«Оптика атмосферы и океана», **12**, № 12 (1999)

УДК 551.521;551.501;631.136;629.78

А.В. Фабриков

ОБРАБОТКА ДАННЫХ ЛОКАЦИИ ИСТОЧНИКА ОПТИЧЕСКОГО ИЗЛУЧЕНИЯ ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ СИСТЕМОЙ КОСМИЧЕСКОГО БАЗИРОВАНИЯ: БАЙЕСОВ ПОДХОД

ВНИИ оптико-физических измерений, г. Москва

Поступила в редакцию 24.06.99 г.

Рассмотрен новый подход к обработке данных информационно-измерительной системы космического базирования, ведущей наблюдение за поверхностью Земли и осуществляющей лоцирование возникающих на ней источников импульсного оптического излучения. В этом подходе соединяется прямой (не итерационный) алгоритм вычисления первоначальной оценки координат источника с процедурой последующего обновления этой оценки методом байесовой рекурсии. Использование прямого метода первоначальной оценки координат исключает проблему возможной расходимости результатов вычислений. Применение байесовой рекурсии позволяет получать окончательные оценки высокой точности и упрощает методологический анализ измерений, выдавая на регистрацию наряду с оценкой координат матрицу ковариации погрешностей (неопределенностей) оценивания.

1. В современной оптике наряду с другими важными прикладными задачами существует проблема исследования Земли и окружающей ее атмосферы из космоса в оптическом диапазоне спектра излучений. Для проведения этих исследований применяют системы глобального наблюдения, включающие в себя группы спутников с аппаратурой для зондирования земной поверхности и разветвленную сеть наземных и бортовых информационных устройств [1]. Это очень сложная и дорогостоящая техника, на основе которой создаются информационно-измерительные системы космического базирования (ИИС КБ). Создание и использование ИИС КБ в исследовательских целях для решения тех или иных конкретных задач оправдано в тех случаях, когда можно гарантировать достоверность получаемых результатов, что, в конечном счете, определяется точностью и надежностью проводимых при зондировании Земли из космоса измерений. Речь здесь идет о косвенных измерениях, погрешность которых в ряде случаев определяется не столько инструментальной частью системы, сколько методом и алгоритмами обработки данных.

В данной статье рассматривается частная, но практически важная задача обработки данных при локации наземного (или приземного) источника импульсного оптического излучения информационно-измерительной системой космического базирования. Известен ряд подходов к этой задаче, дающих удовлетворительные результаты (см., например, работу [2] и приведенную в ней библиографию), но требование дальнейшего повышения точности и надежности алгоритмов, а также их метрологического обеспечения остается.

Предлагается новая схема обработки данных дистанционного зондирования при локации источников оптического излучения информационно-измерительной системой космического базирования, имеющая ряд преимуществ перед другими известными подходами. Особенностью новой схемы обработки данных является комбинирование фильтра Калмана [3] в варианте, соответствующем статической задаче рекурсивного байесова оценивания, с алгоритмом оценивания координат источника прямым (неитерационным) методом пересекающихся сфер (МПС) [4]. Прямые методы надежны, вычислительно эффективны и дают результаты, достаточно близкие к «истинным значениям», т.е. к наилучшим по критерию минимальной дисперсии линейным оценкам координат источника. Фильтр Калмана открывает возможность дальнейшего уточнения полученных МПС результатов в процессе поступления от различных космических аппаратов новых данных об объекте. Одновременно вычисляется и обновляется матрица ковариации погрешностей (по терминологии Международной организации стандартизации (ISO) – «неопределенности» [5]) оценивания. Матрица ковариации описывает точностные характеристики метода и позволяет судить о его конкурентоспособности и целесообразности использования для тех или иных прикладных целей. Она нужна для аттестации метода, модели и алгоритмов обработки данных. Проблема построения и аттестации методов, моделей и алгоритмов является центральной как собственно в дистанционном зондировании, так и в метрологии ИИС КБ [6].

2. Используемый в предлагаемой схеме обработки данных вариант фильтра Калмана, по сути, есть байесова процедура оценивания случайных величин. Байесов подход к статистическому оцениванию распределения вероятностей, как известно, «политеистичен». Он включает в себя и субъективный (выбор начального распределения), и объективный (последующее уточнение выбранного распределения на основе новых, полученных из эксперимента, данных) факторы. Словом «байесов» в данном подходе отмечается то обстоятельство, что уточнение априорных данных производится по формуле рекурсии, формально сходной с теоремой Байеса из элементарной теории вероятностей [7]. Пусть $\mathbf{X}$ – вектор параметров, которые нужно в данной задаче оценить, а v_1, v_2,… – результаты измерений, распределение вероятностей которых зависит от $\mathbf{X}$. Через $p(\mathbf{X})$ обозначим априорную вероятность вектора параметров $\mathbf{X}$, рассматриваемых как случайные величины, а через $p(\mathbf{X}|v_1, \dots, v_{m-1})$ – апостериорную вероятность, соответствующую результатам измерений $v_1, \dots, v_m$. Тогда справедлива формула рекурсии

$p(\mathbf{X}|v_1, \dots, v_m) \approx p(\mathbf{X}|v_1, \dots, v_{m-1})\ell(v_m|\mathbf{X}),$

$$m = 2, 3, \dots, n, \tag{1}$$

при начальном условии

$$p(\mathbf{X}|v_1) = p(\mathbf{X})\ell(v_1|\mathbf{X}).$$

Здесь $\ell(v_i|\mathbf{X}) = p(v_i|\mathbf{X})/p(v_i)$ – функция правдоподобия $\mathbf{X}$ для данного v_i ($i = 1, \dots, m$), т.е. условная вероятность получения в эксперименте значения v_i. Те значения $\mathbf{X}$, для которых функция правдоподобия достигает максимума, являются правдоподобными. Их и выбирают в качестве оценок для истинных значений параметров $\mathbf{X}$.

От классической байесовой процедуры фильтр Калмана отличается тем, что вместо рекурсивного уточнения распределений вероятностей он решает более «приземленную» задачу рекурсивного оценивания значений, принимаемых случайным вектором $\mathbf{X}$ при этих распределениях вероятностей, без обращения в явном виде к самим распределениям. Ключевым моментом является то, что компоненты вектора $\mathbf{X}$ и его оценки $\hat{\mathbf{X}}$ лежат в вероятностном пространстве случайных величин с конечным вторым моментом, т.е. в вероятностном пространстве $L_2(\Omega, \mu)$ (Ω – пространство элементарных событий ω; μ – вероятностная мера), а оно гильбертово. Следовательно, к нему применима теорема проектирования – генезис оценивания по критерию минимальной дисперсии [8, 9]. Согласно этой теореме в любом замкнутом подпространстве $\mathcal{M}$ пространства $L_2^n(\Omega, \mu)$ существует единственный вектор $\hat{\mathbf{X}}$ такой, что

$$\|\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}}\| \le \|\mathbf{X} - M\| \text{ для всех } M \in \mathcal{M}.$$

Этот вектор является проекцией $\mathbf{X}$ на $\mathcal{M}$, причем $(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}}) \perp \mathcal{M}$. В нашем рассмотрении $\mathcal{M}$ – это подпространство данных, а $\hat{\mathbf{X}}$ – основанная на данных измерения $\mathbf{V}(\omega)$ оптимальная оценка или, более точно, оцениватель $\mathbf{X}$. Из теоремы проектирования следует, что оцениватель $\hat{\mathbf{X}}$ существует и однозначно определяется соотношением

$$\hat{\mathbf{X}} = g \circ \mathbf{V} \equiv g(\mathbf{V}(\omega)) \text{ и } \|\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}}\| \le \|h \circ \mathbf{V} - \mathbf{X}\|, \tag{2}$$

где g – оценивающая и h – произвольная беровская (измеримая по Борелю) функции, определенные на Ω. Реальным выходом оценивающего устройства являются оценивающая функция g и матрица ковариации ошибок оценивания

$$P \overset{\Delta}{=} E[(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})\,(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})^{\mathrm{T}}]. \tag{3}$$

Здесь E – оператор математического ожидания и T – знак транспонирования матрицы, в данном случае – столбцовой; Δ – знак композиции.

3. В основе рассматриваемой процедуры оценивания лежит следующая теорема (ее называют байесовой теоремой обновления [9]). Пусть имеются оцениватель минимальной дисперсии $\hat{\mathbf{X}}_1$ вектора $\mathbf{X}$ по вектору $\mathbf{V}_1$ и соответствующая ему ковариационная матрица P_1. Пусть далее путем линейного измерения на фоне аддитивного шума W получена новая информация $\mathbf{V}_2$ о векторе $\mathbf{X}$: $\mathbf{V}_2 = H\mathbf{X} + W$. Шум не имеет внутренней структуры, т.е. его смещение равно нулю, и он не коррелирует ни с измеряемой величиной $\mathbf{X}$, ни с какой-либо прошлой информацией о ней:

$$E[W] = 0,\ E[\mathbf{X}W^{\mathrm{T}}] = 0,\ E[\mathbf{V}_1 W^{\mathrm{T}}] = 0.$$

Тогда новый оцениватель минимальной дисперсии вектора $\mathbf{X}$, основанный на векторе данных $\mathbf{V} = [\mathbf{V}_1^{\mathrm{T}} \mid \mathbf{V}_2^{\mathrm{T}}]^{\mathrm{T}}$, однозначно определяется соотношением

$$\hat{\mathbf{X}}_2 = \hat{\mathbf{X}}_1 + P_1H^{\mathrm{T}}(HP_1H^{\mathrm{T}} + \Sigma)^{+}(\mathbf{V}_2 - H\hat{\mathbf{X}}_1), \tag{4}$$

а матрица ковариации P_2 – соотношением

$$P_2 = P_1 - P_1H^{\mathrm{T}}(HP_1H^{\mathrm{T}} + \Sigma)^{+}\,HP_1. \tag{5}$$

Здесь $\Sigma = E[WW^{\mathrm{T}}]$ и $(^{+})$ – оператор псевдообращения, для невырожденной матрицы A определяемый соотношением [10]: $A^{+} = (A^{\mathrm{T}}A)^{-1}A^{\mathrm{T}}$. Знание вектора $\mathbf{V}_1$ при вычислении оценки $\hat{\mathbf{X}}_2$ по вектору $\mathbf{V}_2$ не требуется.

Если матрицы P_1, P_2, Σ и $\mathrm{HP_1H^T}+\Sigma$ все обратимы, уравнения (4) и (5) упрощаются. Пользуясь леммой обращения матрицы [9, 11]:

$$(A_{11} - A_{12}A_{22}^{-1}A_{21})^{-1} = A_{11}^{-1} + A_{11}^{-1}A_{12}(A_{22} - A_{21}A_{11}^{-1}A_{12})^{-1}A_{21}A_{11}^{-1}$$

и хорошо известным правилом $(AB)^{-1} = B^{-1}A^{-1}$, (4) и (5) в этом случае можно привести к виду

$$P_2 = [P_1^{-1} + H^{\mathrm{T}}\,\Sigma^{-1}H]^{-1};$$

$$\hat{\mathbf{X}}_2 = P_2H^{\mathrm{T}}\,\Sigma^{-1}\,\mathbf{V}_2 + P_2P_1^{-1}\,\hat{\mathbf{X}}_1\,. \tag{6}$$

Приведенная теорема неявно описывает схему рекурсивного оценивания. Если $\hat{\mathbf{X}}_1$ и P_1 известны и дополнительно получена информация $\mathbf{V}_2$, можно рассчитать $\hat{\mathbf{X}}_2$ и P_2. Если затем получено $\mathbf{V}_3$, то можно рассчитать $\hat{\mathbf{X}}_2$ и P_3, и т.д. Прописными буквами здесь обозначены матрицы и случайные векторы. Конкретные реализации случайных векторов будем обозначать строчными буквами – $\mathbf{x}$, $\mathbf{v}$ и т.д. На практике вычисляется не вектор $\hat{\mathbf{X}}$, а одна из его реализаций $\hat{\mathbf{x}}$ (оценка), определяемая через реализацию $\mathbf{v} = [v_1 \dots v_m]^{\mathrm{T}}$ вектора $\mathbf{V}$ с помощью оценивающей функции g:

$$\hat{\mathbf{x}} = g(v_1 \dots v_m).$$

Оценивание производится по тем же уравнениям (3)–(5), но с заменой $\mathbf{X}$ и $\mathbf{V}$ на $\mathbf{x}$ и $\mathbf{v}$.

Кажущийся курьезным факт, что матрицу ковариации P_2 можно определить до получения данных $\mathbf{v}_2$ и расчета $\mathbf{x}_2$, объясняется тем, что P_2 – это не характеристика оценки $\hat{\mathbf{x}}_2$, а характеристика процесса оценивания. Это элемент аттестации алгоритма.

Поступающая информация может быть разнотипной и характеризоваться различными матрицами H_i. Различными могут быть и матрицы Σ. Обобщенные с учетом этих обстоятельств уравнения рекурсивного оценивания запишем в виде

$$\hat{\mathbf{x}}_i = \hat{\mathbf{x}}_{i-1} + P_{i-1}H_i^{\mathrm{T}}(H_iP_{i-1}H_i^{\mathrm{T}} + \Sigma_i)^{+}\,(\mathbf{v}_i - H_i\hat{\mathbf{X}}_{i-1}),\ i = 2, \dots, m; \tag{7}$$

$$P_i = P_{i-1} - P_{i-1}H_i^{\mathrm{T}}(H_iP_{i-1}H_i^{\mathrm{T}} + \Sigma_i)^{+}H_iP_{i-1},\ i = 2, \dots, m. \tag{8}$$

Проблема сформулирована здесь применительно к статической задаче рекурсивного оценивания – данные различных измерений $\mathbf{V}_i$ используются для улучшения оценки одного и того же, не зависящего от времени, вектора $\mathbf{X}$. В нашем рассмотрении это соответствует случаю неподвижного источника. Ситуация с движущимся источником допускает аналогичное рассмотрение, но уравнения (7), (8) должны быть заменены при этом более общими уравнениями динамической фильтрации Калмана.

4. Перейдем теперь непосредственно к процессу лоцирования источника информационно-измерительной системой космического базирования и применим к нему описанный выше формализм обработки данных. При лоцировании источника используем парные разности моментов времени t_i прихода сигнала к различным космическим аппаратам (КА), входящим в состав ИИС КБ:

$$d_{ik} = c(t_i - t_j),\ i, j = 1, \ldots , N, \tag{9}$$

где c – скорость света в свободном пространстве. Не итерационные (прямые) методы оценки координат источника $\mathbf{x} = [x\ y\ z]^{\mathrm{T}}$ по этим данным сводятся к «решению» в общем случае несовместной системы уравнений, представленной ниже в матричной форме:

$$A\mathbf{x} \approx R\mathbf{d} - \Delta\ . \tag{10}$$

Здесь A – системная матрица, составленная из координат x_i, y_i, z_i, зарегистрировавших сигнал КА; Δ и $\mathbf{d}$ – векторы данных; R – расстояние от источника до одного из КА, выбранного в качестве опорного. Пусть это будет 1-й КА. Тогда в геоцентрической системе координат, при круговой орбите КА одинакового радиуса $R_i = \mathrm{const}$, имеем

$$A = \begin{bmatrix} x_2 - x_1 & y_2 - y_1 & z_2 - z_1 \\ x_3 - x_1 & y_3 - y_1 & z_3 - z_1 \\ \ldots & \ldots & \ldots \\ x_N - x_1 & y_N - y_1 & z_N - z_1 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{d} = \begin{bmatrix} d_1 \\ d_2 \\ \ldots \\ d_{N-1} \end{bmatrix}, \Delta = \begin{bmatrix} \Delta_1 \\ \Delta_2 \\ \ldots \\ \Delta_{N-1} \end{bmatrix},$$

причем $d_i \equiv d_{i+1}$ $\Delta_i = d_i^2/2$. Иногда удобно вести расчеты в системе координат, связанной с опорным спутником. Новая система получается трансляцией старой при совмещении начала отсчета с местоположением опорного КА. При этом

$$A := \begin{bmatrix} x_2 & y_2 & z_2 \\ x_3 & y_3 & z_3 \\ \ldots & \ldots & \ldots \\ x_N & y_N & z_N \end{bmatrix};\ \ \Delta_i := \frac{1}{2}\,[R_{i+1}^2 - (d_i)^2]\ .$$

Знак приближенного равенства в (10) стоит потому, что его правая сторона «зашумлена» погрешностями измерений.

Оценку вектора координат источника $\mathbf{x} = [x\,y\,z]^{\mathrm{T}}$ можно получить из этих уравнений при $N \geq 4$. Для вычисления начальных оценок $\hat{\mathbf{x}}_1$ и P_1 ограничимся минимальным числом $N = 4$. При известном R решение уравнения (10) в этом случае принимает вид

$$\mathbf{x} \approx A^{-1}(\Delta - R\mathbf{d}). \tag{11}$$

Но R нам не известно. Учитывая, однако, что в системе координат, связанной с опорным КА, выполняется равенство $\mathbf{x}^{\mathrm{T}}\mathbf{x} \approx R^2$, из (11) выводим квадратное уравнение относительно R, имеющее решением

$$\hat{R} = (-\,b/a) \pm \sqrt{(b/a)^2 + (c/a)}\ . \tag{12}$$

Здесь

$$a = 1 - \mathbf{d}^{\mathrm{T}}(AA^{\mathrm{T}})^{-1}\mathbf{d};\ \ b = \mathbf{d}^{\mathrm{T}}(AA^{\mathrm{T}})^{-1}\Delta;\ \ c = \Delta^{\mathrm{T}}(AA^{\mathrm{T}})^{-1}\Delta\ .$$

Из двух решений физически допустимым ($R > 0$) обычно является лишь одно – у которого перед корнем квадратным стоит знак (+). Подставляя (12) в (11) и возвращаясь в исходную геоцентрическую систему координат ($\mathbf{x} := \mathbf{x} + \mathbf{x}_1$), получаем первоначальную оценку

$$\hat{\mathbf{x}}_1 = A^{-1}\,(\Delta - \hat{R}\mathbf{d}) \tag{13}$$

для последующего уточнения с помощью байесовой процедуры.

Матрица ковариации $P \equiv \mathrm{cov}\{\tilde{x}\}$ погрешностей оценивания $\mathbf{x}$ по приведенному алгоритму была определена в [2]. Приближенное выражение для нее в случае, когда погрешности определения различных d_{ij} не коррелируют между собой и характеризуются одной и той же дисперсией σ^2, имеет вид

$$P_1 = \sigma^2\, R_1^2\, (A^{\mathrm{T}}A)^{-1},\ \ R_1^2 = \hat{\mathbf{x}}_1^{\mathrm{T}}\,\hat{\mathbf{x}}_1. \tag{14}$$

Это выражение и примем за начальную матрицу ковариации.

5. Проиллюстрируем развитый выше подход к обработке данных при оценивании координат источника оптического излучения на примере описанного в [12] модельного эксперимента.

Сигнал от источника зарегистрирован девятью КА ($N = 9$), координаты которых в геоцентрической системе отсчета на момент регистрации сигнала приведены в таблице. Там же приведены используемые в расчетах разности расстояний от источника до различных пар КА d_{ij} ($i = 2, \ldots , N, j = 1$ или 2 в зависимости от выбора опорного КА) и погрешности их определения ε_i Координаты источника: $x = 2879593$ м, $y = 2249784$ м, $z = 5218818$ м. Погрешности рассматриваются как случайные величины. Приведенные ε_i – выборки из (дискретного) случайного гауссова процесса с нулевым средним и дисперсией $\sigma^2 = 210$ м, генерируемого ЭВМ (в использованном нами пакете MathCAD PLUS 7.0 PRO-программой pnorm(m, μ, σ)).

Первичная оценка координат источника проводилась прямым методом по уравнениям (12)÷(14) с использованием значений

$$A = H1 := \begin{bmatrix} x_2 - x_1 & y_2 - y_1 & z_2 - z_1 \\ x_3 - x_1 & y_3 - y_1 & z_3 - z_1 \\ x_4 - x_1 & y_4 - y_1 & z_4 - z_1 \end{bmatrix},$$

$$d = d1 := \begin{bmatrix} d_1 \\ d_2 \\ d_3 \end{bmatrix}, \Lambda = \Lambda 1 := \begin{bmatrix} \mathrm{L}_1 \\ \mathrm{L}_2 \\ \mathrm{L}_3 \end{bmatrix}.$$

Приведем полученные при этом результаты, которые дают представление о точностных характеристиках прямого метода как инициализирующего байесов процесс рекурсии:

$$\hat{\mathbf{x}}_1 = \begin{bmatrix} 2880910 \\ 2250222 \\ 5220836 \end{bmatrix};$$

$$P_1 = \begin{bmatrix} 13323448 & 759467 & 18646607 \\ 759467 & 95278 & 1029493 \\ 18646607 & 1029493 & 26228992 \end{bmatrix}.$$

Координаты (x_i, y_i, z_i) зарегистрировавших сигнал КА в геоцентрической системе координат, удаленности (r_i) КА от источника, разности расстояния (d_i) от источника до различных пар КА и погрешности их определения ε_i

i	x_i, м	y_i, м	z_i, м	r_i, м	d_i, м	ε_i, м
1	8420304	9408516	22121259	19173926		32
2	18764166	7611333	15451391	19641065		281
3	22434093	332881	12057050	20804192		277
4	8823081	–7520353	22679712	20872552		–140
5	–10525984	12972770	19227134	22156824	*	–250
6	17713457	18284404	–828144	22665355		–150
7	–12949786	8880350	20055279	22685992		–192
8	–8746072	–10085138	21692580	23636650		142
9	–9567691	22643850	6669867	23936548		–23
10						–354
11						9
12						–200

* $d_i = r_{i+1} - r_1 + \varepsilon_i$, $i = 1, \ldots, 6$,
$d_i = r_i - r_2 + \varepsilon_i$, $i = 7, \ldots, 9$,
$d_i = r_{i-6} + r_2 - \varepsilon_i$, $i = 10, \ldots, 12$

Дальнейшее уточнение полученных прямым методом начальных оценок производилось по формуле Байеса (6) в два этапа. На первом этапе уточнения использовались величины:

$$H2 = \begin{bmatrix} x_5 - x_1 & y_5 - y_1 & z_5 - z_1 \\ x_6 - x_1 & y_6 - y_1 & z_6 - z_1 \\ x_7 - x_1 & y_7 - y_1 & z_7 - z_1 \end{bmatrix};$$

$$d2 = [d_4\ d_5\ d_6]^{\mathrm{T}},\ \Lambda 2 = [\Lambda_4\ \Lambda_5\ \Lambda_6]^{\mathrm{T}};$$

на втором –

$$H3 = \begin{bmatrix} x_7 - x_2 & y_7 - y_2 & z_7 - z_2 \\ x_8 - x_2 & y_8 - y_2 & z_8 - z_2 \\ x_9 - x_2 & y_9 - y_2 & z_9 - z_2 \end{bmatrix};$$

$$d3 = [d_7\ d_8\ d_9]^{\mathrm{T}},\ \Lambda 3 = [\Lambda_7\ \Lambda_8\ \Lambda_9]^{\mathrm{T}};$$

на третьем –

$$H4 = \begin{bmatrix} x_4 - x_2 & y_4 - y_2 & z_4 - z_2 \\ x_5 - x_2 & y_5 - y_2 & z_5 - z_2 \\ x_6 - x_2 & y_6 - y_2 & z_6 - z_2 \end{bmatrix};$$

$$d4 = [d_4\ d_5\ d_6]^{\mathrm{T}},\ \Lambda 2 = [\Lambda_4\ \Lambda_5\ \Lambda_6]^{\mathrm{T}}.$$

Значения $\hat{R} := R2$ и $\hat{R} := R3$ на всех этапах брались сначала из предыдущего цикла вычислений, а затем пересчитывались (в спутниковой системе отсчета) по формулам

$$R2 := \sqrt{\hat{\mathbf{x}}_2^{\mathrm{T}}\, \hat{\mathbf{x}}_2} \quad \text{и} \quad R3 := \sqrt{\hat{\mathbf{x}}_3^{\mathrm{T}}\, \hat{\mathbf{x}}_3}\,.$$

При этом, как и следовало ожидать, получались значения, близкие к r_1 и r_2 (м):

$$R2 = 19173919 \approx r_1 \text{ и } R3 = 19641098 \approx r_2.$$

Окончательный результат вычислений представляется в виде

$$\hat{\mathbf{x}}_4 = \begin{bmatrix} 2879531 \\ 2249922 \\ 5218796 \end{bmatrix}; \quad P4 = \begin{bmatrix} 4972 & 2429 & 3487 \\ 2429 & 18725 & 10640 \\ 3487 & 10640 & 25206 \end{bmatrix}.$$

Оценочные значения $\hat{\mathbf{x}}$, $\hat{y}$, $\hat{z}$, $\hat{r}_1(= R2)$, $\hat{r}_2(= R3)$ после двух циклов уточнения по процедуре Байеса отличаются от истинных значений (заданных при формулировании модельной задачи) x, y, z, $r_1 = \sqrt{x_1^2 + y_1^2 + z_1^2}$, $r_2 = \sqrt{x_2^2 + y_2^2 + z_2^2}$ на не слишком большие величины $\delta x = -62$, $\delta y = 137$, $\delta z = -23$, $\delta r_1 = -7$, $\delta r_2 = 33$ м. В процентном отношении это вообще очень малые величины, например $\delta x/x \approx 6 \cdot 10^{-6}$ %, но для задач локации важны, как правило, именно абсолютные, а не относительные значения.

Диагональные элементы матрицы ковариации P дают дисперсии оценивания $(\delta x)^2$, $(\delta y)^2$, $(\delta z)^2$ для данных условий проведения эксперимента. В соответствии с полученным для P_4 результатом –

$$\sigma_x = 71, \quad \sigma_y = 139, \quad \sigma_z = 159 \text{ м}.$$

Это характеристики оценивания. Они аттестуют метод оценивания, а не каждую полученную этим методом оценку в отдельности. Величины $|\sigma x|$, $|\sigma y|$, $|\sigma z|$ не обязательно совпадают с σ_x, σ_y, σ_z, хотя и не должны отличаться от них слишком сильно.

6. В статье описан новый подход к обработке данных информационно-измерительной системы космического базирования при лоцировании наземных источников оптического излучения из космоса. Он имеет определенные преимущества перед другими ранее известными подходами. Первым преимуществом является отсутствие проблемы сходимости результатов вычислений, что обеспечивается применением прямого (не итерационного) метода начального оценивания координат источника при инициализировании дальнейшего процесса уточнения результатов. Второе преимущество – высокая точность окончательных результатов по оцениванию координат источника, обусловленная применением нескольких циклов байесовой рекурсии. Для рассмотренной в статье типовой ситуации (регистрация сигнала от источника импульсного оптического излучения девятью КА на круговых орбитах радиусом 26000 км) метод характеризуется стандартными отклонениями оценивания координат: $\sigma_x = 71$, $\sigma_y = 139$, $\sigma_z = 159$ м. И третье – одновременно с оценкой координат источника вычисляются метрологические характеристики метода для данной конфигурации источника и «созвездия» зарегистрировавших сигнал КА – матрица ковариации неопределенностей оценивания x, y и z.

Рассмотренный метод обработки данных зондирования поверхности Земли при локации источников оптического излучения информационно-измерительной системой космического базирования требует несколько большего объема вычислений, чем ранее описанный [2] прямой метод оценивания координат источника. Но он не только более точен и надежен, но и удобен для метрологической оценки полученных результатов. Его можно использовать, в частности, при метрологических исследованиях и периодической поверке других, более оперативных, но менее точных методов.

1. *Савин А.И.* Принципы построения космических систем глобального наблюдения //Исследование Земли из космоса. 1993. № 1. С. 40–47.
2. *Фабриков А.В.* Неитерационные алгоритмы обработки данных при локации источников по измеренным разностям расстояний //Измерительная техника. 1996. № 7. С. 32–36.
3. *Балакришнан А.В.* Теория фильтрации Калмана. М.: Мир, 1988. 168 с.
4. *Schau H.C., Robinson A.Z.* Passive source localization employing intersecting spherical surfaces from time-of-arrival differences // IEEE Trans. Acoust., Speech, Signal Processing. 1987. V. ASSP-35. № 8. P. 1223–1225.
5. *Guide* to the Expression of Uncertainty in Measurement: First Edition. ISO, Switzerland, 1993. 102 c.
6. *Фабриков А.В., Крутиков В.Н., Фабриков В.А.* ИИС космического базирования при локации источников оптического излучения. Некоторые аспекты «космической метрологии» // Измерительная техника. 1999. № 7. С. 8–12.
7. *Ширяев А.Н.* Вероятность. М.: Наука, 1989. 640 с.
8. *Press S.J.* Bayesian Statistics: Principles, Models, and Applications. New York.: Wiley, 1989. 320 c.
9. *Catlin D.E.* Estimation, Control, and Discrete Kalman Filter. New York: Springer, 1989. 275 c.
10. *Хорн Р., Джонсон Ч.* Матричный анализ. М.: Мир, 1989. 655 с.
11. *Бачериков В.В., Алдошина О.И., Фабриков А.В.* Методы статистического оценивания и теории фильтрации с применениями в оптике. Томск, 1994. 273 с.
12. *Еременко А.Н., Сталь Н.Л., Фабриков А.В.* Прямые алгоритмы обработки данных при локации источника по измеренным разностям расстояний: Модельный эксперимент // Измерительная техника. 1997. № 12. С. 40–43.

A.V. Fabricov. **Data Processing for Optical Radiation Source Location by Space Information-Measuring System: Bayesian Approach.**

The data processing is essential for any space information-measuring system realizing remote sensing of the Earth from space in optical part of radiation spectrum. Improvement in accuracy of this processing is a matter of current. A new approach to the problem in reference to the optical radiation source location is described. The method combining the algorithm of spherical intersecting for computing the initial estimates with Bayesian recurrent procedure for subsequent updating the estimates is suggested. The accuracy of estimating the source coordinates by this method is very high. Along with estimates of the source coordinates one gets the covariance matrix of estimate uncertainties.