

На правах рукописи

Кошаев Дмитрий Анатольевич

**МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ СИГНАЛОВ НАВИГАЦИОННЫХ
СИСТЕМ НА ОСНОВЕ МНОГОАЛЬТЕРНАТИВНОГО И
НЕПОЛНОГО СТОХАСТИЧЕСКОГО ОПИСАНИЯ**

Специальность 05.13.01 - «Системный анализ, управление и
обработка информации»

Автореферат диссертации на соискание ученой степени
доктора технических наук

Санкт-Петербург

2010

Работа выполнена в ГНЦ РФ ОАО «КОНЦЕРН «ЦНИИ «ЭЛЕКТРОПРИБОР»

Научный консультант

доктор технических наук, профессор С.П. Дмитриев.

Официальные оппоненты:

доктор технических наук, профессор А.В. Небылов,
доктор физико-математических наук, профессор А.Е. Барабанов,
доктор технических наук, профессор Р.И. Ивановский.

Ведущая организация

Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова
РАН (Москва).

Защита состоится 7 июля 2010г. в 15⁰⁰ на заседании диссертационного
совета ДС 411.007.01 при ОАО «КОНЦЕРН «ЦНИИ «ЭЛЕКТРОПРИБОР»
по адресу: 197046, С.-Петербург, ул. Малая Посадская, 30.

С диссертацией можно ознакомиться в научно-технической библиотеке
ОАО «КОНЦЕРН «ЦНИИ «ЭЛЕКТРОПРИБОР».

Автореферат разослан 2010г.

Ученый секретарь диссертационного совета,

доктор технических наук, профессор

Н.В. Колесов

ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

Актуальность темы. Существует большое число навигационных приложений, в которых удобные для реализации калмановские алгоритмы в силу неопределенности стохастических моделей. В работе рассматривается два вида неопределенности, один из которых связан с многоальтернативностью, а второй с неполнотой стохастического описания. В обоих случаях для вектора состояния и вектора измерений можно записать следующие уравнения в дискретном времени:

$$x_k = \Phi_k x_{k-1} + F(\rho_k, \vartheta) + w_k, \quad z_k = H_k x_k + G(\rho_k, \vartheta) + v_k. \quad (1)$$

Здесь k – номер дискретного момента времени $t_k = k\Delta t$; Δt – интервал дискретности; v_k, w_k – чисто-случайные последовательности; $H_k, \Phi_k, F(\cdot), G(\cdot)$ – известные матрицы и вектор-функции; ϑ – вектор известных или неизвестных параметров либо случайных величин. Величина ρ может иметь различную природу, которая и определяет тип неопределенности. В задаче требуется оценить значения функций F, G и вектора x .

Величина ρ может представлять собой случайный вектор и иметь дискретное распределение вероятности, например, при наличии дискретных помех измерений, нарушений или аномальных ошибок. В этом случае речь идет о многоальтернативном стохастическом описании. Классические варианты решения задач с применением такого описания сводятся к построению банка фильтров Калмана (ФК), каждый из которых настроен на одну из возможных гипотез о значении ρ . Впервые такое решение в случае отсутствия переходов между гипотезами предложил D.T. Magill. Впоследствии оно было детально проработано Д.Г. Лайниотисом. Многоальтернативное решение, предусматривающее переходы от одной гипотезы к другой (Interacting Multiple-Model) впервые представил H.A.P. Blom.

При необходимости учета большого числа гипотез реализация классических многоальтернативных методов требует значительных вычислительных ресурсов не всегда приемлемых, несмотря на прогресс вычислительной техники. В первую очередь это актуально для бортовых вычислителей, обеспечивающих обработку данных в реальном времени. Таким образом, для многоальтернативных задач существует потребность в разработке более экономичных в вычислительном отношении методов, которые не проигрывали бы традиционным по задержке и достоверности определения гипотезы, а также по точности вырабатываемых оценок.

Другой рассматриваемый в диссертации тип неопределенности вовсе не предусматривает наличие стохастической модели для величины ρ . При этом $\rho_k = \rho(t_k)$, $\rho(t)$ – функция, о которой известно лишь, что она непрерывно дифференцируема и для нее справедливы ограничения $|\rho(t)| \leq 1, \quad |\dot{\rho}(t)| \leq \bar{\rho}$.

Следует отметить, что это достаточно типичная в навигационных задачах ситуация, когда для ошибок измерительных средств, например, инерциальных навигационных систем (ИНС), приемников спутниковой навигации, имеются достоверные стохастические модели, а детальная стохастическая модель подлежащих определению навигационных и динамических параметров неизвестна из-за недостатка статистического материала. В то же время, для подвижного объекта, как правило, можно указать ряд ограничений, например, на составляющие линейных и угловых скоростей и ускорений.

Неполнота стохастического описания может быть учтена при использовании робастных методов оценивания, предложенных А.А. Красовским и О.С. Салычевым. В этих методах используется ФК, настроенный на квазидетерминированное описание оцениваемых процессов на ограниченных интервалах времени. Однако с помощью такого описания невозможно учесть взаимосвязь квазидетерминированных функций на соседних участках и ограничения на оцениваемый процесс.

Методы гарантирующего оценивания, разработанные, в частности, А.Б. Куржанским, А.И. Матасовым, А.В. Небыловым, исходят из предположения о наихудшем для точности поведении сигнала при соблюдении заданных ограничений. Однако такое поведение, возможно, никогда не реализуется по физическому смыслу задачи. Поэтому гарантирующие методы на практике зачастую оказываются излишне жесткими.

Для оценивания нестохастических сигналов могут также применяться методы сплайн аппроксимации, но они позволяют учесть ограничения на аппроксимируемый сигнал лишь косвенным путем – за счет ввода в минимизируемый критерий квадратов от производных аппроксимации с эмпирически выбранными весами.

Чтобы преодолеть недостатки существующих методов для нестохастических сигналов представляется целесообразным использовать кусочно-полиномиальное описание, коэффициенты которого находятся в области, обеспечивающей заданные свойства сигналов. Формализация такой задачи и доведение ее до реализуемого решения создает основу для разработки эффективных алгоритмов обработки навигационной информации стохастического и детерминированного характера.

Высказанные доводы позволяют считать тему диссертационной работы актуальной для целого ряда прикладных задач, в которых стандартные методы стохастического оценивания неэффективны по причине неоднозначности или неполноты моделей оцениваемых сигналов.

Цель работы: Разработка эффективных по точности и вычислительным затратам методов оценивания сигналов навигационных систем при их описании с помощью многоальтернативных и неполных стохастических моделей.

Основные задачи

1. Анализ существующих методов оценивания сигналов, использующих многоальтернативные и неполные стохастические модели. Выявление их достоинств и недостатков. Определение путей устранения недостатков.
2. Разработка экономичных в вычислительном отношении методов оценивания сигналов при наличии дискретно распределенных помех измерений.
3. Разработка метода обнаружения и оценивания нарушений, не требующего построения банка фильтров для отдельных нарушений.
4. Разработка метода обнаружения и оценивания аномальных ошибок, основанного на выполнении последовательности многоальтернативных решений на ограниченных интервалах времени.
5. Разработка метода оценивания непрерывно дифференцируемого сигнала с учетом ограничений на величину сигнала и его производную. Получение адекватной характеристики точности.
6. Подтверждение эффективности предложенных методов по результатам моделирования и обработки реальных данных навигационных систем.

Методы исследований. В работе применен аппарат теории линейной и многоальтернативной фильтрации, теории вероятности, математической статистики, теории матриц, методы математического моделирования и обработки экспериментальных данных, численные методы минимизации функций с ограничениями.

Научные положения, выносимые на защиту

1. Методы оценивания сигналов по измерениям с дискретно распределенными помехами. Основу метода составляет рациональная организация отбора возможных значений дискретных помех.
2. Многоальтернативный метод обнаружения и оценивания нарушений, входящих аддитивно в правую часть уравнений для вектора состояния и измерений. Метод позволяет определить характеристики отдельных нарушений по результатам работы расширенного ФК, оценивающего группу нарушений, и требует существенно меньше вычислительных затрат по сравнению с классическим решением на основе банка ФК для отдельных нарушений.
3. Метод обнаружения и оценивания аномальных ошибок с использованием параллельных многоальтернативных решений на ограниченных интервалах времени. В методе периодически происходит обновление параметров модели аномальных ошибок. При этом удается исключить влияние переходных процессов на итоговое решение.
4. Метод оценивания сигналов на основе кусочно-полиномиального представления с учетом непрерывной дифференцируемости и ограничений

на величину сигнала и его производную в условиях стохастического описания помех измерений. Реализуемость метода обеспечивается аналитическим определением области полиномиальных коэффициентов, при которых соблюдаются заданные для полезного сигнала свойства.

5. Метод приближенного вычисления среднеквадратической ошибки оценивания сигнала с учетом непрерывной дифференцируемости и ограничений.

Научная новизна

- Предложены экономичные в вычислительном отношении методы многоальтернативной фильтрации, использующие этап предварительной оценки состояний, объединенных в одну или несколько групп. Теоретически обоснована возможность получения из этих предварительных результатов апостериорных вероятностей и оценок для отдельных состояний, как при отсутствии, так и при наличии переходов между ними.
- Представлен эффективный метод обнаружения и оценивания аномальных ошибок измерений в условиях отсутствия для них стохастического описания на неограниченном интервале времени. Предлагаемый метод с помощью каскадной схемы из перезапускаемых решений позволяет учесть неполноту априорной информации о поведении аномальных ошибок и, в то же время, получить результат, основываясь на принципах стохастического подхода.
- Сформулирована задача оценивания сигналов, не имеющих стохастического описания, но обладающих свойством непрерывной дифференцируемости и удовлетворяющих ограничениям на величину сигнала и его производную, притом, что ошибки измерений описываются с помощью стохастических моделей. Предложенный метод на основе кусочно-полиномиальной модели создает теоретическую базу для комплексирования информации с различной степенью детализации. Ключевое значение в предложенном методе имеют аналитические выражения для области значений полиномиальных коэффициентов, в которой выдерживаются ограничения на оцениваемый сигнал при соблюдении его непрерывной дифференцируемости.

Практическая значимость

- На основе методов оценивания сигналов при наличии дискретно распределенных помех разработаны пригодные для реализации в бортовой аппаратуре алгоритмы исключения неоднозначности фазовых измерений ГНСС и определения по этим измерениям относительных координат и курса подвижного объекта. В алгоритме определения курса предусмотрено использование данных гироскопа, измеряющего при отсутствии качек азимутальную угловую скорость. По результатам испытаний на автомобиле

и на судне подтверждена эффективность предложенных алгоритмов с точки зрения точности и надежности получаемых решений.

- Спроектирован алгоритм обнаружения и оценивания нарушений в навигационном комплексе, включающем две и более инерциальные навигационные системы (ИНС). С точки зрения качества получаемого решения алгоритм, не уступает классическому варианту на основе банка ФК для отдельных нарушений, но при этом требует значительно меньше вычислительных ресурсов. Эффективность алгоритма подтверждена путем моделирования задачи диагностики для навигационного комплекса типа «Аппассионата ЭКМ.1» и обработки реальных данных от ИНС «Дельта».
- Для навигационного комплекса из трех ИНС разработан алгоритм обнаружения и компенсации аномальных ошибок в показаниях курса без использования детального описания их динамики. Результаты стендовых испытаний навигационного комплекса типа «Ладога-11430», проведенные с имитацией различных типов нарушений, показывают, что алгоритм позволяет без значительного запаздывания обнаруживать и компенсировать дополнительную ошибку, вызванную нарушением, с точностью, сопоставимой с уровнем номинальных ошибок.
- Разработан алгоритм оценивания сигнала, модель которого опирается лишь на информацию о его непрерывности и гладкости, а также пределы изменения самого сигнала и его производной. При этом в полной мере учитываются корреляционные свойства ошибок измерителей. Алгоритм может использоваться в камеральном режиме для выработки эталонных данных при оценке точности навигационных средств, а также для высокоточной привязки измерений при съемке пространственных полей. Вместе с тем, он может применяться и в режиме реального времени на скользящем интервале для уточнения навигационных и динамических параметров подвижных объектов. Результаты моделирования и обработки данных натурных испытаний демонстрируют существенный точностной выигрыш за счет учета ограничений на динамические параметры объекта.

Применение результатов. К настоящему времени алгоритм обнаружения и оценивания аномальной ошибки внедрен в программное обеспечение навигационного комплекса «Ладога 11430» (2007г). Алгоритм исключения неоднозначности фазовых измерений ГНСС применялся для компенсации вертикальных ускорений в показаниях аэрогравиметра «Чекан-А» (2002-2003г). Разработанные алгоритмы определения курса и относительной траектории по фазовым измерениям ГНСС были апробированы в ходе проведения испытаний в городских условиях и на оз. Ладога (тема «БАСН-М-ЭП», 2008-2009г). Сейчас алгоритм определения курса находится на стадии внедрения в бортовую

аппаратуру ГНСС-интерферометра с применением микромеханических инерциальных датчиков.

Апробация работы. Результаты диссертации докладывались на III, VI, IX, X, XI, XIV и XVI Санкт-Петербургской международной конференции по интегрированным навигационным системам (С.-Петербург, 1996, 1999, 2002, 2003, 2004, 2007, 2009); XX, XXI, XXII, XXIII, и XXV научно-технической межотраслевой конференции памяти Н.Н. Острякова (С.-Петербург, 1996, 1998; 2000, 2002, 2006); I и II научно-технической конференции молодых ученых "Навигация и управление движением" (С.-Петербург, 1999, 2000); научно-технической конференции «Навигация и океанография» (С.-Петербург, 2001, 2007); форуме китайско-российских молодых ученых (Пекин, Китай, 2003); I и III Всероссийской конференции «Фундаментальное и прикладное координатно-временное обеспечение» (С.-Петербург, 2005, 2009); 5th International Conference on Differential Satellite Navigation Systems (С.-Петербург, 1996); Institute of Navigation 55th Annual Meeting (Boston, USA, 1999); 6th IFAC Symposium on Fault Detection, Supervision and Safety of Technical Processes (Beijing, PR China, 2006); 13th IEEE Conference "Methods and Models in Automation and Robotics" (Szczecin, Poland, 2007); 16th IEEE "Mediterranean Conference on Control and Automation" (Ajaccio, Corsica, France, 2008), на Общероссийском семинаре «Современные методы навигации и управления движением» (Москва, Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН, 2010).

Публикации. По материалам диссертации опубликовано 36 статей и докладов, включая 15 статей в журналах, рекомендованных ВАК.

Структура и объем работы. Диссертация состоит из пяти глав, введения, заключения и списка используемой литературы из 156 наименований. Общий объем работы составляет 242 страницы, включая 45 рисунков.

СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ

Первая глава посвящена оцениванию сигналов при наличии дискретно распределенной помехи измерений.

В задаче требуется оценить вектор состояния

$$x_k = \Phi_k x_k + w_k, \quad (2)$$

по измерениям вида

$$z_k = H_k x_k + \Lambda N + v_k, \quad (3)$$

где Φ_k, H_k, Λ - известные матрицы; w_k, v_k - чисто-случайные последовательности; N –случайный m -мерный вектор, компоненты которого принимают целочисленные значения. Таким образом, в данной задаче имеет место вариант многоальтернативного стохастического описания. При этом (2),

(3) связаны с уравнениями (1) из общей постановки задачи следующим образом: $F \equiv 0$, $\rho = N$, ϑ - вектор, состоящий из элементов матрицы Λ , $G = \Lambda N$.

Прикладным примером такой ситуации служит задача определения относительных координат по фазовым измерениям ГНСС. В качестве дискретно распределенных помех в ней выступают неизвестные заранее значения целого числа периодов фазовых измерений. Этой задаче была посвящена кандидатская диссертация автора, выполненная под руководством О.А. Степанова. В настоящей работе, как уже показано, рассматривается более общая постановка задачи.

Было доказано, что задача может решаться в два этапа. На первом этапе вектор N оценивается без учета целочисленного характера компонент. Это делается с помощью расширенного ФК, оценивающего совместно вектора x и N . На втором этапе отыскивается такое значение вектора N на множестве целых чисел \mathbb{Z}^m , для которого апостериорная вероятность максимальна. Этот этап – наиболее трудоемкая часть решения. Здесь особенно остро стоит проблема сокращения вычислительных затрат.

Решение задачи в два этапа является распространенным приемом, основанным на интуитивных соображениях. Его теоретическое обоснование представлено в диссертации.

После однозначного определения целочисленного вектора N , получение оценки вектора состояния x выполняется с помощью метода наименьших квадратов в предположении, что найденное значение N является истинным.

Показано, что на втором этапе наиболее вероятное целочисленное значение N^* может быть получено в результате минимизации

$$N^* = \arg \min_{N \in \mathbb{Z}^m} (N - \hat{N})^T P_N^{-1} (N - \hat{N}) = \arg \min_{N \in \mathbb{Z}^m} q(N), \quad (4)$$

где \hat{N} , P_N – оценка и ковариационная матрица ее ошибок, полученные на первом этапе. При наличии дополнительного нелинейного измерения вида

$$\zeta = \psi(x) + \varepsilon, \quad (5)$$

где $\psi(\cdot)$ - нелинейная функция, ε - центрированная гауссовская погрешность с дисперсией σ_ε^2 , доказано, что для получения N^* необходимо минимизировать ту же квадратичную форму $q(N)$ с дополнительным слагаемым

$$N^* = \arg \min_{N \in \mathbb{Z}^m} \left[(N - \hat{N})^T P_N^{-1} (N - \hat{N}) + (\zeta - \psi(x(N)))^2 / \sigma_\varepsilon^2 \right] = \arg \min_{N \in \mathbb{Z}^m} \tilde{q}(N), \quad (6)$$

где $x(N)$ - оценка вектора x , полученная по измерениям (3) в предположении, что N является истинным значением.

Для вычисления минимизируемой в (4) квадратичной формы $q(N)$ используется рекуррентный способ

$$q_j = q_{j-1} + (N_j - \widehat{N}_{j/j-1})^2 / \sigma_{j/j-1}^2, \quad j = \overline{1, m}, \quad q_0 = 0, \quad q = q_m, \quad (7)$$

где $\widehat{N}_{1/0} = \widehat{N}_1$, $\sigma_{1/0}^2 = \sigma_1^2$; $\widehat{N}_{j/j-1}$, $\sigma_{j/j-1}^2$, $j = \overline{2, m}$ – условные по отношению к вектору $\bar{N}_{j-1} = (N_1, \dots, N_{j-1})^T$ математическое ожидание и дисперсия компоненты N_j , которые определяются исходя из \widehat{N} и P_N . Тогда как для получения функции $\tilde{q}(N)$, минимизируемой в (6), после (7) выполняется еще одна итерация $\tilde{q}(N) = q_m + (\zeta - |x(N)|)^2 / \sigma_\varepsilon^2$.

Поиск значения (4) производится в области $q(N) \leq \bar{q}$, а значения (6) – в области $\tilde{q}(N) \leq \bar{q}$, которые определяются порогом \bar{q} . Этот целочисленный поиск и является источником вычислительных проблем. Основу предлагаемых методов оценивания составляют оригинальные приемы, позволяющие более рационально по сравнению с существующими методами использовать вычислительные ресурсы при выполнении целочисленного поиска.

Одним из наиболее эффективных новых приемов является нумерация целочисленных компонент вектора N , которая вводится по аналитическому правилу

$$N_j^{(s_j)} = \begin{cases} \langle \widehat{N}_{j/j-1} \rangle, & \text{при } s_j = 1; \\ N_j^{(s_j-1)} + (-1)^{s_j} (s_j - 1), & \text{при } s_j > 1 \text{ и } (N_j^{(1)} - \widehat{N}_{j/j-1}) < 0; \\ N_j^{(s_j-1)} + (-1)^{s_j-1} (s_j - 1), & \text{при } s_j > 1 \text{ и } (N_j^{(1)} - \widehat{N}_{j/j-1}) \geq 0, \end{cases} \quad (8)$$

где $s_j = 1, 2, \dots$ номер значения N_j , $\langle \cdot \rangle$ – операция округления до ближайшего целого числа. С помощью этой нумерации значения компонент N

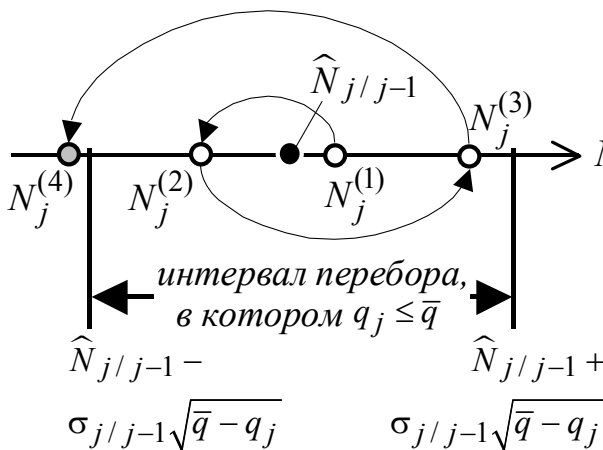


Рис. 1. Нумерация значений N_j

автоматически сортируются по мере их удаления от центра интервала перебора (см. рис. 1). Поскольку q_j увеличивается с ростом номера s_j значения N_j , первым рассматривается $N_j^{(1)}$, а затем – $N_j^{(2)}$, $N_j^{(3)}$ и т.д. до тех пор, пока $q_j|_{N_j=N_j^{(s_j)}} \leq \bar{q}$. Введенная нумерация избавляет от необходимости многократного расчета границ

перебираемых значений N_j , что требует применения трудоемкой операции извлечения квадратного корня. Вместе с тем правило (8) позволяет обойтись без сортировки и сохранения в памяти больших массивов отсортированных компонент, а также позволяет избежать пересчета каких-либо промежуточных результатов при изменении порога \bar{q} .

При отыскании в ходе поиска N^* каждого нового значения N , для которого $q(N) \leq \bar{q}$, порог \bar{q} устанавливается равным $q(N)$. Это уже известный прием, но он более органично встраивается в предлагаемую схему перебора значений N на основе нумерации по правилу (8).

Достоверность значения N^* оценивается с помощью апостериорной вероятности $g^* = \mathbf{P}(N = N^* | z)$ либо отношения g^* ко второй по величине вероятности g^{**} . Отношение g^*/g^{**} вычисляется проще. Оно представляет собой верхнюю границу наибольшей апостериорной вероятности. В случае, если g^* или g^*/g^{**} достигает порога, близкого к 1, значение N^* принимается за истинное, и для этого предположения вычисляется оценка вектора состояния x . В предлагаемом методе уже по промежуточным результатам выявляется ситуация, когда соответствующая характеристика достоверности не сможет превысить заданный порог. Это позволяет избежать бесполезных уточняющих расчетов, связанных с вычислением g^* и g^*/g^{**} .

На рис. 2 представлены результаты практического использования предложенной методики для оценивания относительной траектории судна по фазовым одночастотным измерениям ГНСС с частотой поступления 10Гц. В этой задаче подлежащий оцениванию вектор состояния x включает ΔX , ΔY , ΔZ – прямоугольные координаты антенны бортового приемника относительно антенны опорного приемника вдоль географических

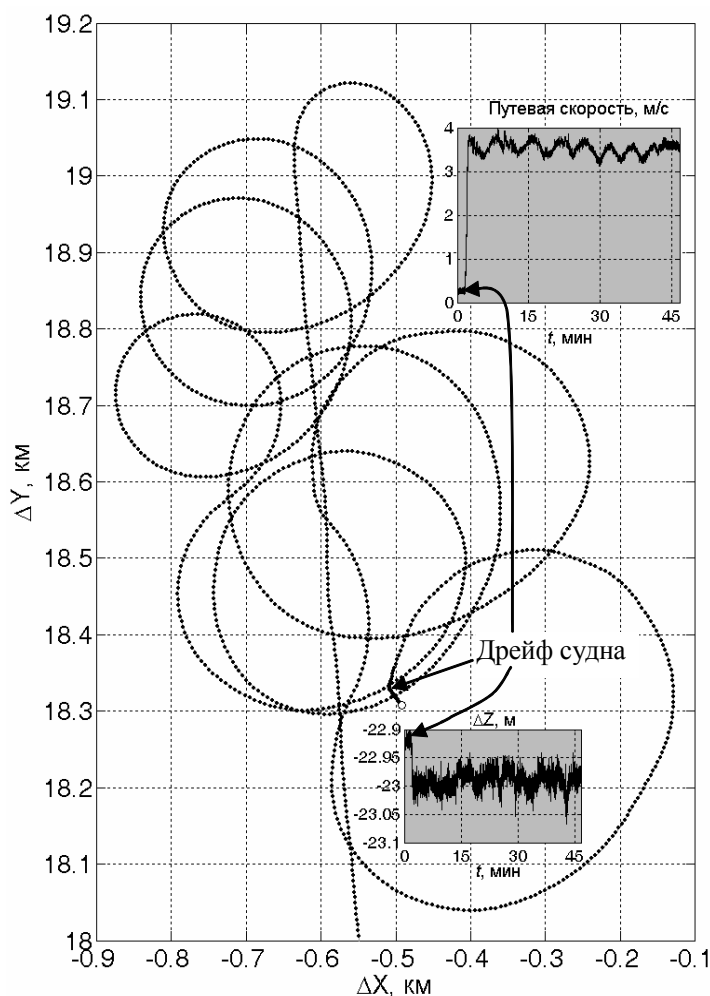


Рис. 2. Относительная траектория судна. Точки - положение с дискретностью 2с.

осей. Опорный приемник необходим для организации дифференциального режима обработки. Он располагался на расстоянии порядка 20км от судна. Эксперимент проводился на оз. Ладога. В роли дискретно распределенных помех N в данной задаче, как уже отмечалось, выступают неизвестные заранее значения целого числа периодов фазовых измерений. Один период фазы соответствует 19см. Шумы фазовых измерений имеют значительно меньший уровень. Наиболее вероятное значение N^* вектора целого числа периодов определялось в соответствии с (4). О безошибочности определения целого числа периодов говорит гладкость полученной траектории, а также отсутствие скачков в путевой скорости, рассчитанной по приращениям этой траектории, и отсутствие неоправданных изменений в относительной высоте (см. встроенные рисунки). Значительные изменения на графике путевой скорости и относительной высоты связаны не с ошибками, а с набором скорости и сопровождающимся проседанием точки расположения антенны.

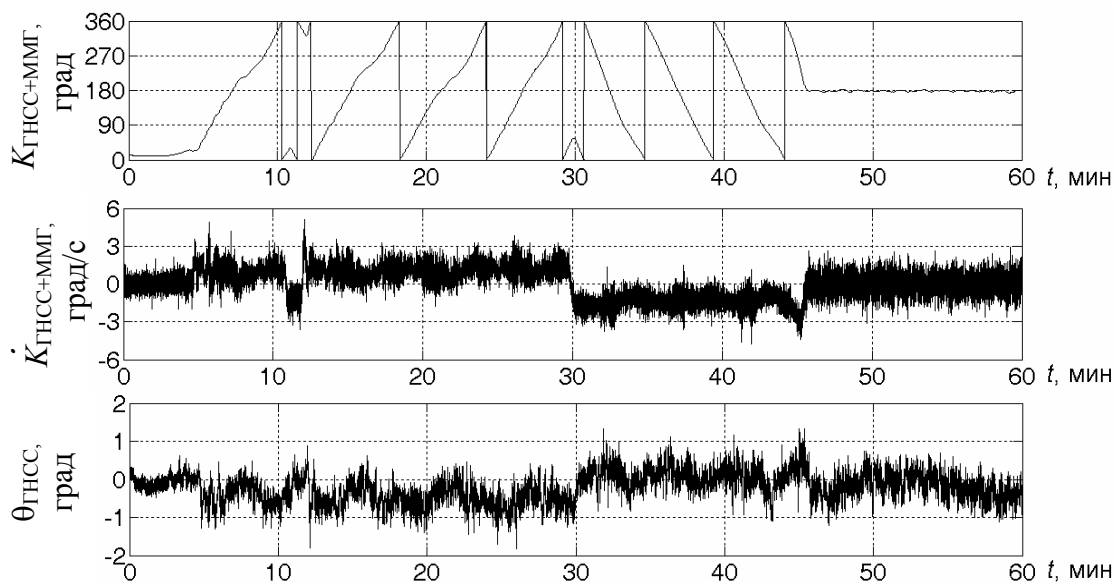


Рис. 3. Результаты определения ориентации циркулирующего судна.

Рис. 3 демонстрирует результаты применения предложенной методики для оценивания курса и качки судна по фазовым одночастотным измерениям ГНСС, поступающим с частотой 10Гц. Суть этой задачи состоит в том, что на борту судна устанавливается две или более антенн (в данном эксперименте использовались две антенны, установленные в поперечном направлении на расстоянии 3,4м). Измеряя фазы спутниковых сигналов и располагая информацией о расположении антенн в связанной с объектом системе координат можно определить углы ориентации объекта относительно географической системы координат. Для того чтобы придать инерционный характер этой задаче, в ней использовались данные микромеханического гироскопа (ММГ), измеряющего при отсутствии качки азимутальную угловую скорость. Основной эффект от применения гироскопа состоит в том, что он

позволяет сразу же однозначно определить недостающее целое число периодов фазовых измерений после перерывов в поступлении сигналов от спутников. Также гироскоп позволяет сгладить шумы фазовых измерений. Вектор состояния x включает относительные координаты двух установленных на судне антенн ΔX , ΔY , ΔZ вдоль географических осей. Из оценок этих координат формировались показания курса и бортовой качки. Наиболее вероятное значение N^* вектора целого числа периодов определялось в соответствии с (6). При этом в качестве дополнительного измерения (5) выступало приближенно известное расстояние между антеннами, т.е. $\zeta = |x| + \varepsilon$. На верхнем графике показана реализация курса $K_{\text{ГНСС+ММГ}}$, полученного в результате совместной обработки фазовых измерений и данных ММГ. Судно совершало циркуляцию в различных направлениях по траектории представленной на рис. 2. На втором графике показана угловая скорость $\dot{K}_{\text{ГНСС+ММГ}}$, вычисленная по приращениям комплексной оценки курса. Третий график демонстрирует бортовую качку $\theta_{\text{ГНСС}}$, рассчитанную по фазовым измерениям. Отсутствие скачков в $\dot{K}_{\text{ГНСС+ММГ}}$ и $\theta_{\text{ГНСС}}$ говорит о правильном определении вектора целого числа периодов фазовых измерений N с помощью разработанной методики. Перепады по угловой скорости и по бортовой качке связаны не с ошибками, а с изменением направления циркуляции судна.

Вторая глава посвящена многоальтернативному методу обнаружения и оценивания нарушений в информационно-измерительных системах (ИИС) с помощью расширенного фильтра Калмана (РФК).

Формулируемые в данной главе постановки задачи допускают, что полезные сигналы исключаются за счет избыточности информации, и вектор состояния описывает либо только ошибки ИИС, либо как ошибки ИИС, так и полезные сигналы. В любом случае речь далее идет об информационно-измерительном комплексе (ИИК).

Сначала анализируется упрощенная ситуация, когда факт появления нарушения в ИИК уже установлен и требуется выявить его источник и уровень. При этом считается невозможным наличие сразу нескольких нарушений. Также исключается возможность самоустранения нарушения. Рассмотрению подлежат случайные постоянные нарушения, аддитивно входящие в уравнения для n -мерного вектора состояния x_k и m -мерного вектора измерений z_k

$$x_k = \Phi_k x_{k-1} + w_k + B_k D(\gamma) \eta, \quad z_k = H_k x_k + L_k w_k + v_k + C_k D(\gamma) \eta. \quad (9)$$

Здесь $\eta = (\eta^1, \dots, \eta^N)^T$ – вектор всех возможных нарушений; $\Phi_k, B_k, H_k, C_k, L_k$ – известные матрицы; $D(\gamma)$ – диагональная матрица с диагональю, образованной из компонент вектора $\gamma = (\gamma^1, \dots, \gamma^N)^T$, принимающих значения 0 или 1 ($\gamma^i = 1$

передает наличие нарушения η^i в ИИК). При этом лишь одна из γ^i равна 1, а остальные – 0. Априорные вероятности нарушений $p^i = \mathbf{P}(\gamma^j = \delta_j^i, j = \overline{1, N})$, где δ_j^i – символ Кронекера, известны. Векторы x_0, w_k, v_k, η случайны и взаимно независимы друг от друга и от γ . Они имеют гауссовское центрированное распределение с известными ковариационными матрицами. Причем w_k, v_k образуют чисто-случайные последовательности.

Сопоставляя обобщенные для всех рассматриваемых в диссертации задач уравнения (1) с (9), нетрудно видеть, что роль ρ здесь играет вектор γ , передающий наличие нарушений и имеющий многоальтернативное стохастическое описание. Тогда как в качестве \mathfrak{Y} выступает случайный вектор η , компоненты которого характеризуют величину возможных нарушений. Последние слагаемые в (9) образуют функции F и G , фигурирующие в (1).

В задаче требуется вычислить апостериорные, т.е. условные по отношению к вектору накопленных на момент k измерений \bar{z}_k , вероятности нарушений $g_k^i = \mathbf{P}(\gamma^j = \delta_j^i, j = \overline{1, N} | \bar{z}_k)$, локализовать действующее нарушение, оценить его величину η^i , а также вектор состояния x_k с учетом влияния η^i . Оценки η^i и x_k позволяют компенсировать нарушение и устранить последствия его влияния до начала компенсации, т.е. восстановить ИИС с нарушением.

Классическая схема решения такой задачи требует реализации банка N ФК, каждый из которых с учетом (9) оценивает x_k совместно с одним из нарушений η^i в предположении, что именно оно действует в ИИК, т.е. $\gamma^j = \delta_j^i, j = \overline{1, N}$.

В противовес такому трудоемкому решению предлагается применить один РФК, оценивающий вектор состояния увеличенной размерности $\bar{x}_k = (x_k^T, \eta^T)^T$ в предположении, что в ИИК одновременно действуют все нарушения, т.е. $\gamma^j = 1$ для $j = \overline{1, N}$ и, как следствие, $D(\gamma) = E$. С точки зрения наблюдаемого процесса \bar{z}_k (см. (9)) события $\gamma^j = \delta_j^i, j = \overline{1, N}$ и $\gamma^j = 1, j = \overline{1, N}, \tilde{\eta}^i = 0$, где $\tilde{\eta}^i$ – вектор, образованный из η путем исключения η^i , эквивалентны. Опираясь на это обстоятельство, в диссертации получена формула для вычисления апостериорных вероятностей по результатам работы РФК

$$g_k^i \propto \sqrt{\prod_{j=1, N, j \neq i} \sigma_{\eta^j}^2 / |P_{\tilde{\eta}_k^*}^*|} \exp\left(-\frac{1}{2}(\hat{\tilde{\eta}}_k^{i*})^T (P_{\tilde{\eta}_k^*}^*)^{-1} \hat{\tilde{\eta}}_k^{i*}\right) p^i, \quad (10)$$

где $\sigma_{\eta^j}^2$ – априорная дисперсия η^j ; $\hat{\tilde{\eta}}_k^{i*}, P_{\tilde{\eta}_k^*}^*$ – оценка $\tilde{\eta}^i$ и ковариационная матрица ее ошибки, полученные РФК. Обоснована возможность получения

входящих в (10) $(P_{\tilde{\eta}_k^*}^*)^{-1}$ и $|P_{\tilde{\eta}_k^*}^*|$ с использованием экономического преобразования $(P_{\eta}^*)^{-1}$ и $|P_{\eta}^*|$. Оценка составного вектора $\chi_k^i = (x_k^T, \eta^i)^T$ и ковариационная матрица ее ошибки определяются по результатам РФК, скорректированным для случая $\tilde{\eta}^i = 0$.

Таким образом, на основе РФК без потери оптимальности вычисляются те же характеристики состояния ИИК, которые определяются с помощью банка ФК для отдельных нарушений. Преимущество предложенного метода достаточно очевидно: вместо N ФК, оценивающих $(n+1)$ -мерный вектор, применяется один РФК, оценивающий вектор размерности $n+N$. Чем выше размерность вектора состояния n , тем более существенное сокращение вычислительных затрат дает применение РФК. При малых n более экономичным может оказаться применение не одного, а нескольких РФК, каждый из которых предполагает действие своей группы нарушений.

Далее рассматривается более общая задача обнаружения, локализации и оценивания нарушений, предполагающая, что ИИК может находиться в номинальном состоянии – гипотеза $h^0: \gamma = 0$, либо в аномальном состоянии с

одним из N нарушений – гипотезы $h^i: \gamma^j = \delta_j^i, j = \overline{1, N}$. Кроме того, с известными вероятностями допускаются переходы $h^0 \rightarrow h^i, i = \overline{1, N}$ и обратно.

Традиционное решение такой задачи сводится к построению банка из $3N+1$ взаимодействующих друг с другом ФК для всех возможных переходов между гипотезами на двух соседних шагах решения (см. рис. 4, слева). При этом на каждом k -м шаге вычисляются апостериорные вероятности гипотез $g_k^0, g_k^i, i = \overline{1, N}$, а

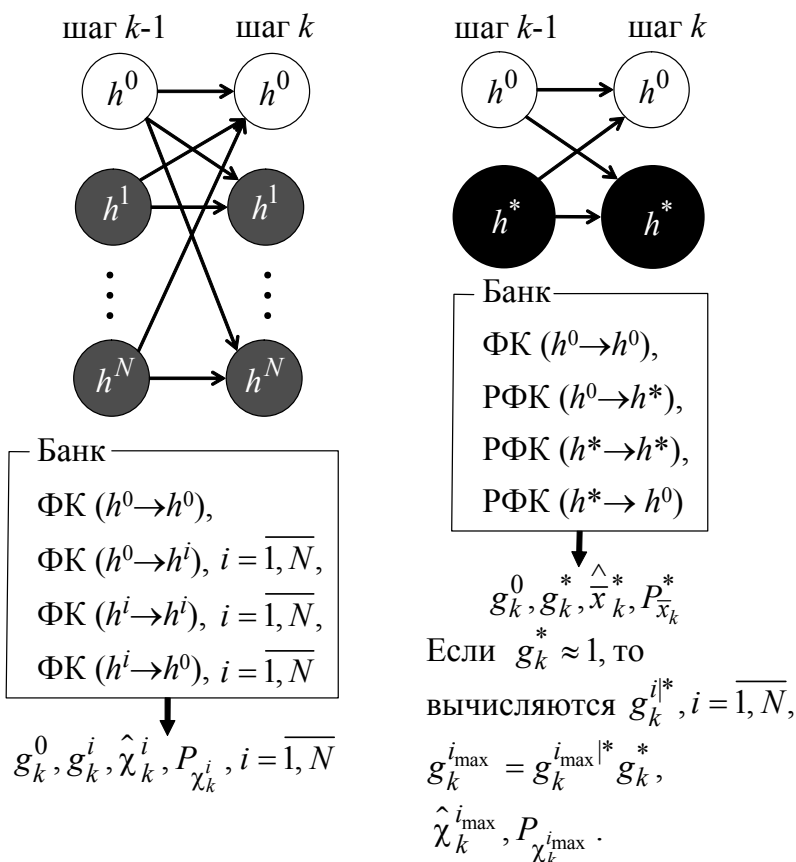


Рис. 4. Классическое решение на основе банка частных ФК (слева) и предлагаемое решение на основе РФК (справа).

также оценки векторов $\chi_k^i = (x_k^T, \eta^i)^T$ с соответствующими ковариационными матрицами для $i = \overline{1, N}$. Характеристики для полных цепочек переходов между состояниями здесь не определяются, так как их число с течением времени неограниченно увеличивается.

Следуя традиционной схеме взаимодействия между фильтрами, предлагается использовать РФК и ограничиться всего двумя гипотезами h^0, h^* . Гипотеза h^* предполагает наличие любой комбинации нарушений. Состав банка и процедура обработки результатов, вырабатываемых входящими в него четырьмя фильтрами, здесь существенно проще (см. рис. 4, справа).

При $g_k^* \approx 1$ с помощью (10) рассчитываются условные по отношению к h^* вероятности отдельных нарушений $g_k^{i|*} = \mathbf{P}(\gamma^j = \delta_j^i, j = \overline{1, N} | \bar{z}_k, h^*)$. Для нарушения $i = i_{\max}$ с наибольшей $g_k^{i|*}$ вычисляется безусловная апостериорная вероятность $g_k^i = \mathbf{P}(\gamma^j = \delta_j^i, j = \overline{1, N} | \bar{z}_k) = g_k^{i|*} g_k^*$, а при необходимости и оценка $\hat{\chi}_k^i$ с ковариационной матрицей ее ошибки $P_{\chi_k^i}$. Такая схему решения можно использовать и для нескольких составных гипотез $h^{1*}, h^{2*} \dots$ о нарушениях.

На рис. 5 сопоставлены результаты предлагаемого и классического методов на примере навигационного комплекса типа «Аппассионата ЭКМ.1», включающего две платформенные ИНС, демпфированные по данным относительного лага. Помимо гипотезы h^0 об отсутствии нарушений в расчет принимаются гипотезы о нарушениях в уходах гироскопов $\omega_{x_1}, \omega_{y_1}, \omega_{x_2}, \omega_{y_2}$ и смещениях нуля акселерометров $a_{x_1}, a_{y_1}, a_{x_2}, a_{y_2}$ с горизонтальными осями чувствительности первой и второй ИНС, а также нарушение в уходе азимутального гироскопа ω_z одной из двух ИНС. В качестве измерений использованы производные разностей показаний горизонтальных составляющих скорости и курса от первой и второй ИНС. В этом примере число измерений $m=3$, число нарушений $N=9$, размерность вектора состояния для гипотез $h^i, i = \overline{1, 9}$ о нарушениях $n=6$. При использовании РФК наиболее эффективным оказывается следующее распределение нарушений по гипотезам: гипотеза h^{1*} отвечает за нарушения $\omega_{x_1}, \omega_{y_1}, \omega_{x_2}, \omega_{y_2}$, h^{2*} - за $a_{x_1}, a_{y_1}, a_{x_2}, a_{y_2}$; h^{3*} - за ω_z .

В данном примере для второй ИНС промоделировано нарушение в уходе гироскопа с горизонтальной осью чувствительности x на 0,2град/ч при номинальном уровне ухода 0,01град/ч. Судя по графику апостериорных

вероятностей, метод на основе РФК позволяет выявить промоделированное нарушение ω_{x_2} лишь с немного бóльшим запаздыванием, чем классический метод. Необходимые для восстановления ИНС оценка нарушения ω_{x_2} и оценки дополнительных ошибок географической вертикали и скорости, порожденные ω_{x_2} , для обоих методов практически совпадают. Хотя размерность вектора состояния $n=6$ здесь не велика, объем вычислений для реализации метода на основе РФК в 4 раза меньше по сравнению с классическим методом.

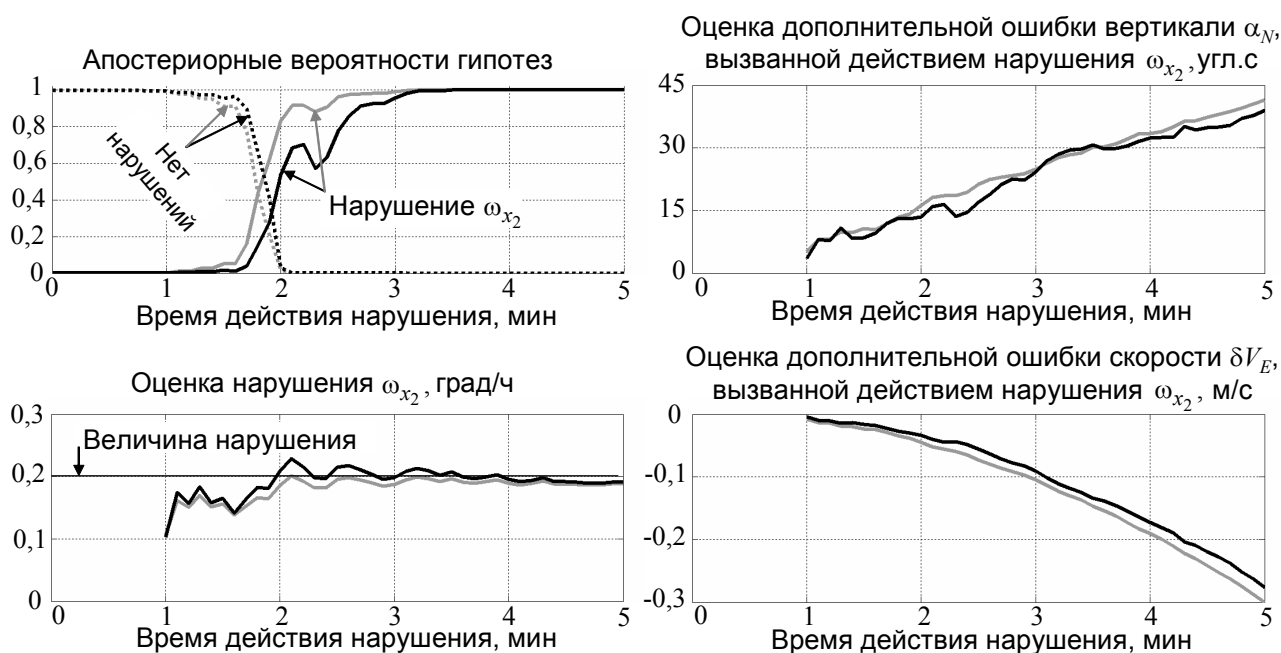


Рис. 5. Результаты, полученные с применением РФК (черные линии) и результаты классического решения (серые линии).

Помимо моделирования проводилась также экспериментальная проверка предложенного экономичного метода с использованием записанных на стенде реальных данных ИНС «Дельта». Ее результаты подтвердили сопоставимость классического и предложенного методов как с точки зрения задержки в определении типа нарушения, так и по точности вырабатываемых оценок.

Третья глава посвящена методу обнаружения и оценивания аномальных ошибок измерений с использованием их многоальтернативных моделей на ограниченном интервале времени.

В настоящей главе речь идет об ИИК, включающем N ИИС. Требуется обнаружить возникающие в них под действием нарушений аномальные ошибки, не учитываемые в штатных алгоритмах комплексной обработки, и выработать поправки, компенсирующие их влияние. Предполагается, что номинальные ошибки ИИС описываются с помощью стохастических моделей. Допускается возможность появления аномальных ошибок в показаниях только одной ИИС. Исходя из этого, в задаче рассматривается гипотеза h^0 о

номинальном состоянии ИИК и N гипотез $h^i, i = \overline{1, N}$ о нарушениях в какой-либо ИИС.

Формально такая задача аналогична представленной выше задаче обнаружения и оценивания нарушений на основе их многоальтернативного стохастического описания. Отличие состоит в том, что здесь модели возможных нарушений не определены, но известна стохастическая многоальтернативная модель появления аномальных ошибок в ИИК, т.е. имеются априорные вероятности состояний ИИК $p^i = \mathbf{P}(h^i), i = \overline{0, N}$ и переходов между ними $q^{00} = \mathbf{P}(h_{k-1}^0 \rightarrow h_k^0), q^{i0} = \mathbf{P}(h_{k-1}^i \rightarrow h_k^0), q^{0i} = \mathbf{P}(h_{k-1}^0 \rightarrow h_k^i), q^{ii} = \mathbf{P}(h_{k-1}^i \rightarrow h_k^i), i = \overline{1, N}$. Важно отметить, что в задаче выполняется локализация аномальных ошибок только в смысле определения ИИС, в показаниях которой она присутствует, источник возникновения этих ошибок, т.е. тип порождающего их нарушения, здесь не выявляется. Из избыточных показаний ИИС формируются их комбинации, где исключаются неизвестные полезные сигналы (инвариантный подход). Эти комбинации и используются в качестве измерений z_k .

С целью описания аномальных ошибок ИИС используется полиномиальная модель, позволяющая на ограниченном интервале времени адекватно передать поведение ошибок, вызванных нарушением общего вида, без конкретизации причин его возникновения (это могут быть скачки, тренды, гармоники, и т.д.). Для гипотезы h^0 используются вектор состояния x_k , описывающий номинальные ошибки ИИС, либо их разности, входящие в измерения z_k . Для каждой из гипотез $h^i, i = \overline{1, N}$ вводится расширенный вектор состояния $\bar{x}_k^i = (x_k^T, \bar{\eta}_k^i)^T$, включающий помимо x_k подвектор $\bar{\eta}_k^i$, который в соответствии с полиномиальной моделью служит для описания аномальных ошибок i -й ИИС. Компонентами $\bar{\eta}_k^i$ являются сами аномальные ошибки, а также их производные. Важно, что введенная модель аномальных ошибок не содержит в явном виде неизвестный момент их появления.

Полагаясь на введенные модели номинальных и аномальных ошибок и априорные вероятности состояний ИИК $p^i, i = \overline{0, N}$ и переходов между ними $q^{00}, q^{i0}, q^{0i}, q^{ii}, i = \overline{1, N}$, получаем типичную байесовскую задачу многоальтернативного оценивания. Она решается с помощью банка ФК, настроенных на конкретные переходы между гипотезами. При этом определяются апостериорные вероятности гипотез о состоянии ИИК $g_k^i = \mathbf{P}(h^i | \bar{z}_k), i = \overline{0, N}$ и если $g_k^i \approx 1$ для некоторого $i > 0$, то вырабатывается

вектор оценок $\hat{\eta}_k$ аномальных ошибок в i -й ИИС. Существенно, что применение полиномиальной модели для описания аномальных ошибок в банке ФК допускает возможность их скачкообразного появления и самоустранения.

Полиномиальная модель аномальных ошибок может быть адекватной лишь на некотором ограниченном интервале времени T . Для решения задачи на сколь угодно большом времени можно регулярно с периодом T обновлять полиномиальную модель аномальных ошибок путем перезапуска банка ФК. Но при перезапуске апостериорные вероятности и оценки не смогут сразу достоверно отражать реальное состояние ИИС из-за переходных процессов.

Чтобы преодолеть этот недостаток предлагается использовать два параллельно действующих банка ФК, которые периодически перезапускаются с разницей во времени, равной $T/2$ их непрерывного

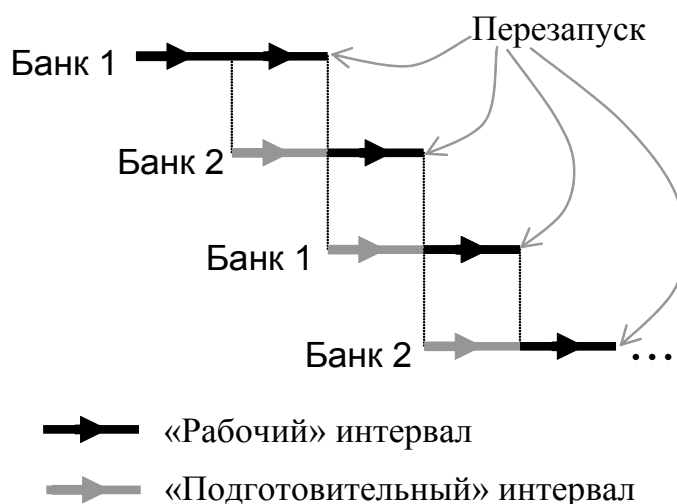


Рис. 6. Временная диаграмма работы банков ФК.

функционирования (см. рис. 6). По структуре оба банка ФК идентичны. Для принятия решения о наличии аномальной ошибки и выработки оценки, компенсирующей ее влияние, используется тот банк, который отработал более половины времени после перезапуска. Это «рабочий» интервал действия банка. На начальном «подготовительном» интервале после перезапуска результаты банка не участвуют в формировании окончательного решения. Такая схема позволяет всегда иметь результаты работы одного из банков без переходных процессов, возникающих после перезапуска (за исключением начального этапа решения).

При выборе порядка полиномиальной модели аномальных ошибок целесообразно руководствоваться объемом вычислительных затрат, на реализацию метода. В то время как интервал T , на котором полиномиальная модель может быть эффективно использована, нужно определять, исходя из наиболее высокочастотного варианта аномальной ошибки.

Достоинства представленного метода решения проиллюстрированы на рис. 7. Здесь предполагается, что в некоторый момент времени появилась аномальная ошибка в i -й ИИС. В этом случае первый банк вырабатывает повышенную апостериорную вероятность g^i наличия аномальной ошибки. Если использовать только один этот банк, то после его перезапуска получится

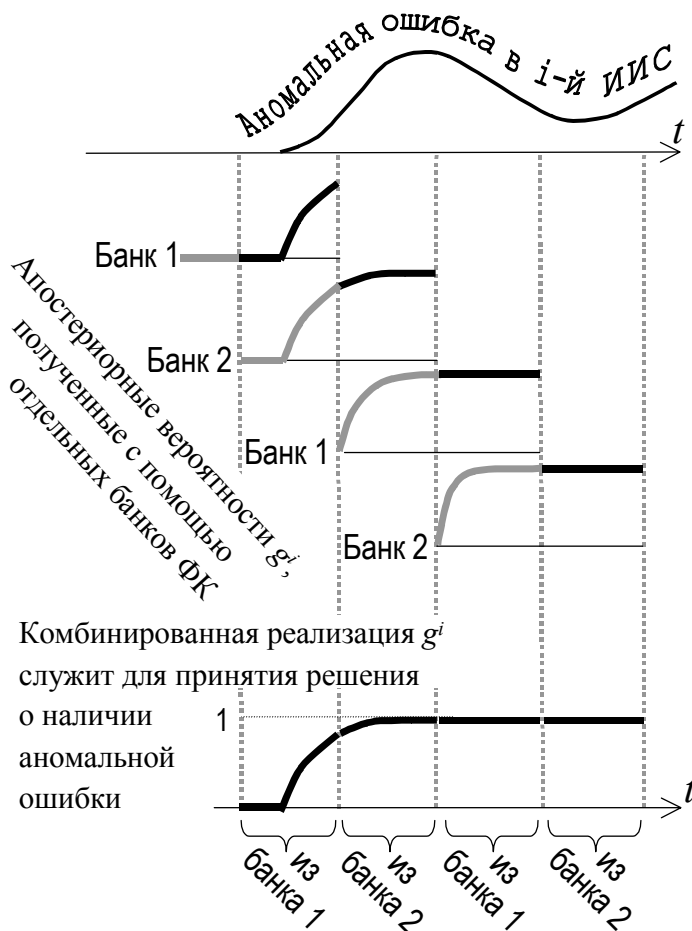


Рис. 7. Комбинирование результатов двух банков ФК.

изломанная реализация вероятности g^i , которая не позволит уверенно судить о наличии аномальной ошибки в i -й ИИС. Оценка аномальной ошибки при использовании одного банка ФК также не может быть удачно использована для компенсации из-за ее недостаточной точности после перезапуска. Второй банк подменяет первый на начальном этапе его еще не вполне эффективной работы. К моменту начала использования второго банка он уже отработал половину цикла и поэтому вырабатывает более надежные и точные результаты. После окончания рабочего цикла второго банка он, в свою очередь, уступает место первому банку в процедуре формирования окончательного

результата. Таким образом, решение формируется на основе малочувствительных к переключениям реализаций апостериорных вероятностей и оценок, позволяющих своевременно и адекватно реагировать на появление и изменение аномальной ошибки.

Ниже представлены экспериментальные данные, подтверждающие эффективность предложенного подхода применительно к навигационному комплексу типа «Ладога-11430» из трех платформенных ИНС, постоянно корректируемых по координатам и скорости от ГНСС. В данном случае нарушения в ИНС практически не влияют на точность выработки в ней координат и скорости, которые почти повторяют данные ГНСС. В то же время, курс, вырабатываемый ИНС, подвержен действию нарушений. В связи с этим возникает задача компенсации действия нарушения в показаниях курса корректируемой ИНС. В качестве измерений использовались две разности показаний курсов от имеющихся трех ИНС. Номинальные курсовые ошибки корректируемых ИНС представлялись в виде марковских процессов 1-го порядка. Для описания аномальных ошибок применялась полиномиальная модель 3-го порядка. Период T перезапуска банков ФК составляет 5ч. Для

эксперимента использовались реальные данные ИНС, записанные на стенде с имитацией рысканья, качек и циркуляции.

На рис. 8 показаны составляющие курсовой ошибки ИНС, связанные с действием различных типов нарушений, а также поправки на эти ошибки, полученные с помощью предложенного метода. Колебательная составляющая ошибки при нарушении в гироскопе с горизонтальной осью чувствительности (верхний график) вызвана модуляционным вращением платформы ИНС с периодом 5ч. Как видно из графиков, предложенный метод обеспечивает своевременное обнаружение аномальной ошибки и ее компенсацию с точностью на уровне номинальных ошибок - 2угл мин. Причем происходящие каждые 2,5ч переходы с одного банка ФК на другой не сказываются заметно на величине поправки. Важно подчеркнуть, что предложенный метод, обходясь очень простой полиномиальной моделью аномальной ошибки, эффективен для разнообразных видов нарушений.

Альтернативой решения задачи обнаружения и компенсации аномальных ошибок для комплекса из трех и более ИИС является использование медианы показаний. Однако такой способ неэффективен в случае последовательного возникновения нарушений в разных системах. Предложенный метод позволяет восстановить ИИС с нарушением и использовать ее для дальнейшего контроля аномалий в остальных системах.

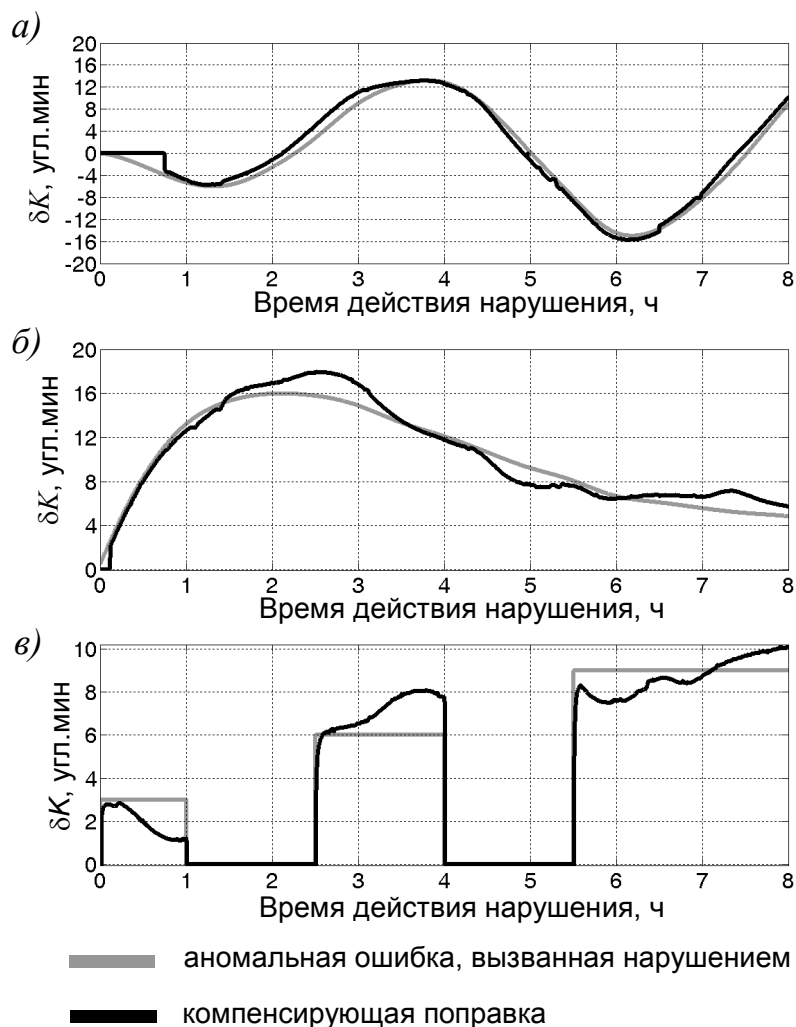


Рис. 8. Результаты стендовых испытаний с имитацией нарушений:

- а) линейного тренда ухода гироскопа с горизонтальной осью чувствительности $0,06 \text{град/ч}^2$;
- б) скачкообразного изменения ухода азимутального гироскопа на $0,3 \text{град/ч}$;
- в) скачкообразных изменений ошибки курса.

Четвертая глава посвящена методу оценивания сигналов при неполном стохастическом описании. Это второй из рассматриваемых в диссертации типов неопределенности моделей. Предлагаемый здесь метод основан на кусочно-полиномиальном представлении нестохастического сигнала с учетом ограничений и непрерывной дифференцируемости.

Предполагается, что подлежащий оцениванию полезный сигнал порождается некоторой безразмерной скалярной функцией $\rho(t)$ и представляет собой l -мерный вектор $\bar{\theta}(t) = (\theta(t)^T, c(t)\rho(t))^T$, где $(l-1)$ -мерный вектор $\theta(t)$ описывается дифференциальным уравнением

$$\dot{\theta}(t) = M(t)\theta(t) + L(t)\rho(t), \quad \theta(0) = \theta_0. \quad (11)$$

Здесь функция $c(t)$ и матрицы $M(t), L(t)$ известны, а начальное условие θ_0 - неизвестно. Функция $\rho(t)$ непрерывно дифференцируема. Для нее и ее производной справедливы ограничения

$$|\rho(t)| \leq 1, \quad |\dot{\rho}(t)| \leq \bar{\rho}. \quad (12)$$

Допускается любая размерность $\bar{\theta}$, в том числе $l=1$, когда $\bar{\theta}(t) = c(t)\rho(t)$.

В задаче требуется получить оценки значений $\bar{\theta}$ для моментов времени $t_k = k \Delta t$ (Δt - интервал дискретности) по набору m -мерных измерений вида

$$z_k = C_k \bar{\theta}(t_k) + H_k x_k + v_k, \quad (13)$$

где x_k - n -мерный вектор, описывающий коррелированные во времени помехи с помощью стохастической модели

$$x_k = \Phi_k x_{k-1} + w_k;$$

C_k, H_k, Φ_k - известные матрицы; v_k, w_k - чисто-случайные последовательности; x_0, v_k, w_k представляют собой взаимно независимые гауссовские векторы с нулевым средним и известными ковариационными матрицами. Отметим, что первое слагаемое в (13) представляет собой функцию G в уравнении (1) для вектора измерений, общем для всех рассматриваемых в диссертации задач. При этом в качестве аргумента \mathfrak{Z} этой функции выступает неизвестное начальное условие θ_0 .

Для определенности рассматривается задача сглаживания $\bar{\theta}(t_k)$ по реализации \bar{z} измерений z_i как для $i \leq k$, так и для $i > k$.

Для того чтобы формализовать исходную постановку задачи, она дополняется допущениями в отношении $\rho(t)$, которые позволяют воспользоваться известными методами стохастического оценивания, не входя в противоречие с заданными по условию задачи свойствами $\rho(t)$.

Предполагается, что для интервалов времени $[t^{(s-1)}, t^{(s)}]$, где $t^{(s)} = sT$, $s = 1, 2, \dots$ - номер интервала, T - его длительность, для функции $\rho(t)$ справедливо полиномиальное представление

$$\rho(t) = b_0^{(s)} + b_2^{(s)}(t - t^{(s-1)})/T + (b_1^{(s)} - b_0^{(s)} - b_2^{(s)})(t - t^{(s-1)})^2/T^2. \quad (14)$$

При этом $b_0^{(s+1)}, b_2^{(s+1)}$ связаны с коэффициентами на предыдущем интервале соотношениями

$$b_0^{(s+1)} = b_1^{(s)}, \quad b_2^{(s+1)} = 2b_1^{(s)} - 2b_0^{(s)} - b_2^{(s)}. \quad (15)$$

Соблюдение (15) для каждого s обеспечивает непрерывность функции $\rho(t)$ и ее производной на всей временной оси, в том числе, на границах интервалов. Поскольку непрерывная дифференцируемость $\rho(t)$ соблюдается независимо от значения коэффициента $b_1^{(s+1)}$, предполагается, что этот коэффициент не связан с коэффициентами на предыдущих интервалах, и его значения образуют чистослучайную последовательность.

Представление функции $\rho(t)$ в виде (14) позволяет свести задачу оценивания вектора $\bar{\theta}(t)$, порождаемого $\rho(t)$, к оценке полиномиальных коэффициентов и (в случае $l > 1$) начального условия θ_0 . Причем, в свете соотношений (15) на S интервалах оцениванию подлежат только $2+S$ независимых коэффициента $b_0^{(1)}, b_2^{(1)}$ и $b_1^{(s)}, s = \overline{1, S}$.

Важно отметить, что полиномы второго порядка являются минимально достаточными для соблюдения заданных в задаче свойств функции $\rho(t)$. Так, в случае представления $\rho(t)$ с помощью полиномов первого порядка (кусочно-линейной функции) $\dot{\rho}(t)$ имеет разрывы на границах интервалов. Полиномы же третьего и более высоких порядков избыточны, имея сразу несколько «свободных» коэффициентов, связь которых с коэффициентами на предыдущем интервале по условию задачи никак не регламентируется.

Длительность T интервала полиномиального представления выбирается так, чтобы она обеспечивала достаточно точную аппроксимацию наиболее динамичного варианта поведения функции $\rho(t)$. В то же время, длительность T не должна быть слишком малой, поскольку укорачивание интервалов влечет за собой увеличение числа оцениваемых полиномиальных коэффициентов.

В качестве критерия в данной задаче используется функция правдоподобия измерений \bar{z} относительно вектора $\bar{b}^{(S)} = (b_0^{(1)}, b_2^{(1)}, b_1^{(1)}, \dots, b_1^{(S)})^T$ и θ_0 (для задачи с многомерным полезным сигналом $\bar{\theta}(t)$). В этом случае задача сводится к определению значений

$$(\bar{b}^{*(S)}, \theta_0^*) = \arg \max_{\bar{b}^{(S)} \in \mathbb{B}^{(S)}, \theta_0} f(\bar{z} | \bar{b}^{(S)}, \theta_0). \quad (16)$$

где $\mathbb{B}^{(S)}$ - область, включающая те и только те значения вектора $\bar{b}^{(S)}$, при которых для $\rho(t)$ и $\dot{\rho}(t)$ с учетом (14), (15) выполняются неравенства (12).

Показано, что значения (16) могут быть получены в два этапа. На первом этапе с помощью ФК по измерениям \bar{z} с учетом уравнений (11), (13), но без соблюдения ограничений (12), формируются оценки $\hat{b}^{(S)}$, $\hat{\theta}_0$ и ковариационная матрица их ошибок. На втором этапе эти предварительные оценки уточняются с учетом ограничений (12)

$$\bar{b}^{*(S)} = \arg \min_{\bar{b}^{(S)} \in \mathbb{B}^{(S)}} \left(\bar{b}^{(S)} - \hat{b}^{(S)} \right)^T P_{\bar{b}^{(S)}}^{-1} \left(\bar{b}^{(S)} - \hat{b}^{(S)} \right), \quad \theta_0^* = \check{\theta}_0(\bar{b}^{*(S)}), \quad (17)$$

где $P_{\bar{b}^{(S)}}$ - полученная на первом этапе ковариационная матрица ошибки оценки $\hat{b}^{(S)}$; $\check{\theta}_0(\bar{b}^{*(S)})$ - условная по отношению к $\bar{b}^{(S)} = \bar{b}^{*(S)}$ оценка θ_0 , рассчитанная исходя из результатов оценивания $\bar{b}^{(S)}$, θ_0 на первом этапе.

Центральное место в решении поисковой задачи (17) занимает нетривиальная проблема определения области $\mathbb{B}^{(S)}$ в аналитической форме. Именно для того, чтобы облегчить ее решение, функция $\rho(t)$ представлена не совсем в обычном виде (14), где при $(t - t^{(s-1)})^2$ фигурирует составной коэффициент. В работе получено следующее определение области $\mathbb{B}^{(S)}$ из $(S+2)$ -мерного множества \mathbb{R}^{S+2} действительных значений $\bar{b}^{(S)}$, при которых $\rho(t)$ удовлетворяет заданным условиям:

$$\mathbb{B}^{(S)} = \left\{ \bar{b}^{(S)} \in \mathbb{R}^{S+2} \mid \xi_i(\bar{b}^{(S)}) \leq 0, i = \overline{1, S+2} \right\}. \quad (18)$$

Здесь $\xi_i(\cdot)$ - нелинейные функции вида

$$\xi_1(\bar{b}^{(S)}) = \left| b_2^{(1)} \right| - \delta, \quad \xi_2(\bar{b}^{(S)}) = \left| b_0^{(1)} \right| - 1 + \frac{(b_2^{(1)})^2}{2(\delta + |b_2^{(1)}|)}, \quad \delta = \bar{\rho}T,$$

$$\xi_i(\bar{b}^{(S)}) = \left| b_1^{(i-2)} - \bar{\beta}(b_{02}^{(i-2)}) \right| - \Delta\beta(b_{02}^{(i-2)}), \quad i = \overline{3, S+2},$$

$$\bar{\beta}(b_{02}^{(s)}) = \frac{\beta_{\max}(b_{02}^{(s)}) + \beta_{\min}(b_{02}^{(s)})}{2}, \quad \Delta\beta(b_{02}^{(s)}) = \frac{\beta_{\max}(b_{02}^{(s)}) - \beta_{\min}(b_{02}^{(s)})}{2},$$

$b_{02}^{(s)}$ - вектор, состоящий из коэффициентов $b_0^{(s)}, b_2^{(s)}$, связанных с $b_0^{(1)}, b_2^{(1)}, b_1^{(1)}, \dots, b_1^{(s)}$ рекуррентными соотношениями (15); $\beta_{\max}(b_{02}^{(s)})$,

$\beta_{\min}(b_{02}^{(s)})$ соответственно верхняя и нижняя границы коэффициента $b_1^{(s)}$, которые определяются по правилам

$$\beta_{\max}(b_{02}) = \begin{cases} \beta_{\max}^I(b_{02}), & \text{при } b_2 \leq 2(1-b_0) - \frac{3}{2}\delta; \\ \beta_{\max}^{II}(b_{02}), & \text{при } 2(1-b_0) - \frac{3}{2}\delta < b_2 \leq 2(1-b_0); \\ \beta_{\max}^{III}(b_{02}), & \text{при } b_2 > 2(1-b_0); \end{cases} \quad (19)$$

$$\beta_{\min}(b_{02}) = \begin{cases} \beta_{\min}^I(b_{02}), & \text{при } b_2 \geq -2(1+b_0) + \frac{3}{2}\delta; \\ \beta_{\min}^{II}(b_{02}), & \text{при } -2(1+b_0) \leq b_2 < -2(1+b_0) + \frac{3}{2}\delta; \\ \beta_{\min}^{III}(b_{02}), & \text{при } b_2 < -2(1+b_0); \end{cases} \quad (20)$$

$$\beta_{\max}^I(b_{02}) = b_0 + \frac{b_2 + \delta}{2}, \quad \beta_{\min}^I(b_{02}) = b_0 + \frac{b_2 - \delta}{2}, \quad (21)$$

$$\beta_{\max}^{II}(b_{02}) = 1 - \frac{1}{8} \left[3 \left(2(1-b_0) - b_2 + \frac{\delta}{3} \right) - \sqrt{(2(1-b_0) - b_2 + 3\delta)^2 - 8\delta^2} \right], \quad (22)$$

$$\beta_{\min}^{II}(b_{02}) = \frac{1}{8} \left[3 \left(2(1+b_0) + b_2 + \frac{\delta}{3} \right) - \sqrt{(2(1+b_0) + b_2 + 3\delta)^2 - 8\delta^2} \right] - 1,$$

$$\beta_{\max}^{III}(b_{02}) = 1 - \left(\frac{b_2}{2\sqrt{1-b_0}} - \sqrt{1-b_0} \right)^2, \quad \beta_{\min}^{III}(b_{02}) = \left(\frac{b_2}{2\sqrt{1+b_0}} + \sqrt{1+b_0} \right)^2 - 1. \quad (23)$$

С помощью (18)-(23) ограничения на полиномиальные коэффициенты накладываются последовательно: сначала на $b_2^{(1)}$, потом на $b_0^{(1)}, b_1^{(1)}, b_1^{(2)}$ и т.д. до $b_1^{(s)}$. При этом подкоренные выражения в (22), (23) всегда положительны.

Отметим, что при $\bar{b}^{(s)} \in \mathbb{B}^{(s)}$ коэффициенты b_0, b_2 для первого и всех последующих интервалов оказываются заключенными в бочкообразную область, изображенную на рис. 9. На этом же рисунке отмечены зоны ответственности функций $\beta_{\max}^j(b_{02})$, $j = I, II, III$ за верхнюю границу коэффициента b_1 . Распределение зон для нижних границ $\beta_{\min}^j(b_{02})$, $j = I, II, III$ коэффициента b_1 имеет вид, являющийся отображением зон для верхних границ справа налево и сверху вниз.

Благодаря определению области $\mathbb{B}^{(s)}$ с помощью аналитических выражений (18)-(23) задача получения наиболее правдоподобной оценки вектора $\bar{b}^{(s)}$

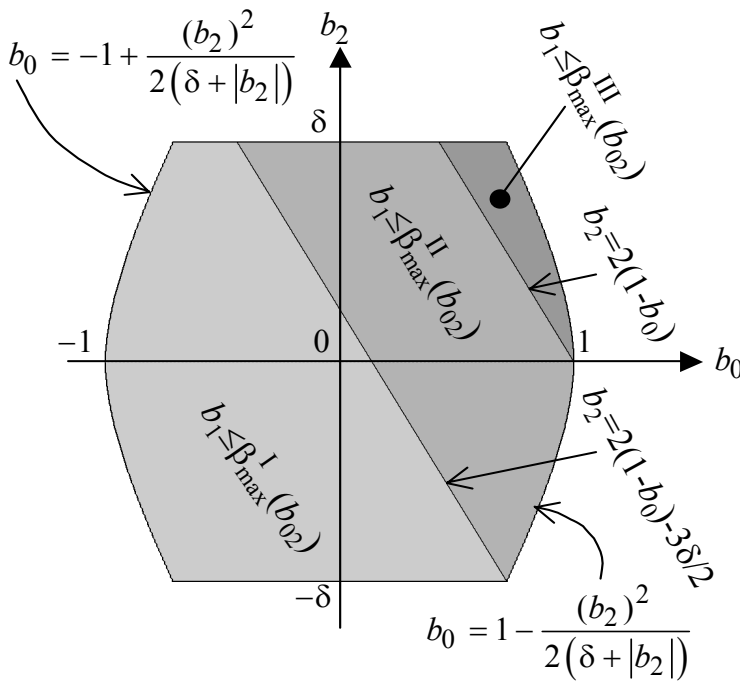


Рис. 9. Область значений b_0, b_2 и определение верхней границы для b_1 для всех $s = \overline{1, S}$.

и оценки полезного сигнала $\theta(t)$, пользуясь θ_0^* и уравнением (11). Поскольку функции $\rho(t)$ и $\theta(t)$ полностью определяются коэффициентами, входящими в $\bar{b}^{(S)}$, и начальным условием θ_0 , то рассчитанные с использованием наиболее правдоподобных оценок $\bar{b}^{*(S)}$, θ_0^* значения полезного сигнала $\bar{\theta}(t) = (\theta(t)^T, c(t)\rho(t))^T$ также соответствуют критерию максимального правдоподобия.

Таким образом, представленный метод оценивания позволяет обоснованно использовать детерминированную информацию о полезном сигнале: непрерывную дифференцируемость и ограничения на величину сигнала и его производную, наряду со стохастическим описанием помех измерений. Предложенная кусочно-полиномиальная модель нестохастического сигнала, с одной стороны, обеспечивает его качественное локальное описание с соблюдением заданных ограничений, а, с другой, передает необходимую при непрерывной дифференцируемости взаимосвязь локальных участков.

Пятая глава посвящена анализу точности оценивания сигналов при использовании предложенной в четвертой главе кусочно-полиномиальной модели с соблюдением ограничений и непрерывной дифференцируемости.

В настоящей главе в обозначении вектора $\bar{b}^{(S)}$ коэффициентов полиномиального представления функции $\rho(t)$ для упрощения записи опускается индекс S . Трактую \bar{b} как случайный вектор, распределенный

(см. (17)) приобретает конкретные очертания. Для ее решения могут быть использованы стандартные методы условной оптимизации.

После вычисления вектора оценок независимых коэффициентов $\bar{b}^{*(S)}$ с помощью (15) определяются оценки недостающих коэффициентов $b_0^{(s)}, b_2^{(s)}$ для $s = \overline{2, S}$, затем по формуле (12) рассчитываются соответствующие оценки функции $\rho(t)$, а в случае $l > 1$

равномерно в области $\mathbb{B}^{(S)}$, а начальное условие θ_0 для полезного сигнала как случайный вектор с бесконечными дисперсиями компонент, в качестве меры точности оценки полезного сигнала $\bar{\theta}(t) = \left(\theta(t)^T, c(t)\rho(t) \right)^T$ используются апостериорные (условные по отношению к реализации измерений \bar{z}) значения среднеквадратических ошибок (СКО) оценивания. Значения СКО определяются без учета погрешностей кусочно-полиномиальной аппроксимации (14).

Напомним, что при оценивании полезного сигнала вектор \bar{b} коэффициентов кусочно-полиномиального представления $\rho(t)$ и начальное условие θ_0 рассматривались как неизвестные параметры, и для них не вводилась плотность распределения вероятности. Используемая здесь стохастическая интерпретация \bar{b} и θ_0 служит исключительно для того, чтобы охарактеризовать точность полученных оценок с помощью СКО. При этом нельзя не отметить, что наиболее правдоподобные оценки θ_0^*, \bar{b}^* , вообще говоря, не должны обеспечивать минимум СКО. Тем не менее, отдавая себе в этом отчет, в качестве меры точности полученных оценок полезного сигнала $\bar{\theta}(t)$ решено воспользоваться такой распространенной характеристикой как СКО.

С учетом выражений (11), (14) СКО оценивания полезного сигнала $\bar{\theta}(t)$ на любой момент времени нетрудно получить в результате линейного преобразования ковариационной матрицы ошибок

$$\left(\begin{array}{c|c} P_{\bar{b}}^* & P_{\bar{b}, \theta_0}^* \\ \hline (P_{\bar{b}, \theta_0}^*)^T & P_{\theta_0}^* \end{array} \right) = \int_{\mathbb{B}^{(S)}} \left[\int_{-\infty}^{\infty} \begin{pmatrix} \bar{b} - \bar{b}^* \\ \theta_0 - \theta_0^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \bar{b} - \bar{b}^* \\ \theta_0 - \theta_0^* \end{pmatrix}^T f(\theta_0 | \bar{b}, \bar{z}) d\theta_0 \right] f(\bar{b} | \bar{z}) d\bar{b}. \quad (24)$$

Входящая в (24) плотность $f(\theta_0 | \bar{b}, \bar{z})$ является гауссовской. Ее параметры определяются по оценкам $\hat{\bar{b}}, \hat{\theta}_0$ и соответствующей ковариационной матрице, полученным с помощью ФК (первый этап решения, предложенного в четвертой главе). Плотность $f(\bar{b} | \bar{z})$ для $\bar{b} \in \mathbb{B}^{(S)}$ с точностью до нормировки определяется как $f(\bar{b} | \bar{z}) \propto \exp\left(-\frac{1}{2}(\bar{b} - \hat{\bar{b}})^T P_{\bar{b}}^{-1}(\bar{b} - \hat{\bar{b}})\right)$. Гауссовость $f(\theta_0 | \bar{b}, \bar{z})$ обеспечивает аналитическое вычисление интеграла по θ_0 .

Для вычисления в (24) интеграла по \bar{b} применяется метод сеток, который в данном случае базируется на представлении плотности $f(\bar{b} | \bar{z})$ в виде

$$f(\bar{b} | \bar{z}) = \sum_{i=1}^M w^{<i>} \delta(\bar{b} - \bar{b}^{<i>}),$$

где $\bar{b}^{<i>}$ - узлы сетки значений вектора \bar{b} ; $<i>$ - номер узла; $w^{<i>} \propto \exp\left(-\frac{1}{2}(\bar{b}^{<i>} - \hat{b})^T P_b^{-1}(\bar{b}^{<i>} - \hat{b})\right)$ - веса, пропорциональные значениям $f(\bar{b} | \bar{z})$ при $\bar{b} = \bar{b}^{<i>}$; $\delta(\cdot)$ - дельта-функция.

Непосредственный перебор всех узлов $\bar{b}^{<i>} \in \mathbb{B}^{(S)}$ оказывается чрезмерно трудоемким. Поэтому для вычисления ковариационной матрицы (24) используются значения \bar{b} , удовлетворяющие двойному требованию

$$\bar{b}^{<i>} \in \mathbb{B}^{(S)} \cap (\bar{b}^{<i>} - \hat{b})^T P_b^{-1}(\bar{b}^{<i>} - \hat{b}) \leq \bar{q}, \quad (25)$$

где \bar{q} - заранее заданный порог. Согласно (25) из области $\mathbb{B}^{(S)}$ отбираются только те узлы $\bar{b}^{<i>}$, веса которых $w^{<i>}$ существенно отличны от 0.

В работе предложена эффективная в вычислительном отношении процедура отбора узлов $\bar{b}^{<i>}$ в области (25). В ее основу положена представленная в первой главе процедура отбора значений вектора N с целочисленными компонентами в области $(N - \hat{N})^T P_N^{-1}(N - \hat{N}) \leq \bar{q}$. В данной задаче она модифицирована с учетом первой части требования (24).

При значительном числе интервалов S кусочно-полиномиального представления функции $\rho(t)$ для вычисления ковариационной матрицы (24) применяется упрощенная скользящая схема. Ее смысл заключается в том, что ограничения (12) учитываются не на всем времени решения задачи $[0; ST]$, а на более коротком отрезке $\tilde{\tau} = [t^{(s-1)}; t^{(s+\tilde{S}-1)}]$, включающем интервал $[t^{(s-1)}; t^{(s)}]$ кусочно-полиномиального представления функции $\rho(t)$, для которого вычисляется СКО. Отрезки $\tilde{\tau}$ состоят из фиксированного числа $\tilde{S} \geq 1$ элементарных интервалов $[t^{(s-1)}; t^{(s)}]$ кусочно-полиномиального представления функции $\rho(t)$. Следствием учета ограничений на скользящем отрезке $\tilde{\tau}$ является негладкий характер зависимости расчетных значений СКО от времени. Однако ввиду вспомогательного характера этих значений указанный недостаток не является принципиальным.

Разработанный метод вычисления СКО может применяться не только для наиболее правдоподобных значений \bar{b}^* и θ_0^* , но и для других оценок \bar{b} и θ_0 .

Для проверки эффективности предложенного метода оценивания непрерывно дифференцируемого сигнала с учетом ограничений в работе представлен ряд численных примеров.

В качестве простого примера на рис. 10 приведены результаты моделирования для задачи оценивания скалярного гармонического сигнала $\bar{\theta}(t) = \rho(t)$ по скалярным же измерениям z , в которых он смешивается с

коррелированной во времени помехой и шумом (см. верхний график). На среднем графике представлены ошибки оценок $\rho(t)$ с использованием предложенного кусочно-полиномиального представления сигнала с учетом его непрерывной дифференцируемости и ожидаемых ограничений на $\rho(t)$ и $\dot{\rho}(t)$. Интервал кусочно-полиномиального представления T был принят равным 1с. Для сравнения здесь также представлены ошибки оценок $\rho(t)$, полученные из вектора \hat{b} , вырабатываемого ФК без учета ограничений на $\rho(t)$ и $\dot{\rho}(t)$. На нижнем графике показаны рассчитанные с помощью описанного выше метода, условные по отношению к реализации измерений \bar{z} , значения СКО.

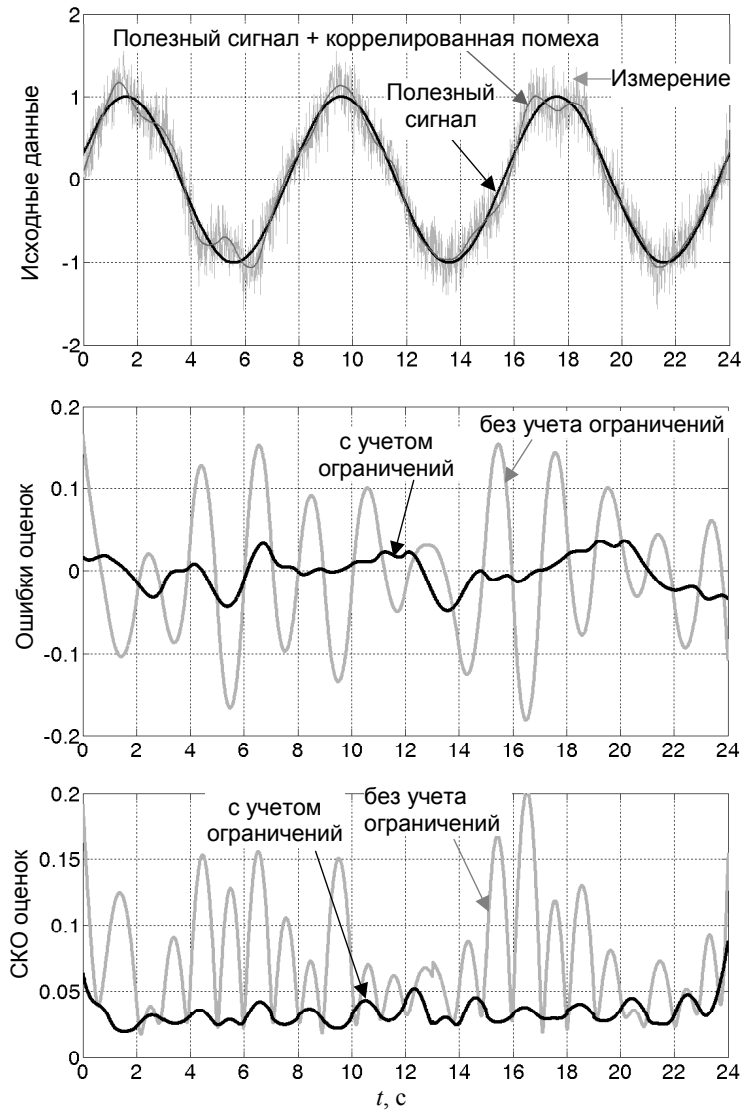


Рис. 10. Результаты оценивания функции $\rho(t)$ по ее измерениям на фоне коррелированной и шумовой помех.

Из представленных результатов видно многократное преимущество варианта решения, в котором учтены ограничения. Примечательно, что эффект от учета ограничений, с одной стороны, проявляется при приближении сигнала $\rho(t)$ к границам ± 1 , а с другой – при прохождении $\rho(t)$ через 0, когда производная $\dot{\rho}(t)$ достигает граничных значений $\pm \bar{\rho}$. В промежуточных точках каждый из этих факторов ослабляется, но зато они действуют совместно.

Важно также, что СКО, вычисленные с помощью упрощенного метода, вполне соответствуют действительному уровню ошибок полученных оценок.

Предложенный метод оценивания сигнала с учетом существующих для него ограничений и непрерывной дифференцируемости апробирован также с применением натуральных данных. Речь идет о задаче определения курса судна K и его производной \dot{K} по данным двухантенного ГНСС-интерферометра и ММГ, измеряющего при отсутствии качек азимутальную угловую скорость

$\omega_z = -\dot{K}$. Результаты совместной обработки этих данных были представлены в первой главе. При пропадании сигналов ГНСС, например, из-за затенения спутников фрагментами корпуса судна или при прохождении под мостом, а также в условиях действия радиопомех, для определения курса можно пользоваться только показаниями ММГ. Именно такая ситуация имитировалась при проведении эксперимента. При этом снова сравнивались два решения. В первом - учитывается только свойство непрерывной дифференцируемости ω_z . Во втором - помимо этого принимаются в расчет еще ограничения на ω_z и $\dot{\omega}_z$ в соответствии с изложенным выше методом. В качестве эталонных в эксперименте использовались значения K и \dot{K} полученные с использованием непрерывной реализации измерений ГНСС.

Результаты эксперимента подтвердили целесообразность учета ограничений на ω_z и $\dot{\omega}_z$ с помощью разработанного метода. Так, после минутного перерыва в приеме сигналов ГНСС погрешность курсоуказания без учета ограничений составляет 10град против 3град при учете ограничений.

Заключение

1. Разработаны экономичные в вычислительном отношении методы оценивания сигналов по измерениям с дискретно распределенными помехами. Основу методов составляет более рациональная по сравнению с существующими аналогами организация отбора возможных значений помех. Предусмотрен учет информации в виде значений нелинейных функций от компонент оцениваемого вектора. Методы могут эффективно применяться для исключения неоднозначности фазовых измерений ГНСС при определении относительных координат и ориентации подвижного объекта.
2. Предложен экономичный многоальтернативный метод локализации и оценивания нарушений в ситуации, когда факт появления нарушения в измерительной системе установлен и требуется определить его источник и уровень. В отличие от классического метода, использующего банк частных ФК для каждого нарушения, здесь применяется расширенный ФК, оценивающий все возможные нарушения. Показано, что по результатам работы расширенного фильтра можно получить апостериорные вероятности и оценки отдельных нарушений с меньшими вычислительными затратами, чем при классическом многоальтернативном решении.
3. Разработана более общая версия метода решения задачи обнаружения, локализации и оценивания нарушений с учетом возможности возникновения и самоустранения нарушений. Метод допускает различные варианты группировки гипотез о нарушениях и построения соответствующих расширенных фильтров. В методе помимо оценки нарушения предусмотрена выработка оценок дополнительных ошибок измерительной системы,

вызванных действием нарушения. Полученные оценки открывают возможность восстановления системы с нарушением.

4. Предложен метод обнаружения и оценивания аномальных ошибок в комплексе измерительных систем. Под аномальными ошибками понимаются погрешности измерений, не учитываемые в штатных алгоритмах комплексной обработки и не поддающиеся описанию с помощью стохастических моделей на неограниченном интервале времени. Метод основан на применении двух параллельно работающих банков ФК, которые периодически перезапускаются со сдвигом, позволяющим получать результаты работы одного из банков без переходных процессов.
5. Сформулирована задача оценивания при неполном стохастическом описании: детерминированных свойствах полезного сигнала и стохастическом характере помех измерений. Исходной информацией о полезном сигнале является его непрерывная дифференцируемость и ограничения на величину сигнала и его производную. Такие условия могут относиться и к порождающему полезный сигнал возмущению. В задаче использовано кусочно-полиномиальное представление полезного сигнала с коэффициентами, удовлетворяющими условию его непрерывной дифференцируемости и указанным ограничениям.
6. Обоснована двухэтапная схема оценивания сигнала на основе кусочно-полиномиальной модели с учетом ограничений и непрерывной дифференцируемости. На первом этапе полиномиальные коэффициенты оцениваются с помощью ФК. На втором - оценки полиномиальных коэффициентов уточняются с учетом заданных ограничений путем условной оптимизации с квадратичной целевой функцией.
7. Выведены аналитические выражения, определяющие область коэффициентов кусочно-полиномиального представления сигнала, при которых выполняются заданные ограничения с соблюдением непрерывной дифференцируемости. Полученные выражения существенно облегчают учет ограничений и открывают возможность для применения стандартных методов условной оптимизации.
8. Разработан метод приближенного вычисления среднеквадратической ошибки оценивания сигнала с учетом непрерывной дифференцируемости и ограничений. В его основу положен метод сеток для значений полиномиальных коэффициентов и специальная экономичная процедура отбора узлов сетки, веса которых существенно отличны от нуля.
9. Эффективность разработанных методов подтверждена результатами моделирования и обработки натурных данных. Так, методы оценивания сигналов при наличии дискретно распределенных помех и при неполном стохастическом описании были апробированы с использованием показаний приемников ГНСС и данных ММГ на автомобиле и на судне. Метод

обнаружения и оценивания нарушений на основе расширенного ФК и метод обнаружения и оценивания аномальной ошибки с применением двух параллельно работающих банков ФК были проверены с использованием показаний платформенных ИНС на стенде.

Таким образом, в диссертации изложены научно-обоснованные методы решения задач оценивания сигналов при неоднозначном или неполном стохастическом описании, внедрение которых в аппаратуру навигационных систем и комплексов способствует повышению их точности и отказоустойчивости.

Публикации по теме диссертации в журналах, рекомендованных ВАК

1. Степанов О.А., Кошаев Д.А. Решение задачи коррекции показаний навигационной системы по данным о береговой черте точечных ориентирах в рамках теории нелинейной фильтрации // Гироскопия и навигация. 1994. №3. С. 43-55.
2. Дмитриев С.П., Степанов О.А., Кошаев Д.А. Колеватов А.П. Эффективность использования инерциальных систем для исключения неоднозначности фазовых измерений спутниковых навигационных средств // Гироскопия и навигация. 1995. №4. С. 49-59.
3. Дмитриев С.П., Кошаев Д.А., Степанов О.А. Многоканальная фильтрация и ее применение для исключения неоднозначности при позиционировании объектов с помощью GPS // Известия РАН. Теория и системы управления. 1997. №1. С. 65-70.
4. Степанов О.А., Кошаев Д.А. Применение неравенства Рао-Крамера в задачах нелинейного оценивания // Известия РАН. Теория и системы управления. 1997. №2. С. 65-72.
5. Кошаев Д.А. Сравнение нижних границ точности в задачах нелинейного оценивания // Известия РАН. Теория и системы управления. 1998. №2. С. 62-65.
6. Дмитриев С.П., Степанов О.А., Кошаев Д.А. Применение марковской теории нелинейной фильтрации при оптимизации алгоритмов навигации с использованием картографической информации о возможных траекториях движения объекта // Радиотехника, 1999. №10.
7. Степанов О.А., Кошаев Д.А. Исследование методов решения задачи ориентации с использованием спутниковых систем // Гироскопия и навигация. 1999. №2. С. 30-55.
8. Дмитриев С.П., Степанов О.А., Кошаев Д.А. Исследование способов комплексирования данных при построении инерциально-спутниковых систем // Гироскопия и навигация. 1999. №3. С. 36-52.
9. Дмитриев С.П., Степанов О.А., Ривкин Б.С., Кошаев Д.А., Чанг Д. Оптимальное решение задачи автомобильной навигации с использованием карты дорог // Гироскопия и навигация. 2000. №2. С.57-70.

10. Степанов О.А., Блажнов Б.А., Кошаев Д.А. Исследование эффективности использования спутниковых измерений при определении ускорения силы тяжести на летательном аппарате // Гироскопия и навигация. 2002. №3.
11. Степанов О.А., Кошаев Д.А. Универсальные MATLAB-программы для анализа потенциальной точности и исследования чувствительности фильтров в интегрированных навигационных системах // Гироскопия и навигация. 2004. №2. С. 81-92.
12. Дмитриев С.П., Кошаев Д.А. Информационный контроль и диагностика дублированных инерциальных систем // Гироскопия и навигация. 2005. №2. С. 30-46.
13. Кошаев Д.А. Алгоритмы обнаружения и компенсации информационных нарушений в навигационных комплексах при большом числе типов нарушений и неопределенности их моделей // Гироскопия и навигация. 2007. №4. С. 47-59.
14. Блажнов Б.А., Кошаев Д.А. Определение относительной траектории движения и углов ориентации по фазовым спутниковым измерениям и данным микромеханического гироскопа // Гироскопия и навигация. 2009. №4. С. 15-34.
15. Кошаев Д.А. Многоальтернативный метод обнаружения и оценки нарушений на основе расширенного фильтра Калмана // Автоматика и Телемеханика. 2010. №5. С. 70-83.

Основные публикации по теме диссертации в других изданиях

1. Кошаев Д.А. Экономичный алгоритм исключения неоднозначности фазовых спутниковых измерений // Тезисы докладов XX межотраслевой научно-технической конференции памяти Н.Н. Острякова. Гироскопия и навигация. 1996. №4. С. 63-64.
2. Dmytriev S.P., Stepanov O.A., Koshaev D.A. Optimal Ambiguity Resolution and Efficiency in Using INS After Lock Loss // Proc. of 5th International Conference on Differential Satellite Navigation Systems. May 20-24, 1996, St.-Petersburg, Russia. V. II. Paper 51.
3. Дмитриев С.П., Степанов О.А., Кошаев Д.А. Оптимальное разрешение неоднозначности фазовых измерений GPS с использованием ИНС // Труды III Санкт-Петербургской международной конференции по интегрированным навигационным системам. 28-29 мая 1996г., С.-Петербург, Россия.
4. Кошаев Д.А. Экспериментальное исследование эффективности алгоритма исключения неоднозначности фазовых измерений спутниковой системы // Сборник докладов I научно-технической конференции молодых ученых "Навигация и управление движением". 6-7 апреля 1999г., С.-Петербург, Россия. С. 39-48.
5. Dmitriev S.P., Stepanov O.A., Rivkin B.S., Koshaev D.A., Chung D. Optimal Map-Matching For Car Navigation Systems // Proc. of 6th International Conference on Integrated Navigation Systems. May 24-26, 1999, St. Petersburg, Russia. Paper 22.

6. Dmitriev S.P., Stepanov O.A., Rivkin B.S., Koshaev D.A., Chung D. Synthesis and Analysis of Map-Matching Algorithm for Car Navigation Systems // Proc. of Institute of Navigation 55th Annual Meeting. June 28-30, 1999, Cambridge, MA.
7. Кошаев Д.А. Анализ свойств ошибок измерений GPS на летательном аппарате // Сборник докладов II научно-технической конференции молодых ученых "Навигация и управление движением". 28-30 марта 2000г., С.-Петербург, Россия. С. 276-286.
8. Несенюк Л.П., Блажнов Б.А., Степанов О.А., Кошаев Д.А. Использование спутниковых измерений при определении ускорения силы тяжести на подвижном объекте // Сборник трудов научно-технической конференции «Навигация и океанография» (НО-2001). 2001, С.-Петербург, Россия.
9. Дмитриев С.П., Осипов А.В., Кошаев Д.А. Контроль целостности интегрированных инерциально-спутниковых систем методами многоальтернативной фильтрации // Тезисы докладов Всероссийской конференции «Фундаментальное и прикладное координатно-временное и навигационное обеспечение» (КВО-2005), 11-15 апреля 2005г., С.-Петербург, Россия.
10. Dmitriev S.P., Osipov A.V., Koshaev D.A. Detection of information failures in marine navigation systems and their reconditioning // Proc. of 6th IFAC Symposium on Fault Detection, Supervision and Safety of Technical Processes. Aug. 30 – Sept. 1, 2006, Beijing, P. R. China. P. 1561-1566.
11. Дмитриев С.П., Осипов А.В., Кошаев Д.А. Обнаружение и устранение влияния информационных нарушений в навигационных системах // Тезисы докладов XXV межотраслевой научно-технической конференции памяти Н.Н. Острякова. Гироскопия и навигация. 2006. №4. С 96.
12. Дмитриев С.П., Осипов А.В., Кошаев Д.А. Учет неопределенности линейных моделей в задачах обработки навигационной информации // Сборник трудов VI Российской научно-технической конференции «Современное состояние и проблемы навигации и океанографии» (НО-2007). 23-27 мая 2007г., С.-Петербург, Россия.
13. Кошаев Д.А. Экономичные алгоритмы обнаружения и устранения влияния информационных нарушений в навигационных комплексах // Труды 14-й Санкт-Петербургской международной конференции по интегрированным навигационным системам. 28-30 мая 2007г., С.-Петербург, Россия. С. 231-239.
14. Koshaev D.A. Efficient Fault Detection, Estimation and Recovery Using an Augmented Kalman Filter // Proc. of 13th IEEE/IFAC Conference on Methods and Models in Automation and Robotics. Aug. 27-30, 2007, Szczecin, Poland. P. 813-818.
15. Dmitriev S.P., Koshaev D.A. Filtering Algorithm with a Piecewise-Polynomial Description of Signals Taking Account of their Continuity and Level Constraint // Proc. of 16th IEEE Mediterranean Conference on Control and Automation. June 25-27, 2008, Ajaccio, Corsica, France. P. 1646-1651.