l(t)$ , или  $\lambda_l = 0$ , что означает отсутствие радиосигнала;  $\mu(t)$  – параметр идентификации, непрерывного векторного процесса  $\mathbf{X}(t)$ , принимающий одно из значений

$$\mu_i = i/N_\mu, \quad i = \overline{1, N_\mu}.$$

По аналогии с [8] из дискретных параметров образуем векторные дискретные процессы  $\Lambda(t) = [\lambda_l(t)]$  и  $\Theta(t) = [\theta_l(t)]$ ,  $l = \overline{1, n}$ . При этом процесс  $\Lambda(t)$  может принимать одно из  $m = 2^n$  возможных значений  $\{\Lambda_i, i = \overline{1, m}\}$ , а векторный дискретный процесс  $\Theta(t)$  одно из  $b = 2^n$  возможных значений  $\{\Theta_j, j = \overline{1, b}\}$ .

Особенностью рассматриваемой задачи является то, что вектор полезных радиосигналов зависит от трех дискретных процессов, из которых два являются векторными, а один скалярным.

Реализацию векторного случайного процесса  $\Xi(t)$  на интервале  $(t_0, t)$  можно представить в виде

$$\Xi_1(t) = S(t, \mathbf{X}(\mu), \Lambda, \Theta) + \mathbf{N}(t), \quad t \in [t_k, t_{k+1}], \quad (2)$$

$$k = 0, 1, 2, \dots$$

В результате обработки реализации  $\Xi_1(t)$  на интервале времени  $[0, T]$  требуется принять решение о том, что дискретный параметр  $\mu(t)$  имеет значение  $\mu_i(t)$ ,  $i = \overline{1, N_\mu}$ , т.е. провести идентификацию вектора непрерывных параметров  $\mathbf{X}(t, \mu)$ , далее провести адаптивное оценивание вектора непрерывных параметров  $\mathbf{X}(t, \mu)$ , а также принять одно из  $m$  решений, согласно которому считается  $\Lambda = \Lambda_i$ , и одно из  $b$  решений, согласно которому считается  $\Theta = \Theta_j$ .

Для решения рассматриваемой научной задачи аналогично [6–9] сформируем расширенный смешанный вектор состояния  $[\mathbf{X}^T(t), \mu(t), \Lambda^T(t), \Theta^T(t)]$ , одна часть компонент которого является непрерывным процессом, а другая часть – дискретным. В этом случае задача совместного различения, идентификации и адаптивного оценивания сводится к задаче оценивания дискретно-непрерывных процессов. При этом аналогично [7–10] полагаем, что:

– непрерывный и дискретные процессы априорно независимы;

– дискретные процессы априорно независимы;

– вектор непрерывных параметров  $\mathbf{X}(t)$  представляет собой многокомпонентный диффузионный марковский процесс, который описывается стохастическим дифференциальным уравнением

$$\frac{d\mathbf{X}(t, \mu)}{dt} = \mathbf{F}_x \mathbf{X}(t, \mu) + \mathbf{C}[\mu(t)]\mathbf{W}(t) + \mathbf{G}_x \mathbf{N}_x(t), \quad (3)$$

$$\mathbf{X}(t_0, \mu_0) = \mathbf{X}_{0\mu},$$

где  $\mathbf{W}(t)$  – вектор управления;  $\mathbf{N}_x(t)$  – вектор взаимонезависимых стандартных белых гауссовских шумов;  $\mathbf{F}_x, \mathbf{C}, \mathbf{G}_x$  – известные матрицы, в которых матрица  $\mathbf{C}$  зависит от дискретного параметра  $\mu(t)$ ;

– дискретные процессы  $\mu(t)$ ,  $\Lambda(t)$  и  $\Theta(t)$  являются марковскими и смена состояний этих процессов происходит только через фиксированные интервалы времени длительностью  $T = t_{k+1} - t_k$ ,  $k = 0, 1, 2, \dots$ .

Помимо сигналов СРНС имеются дополнительные наблюдения  $\Xi_2(t_k)$ , в качестве которых используются выходные сигналы нерадиотехнических измерителей. Наблюдения проводятся в дискретные моменты времени  $t = kT$ ,  $k = 0, 1, 2, \dots$  и описываются выражением вида [11]

$$\Xi_2(t_{k+1}) = \mathbf{H}(t_{k+1})\mathbf{X}(t_{k+1}, \mu_{k+1}) + \mathbf{U}(t_{k+1}), \quad (4)$$

где  $\mathbf{H}(t_k)$  – известная матрица наблюдения;  $\mathbf{U}(t_k)$  – вектор частично окрашенных шумов, описываемый выражением

$$\mathbf{U}(t_{k+1}) = \Phi_{uu}(t_{k+1}, t_k)\mathbf{U}(t_k) + \Phi_{ux}(t_{k+1}, t_k)\mathbf{X}(t_k, \mu_k) + \Gamma_u(t_{k+1}, t_k)\mathbf{N}_u(t_k), \quad (5)$$

в котором  $N_u$  – вектор формирующих стандартных гауссовских случайных величин с независимыми значениями, нулевыми математическими ожиданиями и единичными дисперсиями;  $\Phi_{uu}$ ,  $\Phi_{ux}$  и  $\Gamma_u$  – известные матрицы.

Таким образом, в совокупности случайные процессы  $X(t)$ ,  $\mu(t)$ ,  $\Lambda(t)$  и  $\Theta(t)$  образуют векторный марковский дискретно-непрерывный процесс, поэтому для решения задачи оптимального оценивания, аналогично [7–10], целесообразно использование методов марковской теории оптимального оценивания. При этом задача оптимального оценивания состоит в том, что имея наблюдения (2), (3) и располагая априорными сведениями о расширенном смешанном векторе состояния  $[X^T(t), \mu(t), \Lambda^T(t), \Theta^T(t)]$ , необходимо получить оптимальные по критерию максимума апостериорного распределения оценку дискретного процесса  $\mu(t)$ , оценку непрерывного процесса  $X(t, \mu)$  и оценки дискретных процессов  $\Lambda(t)$  и  $\Theta(t)$ .

## 2. ОПТИМАЛЬНЫЕ АЛГОРИТМЫ

В работе [12] для приведенной постановки задачи методами марковской теории оптимального оценивания были получены рекуррентные уравнения для безусловных и условных апостериорных распределений оцениваемых процессов.

Апостериорная вероятность значения дискретного параметра  $\mu_i(t_{k+1})$ ,  $i = \overline{1, N_\mu}$  к концу полуинтервала времени  $[t_k, t_{k+1})$  с учетом наблюдения (2) определяется выражением

$$P[t_{k+1} - 0, \mu_i(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}] = P[t_k, \mu_i(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}] \frac{1}{C_1(t_{k+1})} \mathbf{E}^T \times \int \Phi[t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k + 0), \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}] \times \mathbf{P}[t_k, \mathbf{X}(t_k), \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k + 0)] d\mathbf{X}(t_k). \quad (6)$$

Апостериорная вероятность значения дискретного параметра  $\mu_i(t_{k+1})$ ,  $i = \overline{1, N_\mu}$  в момент времени  $t_{k+1}$  с учетом наблюдения (4) имеет вид

$$P[t_{k+1}, \mu_i(t_{k+1}) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_{k+1}}] = \frac{1}{rC_3(t_{k+1})} \times P[t_k, \mu_i(t_k) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}] \mathbf{E}^T \int \pi_1 \times [\Xi_2(t_{k+1}) | \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \Xi_2(t_k)] \times \Phi[t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}] \mathbf{E} \times P[t_k + 0, \mathbf{X}(t_k) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)] d\mathbf{X}(t_k). \quad (7)$$

Условная (по  $\mu_i(t_k)$ ) апостериорная плотность вероятности отсчетов  $\mathbf{X}(t_{k+1})$  непрерывного про-

цесса в момент времени  $t_{k+1}$  с учетом наблюдения (2) находится на основе соотношения

$$p[t_{k+1}, \mathbf{X}(t_{k+1}) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_{k+1}}, \mu_i(t_{k+1})] = \mathbf{E}^T \mathbf{P}[t_{k+1}, \mathbf{X}(t_{k+1}), \Omega(t_{k+1} - 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_{k+1}}, \mu_i(t_{k+1})] = \frac{1}{C_2(t_{k+1})} \int \pi_1[\mathbf{X}(t_{k+1}), \Xi_2(t_{k+1}) | \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \Xi_2(t_k)] \times p[t_{k+1} - 0, \mathbf{X}(t_k), \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)] d\mathbf{X}(t_k), \quad (8)$$

в котором  $p[t_{k+1} - 0, \mathbf{X}(t_k), \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)]$  определяется выражением

$$p[t_{k+1} - 0, \mathbf{X}(t_k), \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)] = \frac{1}{rC_2(t_{k+1})} \times \text{tr} \left\{ \Phi[t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}] \right\} \times p[t_k + 0, \mathbf{X}(t_k), \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)],$$

где  $\text{tr}\{*\}$  – след матрицы.

Вектор условных апостериорных вероятностей отсчетов  $\Omega(t_{k+1} - 0) = \Lambda(t_{k+1} - 0) \otimes \Theta(t_{k+1} - 0)$  двухкомпонентного дискретного процесса в момент времени  $t_{k+1}$  с учетом, что вектор дополнительных наблюдений  $\Xi_2(t_{k+1})$  не влияет на апостериорную условную вероятность отсчетов двухкомпонентного дискретного процесса, находится на основе соотношения

$$\mathbf{P}[t_{k+1} - 0, \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k)] = \frac{\Phi[t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}] \mathbf{E}}{\text{tr} \left\{ \Phi[t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}] \right\}} \quad (9)$$

В выражениях (6)–(9):  $\pi_i(\cdot | \cdot)$  – плотность вероятности перехода;  $\mathbf{E}$  – единичный вектор размером  $(r \times 1)$ ;  $C_1(t_{k+1})$ ,  $C_2(t_{k+1})$  и  $C_3(t_{k+1})$  – нормировочные постоянные;  $\Phi[t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}]$  – диагональная матрица размером  $(r \times r)$ , элементы которой равны

$$\Phi_{ii} = \exp \int_{t_k}^{t_{k+1}} F_{ii} d\tau = \exp \int_{t_k}^{t_{k+1}} F[t, \mathbf{f}(t, \mathbf{X}_k, \mu_i(t_k)), \Omega(t_k + 0) = \Omega_i] d\tau,$$

$$\Phi_{ij} = 0 \quad \text{при } i \neq j,$$

где  $\mathbf{F}[t, \mathbf{f}(t, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k)), \Omega(t_k + 0)]$  – диагональная матрица размером  $(r \times r)$ , элементы которой имеют вид

$$F_{ii} = F[t, \mathbf{f}(t, \mathbf{X}_k, \mu_i(t_k)), \Omega(t_k + 0) = \Omega_i] = \left\{ \mathbf{S}^T [t, \mathbf{f}(t, \mathbf{X}_k, \mu_i(t_k)), \Omega(t_k + 0) = \Omega_i] \mathbf{N}_0^{-1} \times \left[ \Xi_i(t) - \frac{1}{2} \mathbf{S} [t, \mathbf{f}(t, \mathbf{X}_k, \mu_i(t_k)), \Omega(t_k + 0) = \Omega_i] \right] \right\},$$

$$F_{ij} = 0 \quad \text{при } i \neq j.$$

### 3. КВАЗИОПТИМАЛЬНЫЕ АДАПТИВНЫЕ АЛГОРИТМЫ

Реализация оптимальных алгоритмов (6)–(9) на основе вычисления апостериорных распределений связана со значительными трудностями даже при использовании современных ЭВМ, что обусловлено прежде всего необходимостью определения зависимостей рассматриваемых распределений от непрерывнозначного вектора  $\mathbf{X}(t_k)$ . Поэтому на практике целесообразно использовать квазиоптимальные алгоритмы, полученные, например, методом гауссовской аппроксимации апостериорного распределения непрерывного процесса.

Для формирования оценки состояния отсчета дискретного процесса (параметра идентификации)  $\mu_i$  к концу полуинтервала времени  $[t_k, t_{k+1})$  используем апостериорную вероятность отсчетов дискретного процесса  $\mu_i$ ,  $i = \overline{1, N_\mu}$ , из выражения (6). При вычислении вероятностей

$$P[t_{k+1} - 0, \mu_i(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k+1}, \Xi_2^{t_k}]$$

необходимо выполнить операцию текущего усреднения. В общем случае даже при текущей гауссовской аппроксимации условной (по  $\mu_i$ ) апостериорной плотности вероятности непрерывного процесса это приведет к весьма сложным выражениям [7]. Обычно эта операция заменяется подстановкой в функцию

$$\begin{aligned} F[\tau, \mathbf{f}(\tau, \mathbf{X}_k, \mu_i(t_k + 0)), \lambda_l(t_k + 0) = \\ = \lambda_{l_i}(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_q}(t_k + 0)] \end{aligned}$$

значений [7, 13]

$$\mathbf{f}(\tau, \mathbf{X}_k, \mu_i(t_k + 0)) = \mathbf{f}(\tau, \mathbf{X}_k^*, \mu_i(t_k + 0)),$$

которая справедлива при высокой точности оценивания непрерывного процесса. В результате получим

$$\begin{aligned} P[t_{k+1} - 0, \mu_i(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k+1}, \Xi_2^{t_k}] = \\ = P[t_k, \mu_i(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}] \frac{1}{C_1(t_{k+1})} \left( \bigotimes_{l=1}^n \Phi_{l\lambda\theta} \times \right. \\ \left. \times [t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}^*(t_k), \mu_i(t_k + 0), \lambda_l(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0)] \right), \end{aligned} \quad (10)$$

где

$$\begin{aligned} \Phi_{l\lambda\theta} [t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}^*(t_k), \mu_i(t_k + 0), \lambda_l(t_k + 0), \\ \theta_l(t_k + 0)] = \mathbf{E}_l^T \cdot \Phi_l [t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}^*(t_k), \\ \mu_i(t_k + 0), \lambda_l(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0)] \mathbf{P}_l [t_k, \lambda_l(t_k + 0), \\ \theta_l(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}^*(t_k), \mu_i(t_k + 0)] = \end{aligned}$$

$$= \sum_{q=0}^1 \sum_{i=0}^1 \left\{ \exp \int_{t_k}^{t_k+1} F[\tau, \mathbf{f}(\tau, \mathbf{X}_k^*, \mu_i(t_k + 0)), \right.$$

$$\begin{aligned} \left. \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_i}(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_q}(t_k + 0)] d\tau \right\} \times \\ \times P_l [t_k, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_i}(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) = \\ = \theta_{l_i}(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}^*(t_k), \mu_i(t_k + 0)], \end{aligned}$$

а вероятность  $P[t_k, \mu_i(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}]$  является равномернораспределенной.

В качестве квазиоптимальной оценки параметра идентификации  $\mu_i(t_k + 0 | t_{k+1} - 0)$  необходимо выбрать то значение дискретного процесса, для которого апостериорная вероятность максимальна:

$$\begin{aligned} \mu_i^*(t_k + 0 | t_{k+1} - 0) = \\ = \mu_i : \max_i P[t_{k+1} - 0, \mu_i(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k+1}, \Xi_2^{t_k}]. \end{aligned} \quad (11)$$

Выбор оценки параметра идентификации  $\mu_i^*(t_k + 0 | t_{k+1} - 0)$  позволяет определить канал обработки, в котором будут определены квазиоптимальная оценка отсчета векторного непрерывного процесса  $\mathbf{X}(t, \mu)$  и квазиоптимальные оценки отсчетов дискретных процессов  $\Lambda(t)$  и  $\Theta(t)$ .

К концу полуинтервала времени  $[t_k, t_{k+1})$  условную апостериорную плотность вероятности  $p[t_{k+1} - 0, \mathbf{X}(t_k), | \Xi_1^{t_k+1}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)]$  отсчетов  $\mathbf{X}(t_k)$  непрерывного процесса, входящую в (8), с учетом наблюдения (2) найдем из условия нормировки.

Выполнив условие нормировки, получим

$$\begin{aligned} p[t_{k+1} - 0, \mathbf{X}(t_k) | \Xi_1^{t_k+1}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)] = \frac{1}{C_1(t_{k+1})} \times \\ \times \left( \bigotimes_{l=1}^n \Phi_{l\lambda\theta} [t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \lambda_l(t_k + 0), \right. \\ \left. \theta_l(t_k + 0)] \right) p[t_k + 0, \mathbf{X}(t_k) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mu_i(t_k)], \end{aligned} \quad (12)$$

где

$$\begin{aligned} \Phi_{l\lambda\theta} [t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \lambda_l(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0)] = \\ = \mathbf{E}_l^T \cdot \Phi_l [t_{k+1} - 0, t_k, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k), \lambda_l(t_k + 0), \\ \theta_l(t_k + 0)] \mathbf{P}_l [t_k, \lambda_l(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \\ \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k)] = \sum_{j=0}^1 \sum_{v=0}^1 \left\{ \exp \int_{t_k}^{t_k+1} F[\tau, \mathbf{f}(\tau, \mathbf{X}_k, \mu_i(t_k)), \right. \\ \left. \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j}(t_k + 0)] d\tau \right\} \times \\ \times P_l [t_k, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) = \\ = \theta_{l_j}(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k)]. \end{aligned} \quad (13)$$

Входящая в (13) условная вероятность

$$P_l [t_k, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_i}(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k)]$$

при условии независимости значений компонент двухкомпонентного дискретного параметра на

соседних тактовых интервалах времени имеет значение

$$P_l [t_k, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_i}(t_k + 0) | \Xi_1^{t_k}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}(t_k), \mu_i(t_k)] = 1/r.$$

Из (13) аналогично [8] для апостериорных математических ожиданий и центральных моментов второго порядка распределений получим

$$\begin{aligned} & \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k | t_{k+1} - 0) = \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k) + \mathbf{K}_{\mu_i}(t_k | t_{k+1} - 0) \times \\ & \times \sum_{l=1}^n \left\{ \sum_{j=0}^1 \sum_{v=0}^1 P_l [t_{k+1} - 0, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j} | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k)] \times \right. \\ & \times \left. \int_{t_k}^{t_{k+1}} \Phi_{xx}^T(\tau, t_k) \left[ \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}_{\mu_i}'} F [\tau, \mathbf{X}_{\mu_i}', \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j}] \right]^T d\tau \right\}; \\ & \mathbf{K}_{\mu_i}(t_k | t_{k+1} - 0) = \left\{ \mathbf{K}_{\mu_i}^{-1}(t_k) - \sum_{l=1}^n \left\{ \sum_{j=0}^1 \sum_{v=0}^1 P_l [t_{k+1} - 0, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j} = \right. \right. \\ & = \theta_{l_j} | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k)] \int_{t_k}^{t_{k+1}} \Phi_{xx}^T(\tau, t_k) \left( \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}_{\mu_i}'} \right)^T \left[ \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}_{\mu_i}'} F [\tau, \mathbf{X}_{\mu_i}', \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j}] \right] \Phi_{xx}(\tau, t_k) d\tau \left. \right\} - \\ & - \sum_{l=1}^n \left\{ \sum_{j=0}^1 \sum_{v=0}^1 P_l [t_{k+1} - 0, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j} | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k)] \times \right. \\ & \times \left. \int_{t_k}^{t_{k+1}} \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}_{\mu_i}'} F [\tau, \mathbf{X}_{\mu_i}', \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_v}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j}] \Phi_{xx}(\tau, t_k) d\tau - \right. \\ & - \sum_{\gamma=0}^1 \sum_{\beta=0}^1 P_l [t_{k+1} - 0, \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_\beta}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_\gamma} | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k)] \times \\ & \times \left. \int_{t_k}^{t_{k+1}} \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}_{\mu_i}'} F [\tau, \mathbf{X}_{\mu_i}', \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_\beta}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_\gamma}] \Phi_{xx}(\tau, t_k) d\tau \right\} \times \\ & \times \left. \int_{t_k}^{t_{k+1}} \Phi_{xx}^T(\tau, t_k) \left[ \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}_{\mu_i}'} F [\tau, \mathbf{X}_{\mu_i}', \lambda_l(t_k + 0) = \lambda_{l_j}, \theta_l(t_k + 0) = \theta_{l_j}] \right]^T d\tau \right\}^{-1}, \end{aligned} \tag{14}$$

где  $\mathbf{X}_{\mu_i}' = \mathbf{f}[\tau, \mathbf{X}^*(t_k), \mu_i(t_k)]$ , что обуславливает появление в выражениях (14), (15) матрицы перехода  $\Phi_{xx}$ .

Для формирования  $\mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k | t_{k+1} - 0)$  условной квазиоптимальной оценки отсчета векторного непрерывного процесса согласно (14), (15) необходимо знать значения компонент вектора условных совместных апостериорных вероятностей отсчетов дискретных процессов  $\Lambda$  и  $\Theta$  к концу полуинтервала времени  $[t_k, t_{k+1})$ , вычисляемых согласно (9). Для вычисления последних в качестве начальных значений используются значения совместных апостериорных вероятностей отсчетов дискретных процессов  $\Lambda$  и  $\Theta$  в момент времени  $t_k$ .

Параметры условной апостериорной плотности вероятности непрерывного процесса  $p [t_{k+1}, \mathbf{X}(t_{k+1}), \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_{k+1}}, \mu_i(t_{k+1})]$ , описываемой выражением (8), с учетом информации о векторе дополнительных наблюдений  $\Xi_2(t_{k+1})$ , описываемом уравнениями (4), (5) в момент времени  $t_{k+1}$ , будут иметь следующий вид [7, 8, 11]:

$$\begin{aligned} & \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_{k+1}) = \Phi_{xx} \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k | t_{k+1} - 0) + \\ & + \Psi(t_{k+1}, t_k, \mu_i) \mathbf{W}(t_k) + \mathbf{R}_{\mu_i}(t_{k+1}) \times \\ & \times \left[ \Xi_2(t_{k+1}) - \Phi_{uu} \Xi_2(t_k) - \Phi_{ux} \mathbf{X}_{\mu_i}^*(t_k | t_{k+1} - 0) - \right. \\ & \left. - \mathbf{H}(t_{k+1}) \Psi(t_{k+1}, t_k, \mu_i) \mathbf{W}(t_k) \right]; \end{aligned} \tag{16}$$

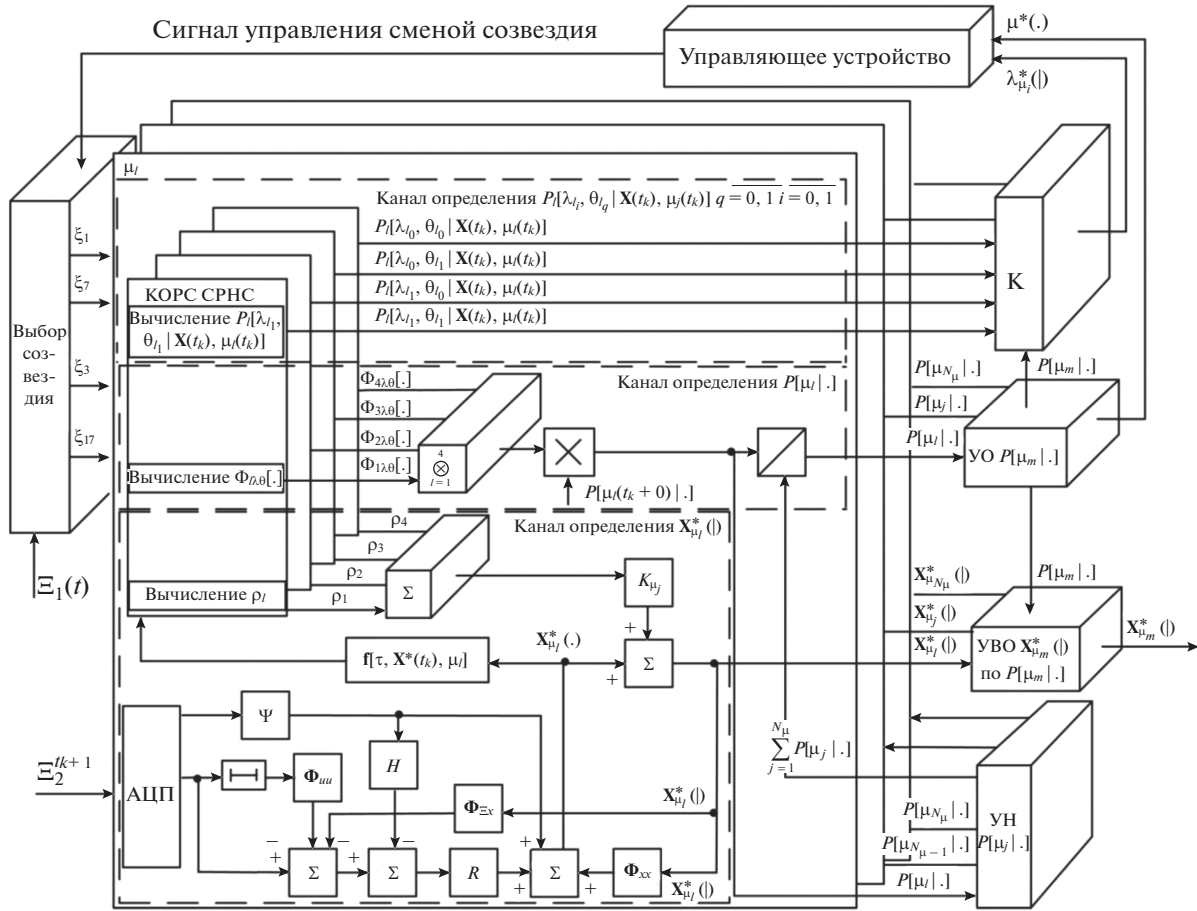


Рис. 1. Структурная схема комплексного оптимального устройства приема и обработки сигналов СРНС: АЦП – аналого-цифровой преобразователь, К – классификатор, УН – устройство нормировки, УВО – устройство вычисления оценки, УО – устройство определения.

$$\mathbf{R}_{\mu_i}(t_{k+1}) = [\Phi_{xx} \mathbf{K}_{\mu_i}(t_k | t_{k+1} - 0) \Phi_{\Xi x}^T + \mathbf{B}_{x\Xi}] \times [\mathbf{B}_{\Xi\Xi} + \Phi_{\Xi x} \mathbf{K}_{\mu_i}(t_k | t_{k+1} - 0) \Phi_{\Xi x}^T]^{-1}; \quad (17)$$

$$\mathbf{K}_{\mu_i}(t_{k+1}) = [\Phi_{xx} \mathbf{K}_{\mu_i}(t_k | t_{k+1} - 0) \Phi_{xx}^T + \mathbf{B}_{xx}] - \mathbf{R}_{\mu_i}(t_{k+1}) \times \quad (18)$$

$$\times [\mathbf{B}_{x\Xi} + \Phi_{xx}(t_k | t_{k+1} - 0) \mathbf{K}_{\mu_i}(t_k | t_{k+1} - 0) \Phi_{\Xi x}^T]^T.$$

Входящие в (16)–(18) матрицы определяются моделями непрерывного процесса (3) и наблюдений (4), (5):

$$\Phi_{\Xi x} = \mathbf{H}(t_{k+1}) \Phi_{xx} - \Phi_{uu} \mathbf{H}(t_k) + \Phi_{ux};$$

$$\mathbf{B}_{xx} = \Gamma_x \Gamma_x^T, \quad \mathbf{B}_{x\Xi} = \mathbf{B}_{xx} \mathbf{H}^T(t_{k+1});$$

$$\mathbf{B}_{\Xi\Xi} = \mathbf{H}(t_{k+1}) \mathbf{B}_{xx} \mathbf{H}^T(t_{k+1}) + \Gamma_u \Gamma_u^T.$$

Для случая, когда значения векторного двухкомпонентного дискретного процесса независимы на соседних тактовых интервалах, вычисляется только вектор условных (по  $\mathbf{X}$ ) апостериорных вероятностей отсчетов  $\Omega(t_{k+1} - 0)$ , а в качестве квазиоп-

тимальной оценки двухкомпонентного дискретного процесса выбирается значение

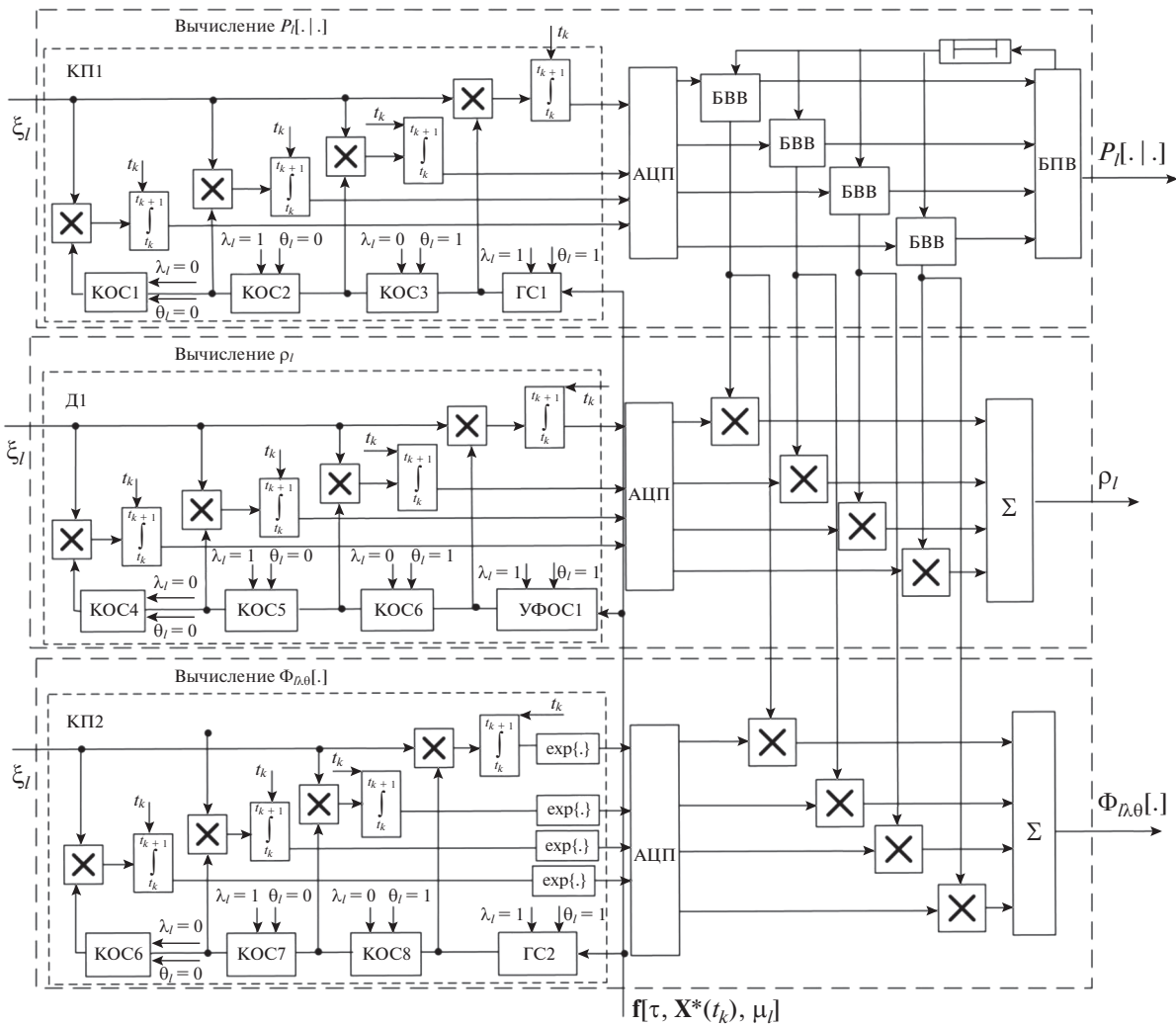
$$\Omega_{\mu_i}^*(t_k + 0 | t_{k+1} - 0) = \Omega_{\mu_i}(t_k + 0 | t_{k+1} - 0): \quad (19)$$

$$\max_j P[t_{k+1} - 0, \Omega_{\mu_i}(t_k + 0) = \Omega_{\mu_i,j} | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}].$$

Вектор  $\mathbf{P}[t_{k+1} - 0, \Omega_{\mu_i}(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}]$ , компоненты которого входят в (19), может быть вычислен по формуле (9) при  $\mathbf{X}(t_k) = \mathbf{X}^*(t_k)$ :

$$\mathbf{P}[t_{k+1} - 0, \Omega_{\mu_i}(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}] \cong \mathbf{P}[t_{k+1} - 0, \Omega(t_k + 0) | \Xi_1^{t_{k+1}}, \Xi_2^{t_k}, \mathbf{X}^*(t_k), \mu_i(t_k)]. \quad (20)$$

Следовательно, согласно (20) на практике при вычислении безусловных апостериорных вероятностей для (19) можно ограничиться вычислением только в точках текущей оценки непрерывного процесса  $\mathbf{X} = \mathbf{X}^*$ , что существенно упрощает схему соответствующего устройства оценивания, но требует вычисления оценки отсчета векторного непрерывного процесса в момент времени  $t_{k+1}$ .



**Рис. 2.** Канал обработки радиосигнала СРНС (КОРС СРНС): КП1 и КП2 – корреляционные приемники, БВВ – блоки вычисления вероятностей, БПВ – блок пересчета вероятностей, Д1 – многомерный дискриминатор первого канала, КОС – корректоры опорного сигнала, ГС – генератор сигналов, УФОС1 – устройство формирования опорного сигнала первого канала.

Структурная схема комплексного оптимального устройства приема и обработки сигналов СРНС, полученная в соответствии с выражениями (10), (11), (14), (16), (19), (20), представлена на рис. 1.

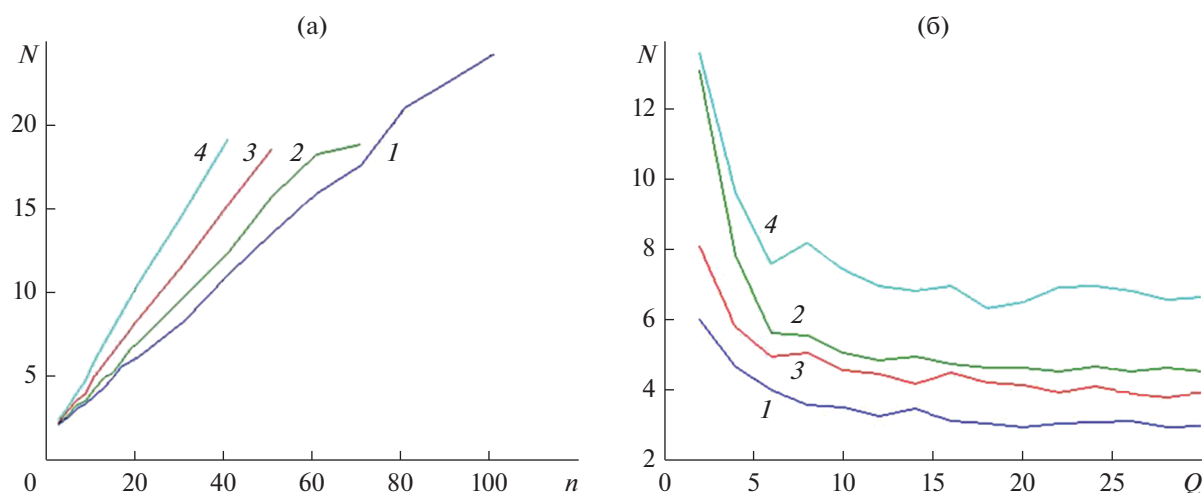
Схема является многоканальной, число каналов определяется числом значений  $N_\mu$  параметра достоверности  $\mu$ . В составе каждого канала можно выделить четырехканальное устройство обработки радиосигналов СРНС и устройство обработки сигналов нерадиотехнических измерителей (НРТИ).

Информационно в составе каждого канала можно выделить: канал определения апостериорной вероятности  $P[\mu_j|\cdot]$  параметра достоверности, канал определения оценки  $X_{\mu_j}^*(\cdot)$  непрерывного процесса, канал определения условной апостериорной

вероятности  $P_l[\lambda_l(t_k + 0), \theta_l(t_k + 0) | X(t_k), \mu_j(t_k)]$ ,  $j = 1, N_\mu, l = 1, 4$ , двухкомпонентного дискретного процесса и устройство нормировки апостериорной вероятности параметра достоверности (УН  $P[\mu_j|\cdot]$ ). Выбор оценки вектора состояния и выбор оценки двухкомпонентного дискретного процесса осуществляются соответственно в устройстве вычисления оценки (УВО  $X_{\mu_m}^*(\cdot)$ ) по  $P[\mu_m|\cdot]$  и в классификаторе (К) в зависимости от оценки параметра достоверности, получаемой в устройстве определения максимума апостериорной вероятности параметра достоверности (УОР  $[\mu_m|\cdot]$ ).

Канал обработки радиосигнала СРНС (КОРС СРНС), представлен на рис. 2, канал содержит два корреляционных приемника КП1 и КП2, бло-





**Рис. 3.** Зависимости времени идентификации параметра достоверности (количество шагов  $N$ ) с вероятностью 0.85 (1), 0.9 (2), 0.96 (3); 0.99 (4) от количества каналов  $N_\mu$  (а) и от отношения сигнал/шум  $Q = 2 \dots 30$  при разном количестве каналов  $N_\mu = 7$  (1), 9 (2), 11 (3), 21 (4) (б).

ки вычисления вероятностей (БВВ), блоки пересчета вероятностей (БПВ), многомерный дискриминатор  $D_1$ , перемножители и сумматоры.

Корреляционные приемники (КП) включают в себя перемножители принятого колебания и сигналов, вырабатываемых генераторами сигналов ГС1, ГС2 и корректорами опорного сигнала КОС1–КОС3, КОС7–КОС9 для экстраполированного значения непрерывного процесса  $X'_{\mu i} = f[\tau, X^*(t_k), \mu_i(t_k)]$ , а также интеграторы, сброс и запуск, которых осуществляется тактовыми импульсами в моменты времени  $t_k$ .

Многомерный дискриминатор содержит перемножитель принятого и опорного сигналов, вырабатываемого устройством формирования опорного сигнала (УФОС<sub>1</sub>), а также интеграторы и корректоры опорного сигнала КОС4–КОС6.

Разработана методика оценки качества решения задачи идентификации параметра достоверности. На ее основе произведен расчет точности и времени идентификации параметра достоверности. Показано, что наилучшая точность идентификации может быть получена, если число каналов обработки информации находится в пределах 3...101. На рис. 3а представлены зависимости времени идентификации параметра достоверности (количество шагов  $N$ ) с вероятностью 0.85, 0.9, 0.96 и 0.99 для  $N_\mu = 3 \dots 101$ , а на рис. 3б – от отношений сигнал/шум  $Q = 2 \dots 30$  при разном количестве каналов  $N_\mu = 7, 9, 11$  и 21. Один шаг по оси ординат равен временному интервалу  $T = 0.02$  с.

Время идентификации параметра достоверности возрастает с ростом числа каналов обработки информации и снижается с увеличением отноше-

ния сигнал/шум. Так, при увеличении числа каналов  $N_\mu$  с 40 до 80 время идентификации параметра достоверности с апостериорной вероятностью 0.85 увеличивается с 0.22 до 0.44 с. При увеличении отношения сигнал/шум  $Q$  с 10 до 20, время достижения вероятности 0.9 при количестве каналов  $N_\mu = 7$  уменьшается с 0.0712 до 0.0602 с.

Таким образом, для навигационных систем наземных подвижных объектов методами марковской теории оценивания случайных процессов синтезированы квазиоптимальные алгоритмы совместного обнаружения, идентификации и адаптивного оценивания, позволяющие помимо оценки состояния радионавигационного поля сигналов спутниковых радионавигационных систем и поля символов служебной информации, также решать задачу идентификации и адаптивного оценивания навигационных данных. На основе синтезированных алгоритмов разработана структурная схема навигационной системы.

#### ФИНАНСИРОВАНИЕ РАБОТЫ

Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 19-08-00312А).

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Иванов А.В., Иванова Н.А. Навигация наземных объектов. Saarbrücken: LAP Lambert Acad. Publ., 2013.
2. Сурков В.О. // Молодой ученый. 2015. № 13. С. 211.
3. Козорез Д.А., Кружков Д.М. // Спецтехника и связь. 2012. № 3. С. 15.

4. *ГЛОНАСС*. Принципы построения и функционирования / Под ред. Перова А.И., Харисова В.Н. 3-е изд. М.: Радиотехника, 2005.
5. *Иванов А.В., Негуляева А.П., Москвитин С.П.* // Вестник ТГТУ. 2016. Т. 22. № 3. С. 358.
6. *Громаков Ю.А., Северин А.В., Шевцов В.А.* Технологии определения местоположения в GSM и UMTS. М.: Эко-Тренз, 2005.
7. *Ярлыков М.С., Миронов М.А.* Марковская теория оценивания случайных процессов. М.: Радио и связь, 1993.
8. *Иванов А.В.* Обработка многомерных сигналов. Нелинейная многомерная обработка сигналов спутниковых радионавигационных систем в комплексах самолетовождения. М.: Радиотехника, 2012.
9. *Тихонов В.И., Кульман Н.К.* Нелинейная фильтрация и квазикогерентный прием сигналов. М.: Сов. радио, 1975.
10. *Тихонов В.И., Харисов В.Н.* Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем. М.: Радио и связь, 1991.
11. *Ярлыков М.С.* Статистическая теория радионавигации. М.: Радио и связь, 1985.
12. *Иванов А.В., Сурков О.В.* // Радиотехника. 2018. № 10. С. 81.
13. *Тихонов В.И., Смирнов В.А.* // РЭ. 1978. Т. 23. № 7. С. 1442.