

УДК 681.52

ВОЗМОЖНОСТИ СОКРАЩЕНИЯ ТРУДОЕМКОСТИ СТАТИСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ КОРРЕЛЯЦИОННО-ЭКСТРЕМАЛЬНЫХ СИСТЕМ

В. Ю. Емельянов,

канд. техн. наук, профессор

Н. О. Лихолет,

старший преподаватель

Санкт-Петербургский Балтийский государственный технический университет

«ВОЕНМЕХ» им. Д. Ф. Устинова

С. Н. Шаров,

доктор техн. наук, профессор

ОАО «Концерн «Гранит-Электрон»

На примере корреляционно-экстремальной системы определения местоположения аппарата, осуществляющего посадку на лунную поверхность, показана возможность сокращения трудоемкости статистического моделирования при адаптивном комбинировании различных методов.

Ключевые слова — статистическое моделирование, корреляционно-экстремальные системы.

Введение

Для определения местоположения беспилотного летательного аппарата (БПЛА) относительно земной поверхности известны системы, которые объединены в литературе под общим названием «корреляционно-экстремальные» [1]. В таких системах локатор осматривает участок поверхности под ЛА (сбоку, спереди или сзади). Результаты осмотра сравниваются с эталонной радиолокационной картой (моделью местности) и по максимуму коэффициента взаимной корреляции Крл (или другого критерия сравнения, например, невязки Нвз (X, Z)) наблюдаемого изображения и эталонной карты определяются координаты истинного местоположения ЛА относительно заданного полетным заданием на момент измерения.

При соответствующей обработке отраженных сигналов можно определить координаты контрастных и неконтрастных объектов при наличии значительных флуктуаций сигнала и априорной неопределенности отражательных свойств объекта и фона. Допустимые значения флуктуаций и погрешностей измерителя, оптимальный размер сравниваемых массивов (измеряемых и эталонных) и ракурсы наблюдения, а также ограничения

на критерии сравнения и признаки сигналов, используемые для сравнения, определяются по результатам статистического моделирования.

Основным недостатком метода статистического моделирования являются необходимые на его реализацию временные затраты, которые могут существенно превышать допустимые для подготовки полетного задания.

В настоящей работе исследованы возможности сокращения трудоемкости (необходимого числа опытов) метода статистического моделирования при подготовке полетного задания для корреляционно-экстремальных систем определения местоположения ЛА по подстилающей поверхности [2, 3] в обзорном режиме бортового локатора. Приведена количественная оценка различных методов на примере определения координат и достоверности определения заданного участка лунной поверхности бортовым локатором космического аппарата.

Моделирование

в обеспечение полетного задания

Во время подготовки полетного задания эталонное изображение определяется заранее и представляет двумерный массив A_0 (размерностью $M \times N$)

нормированных значений признака a отраженного сигнала (интенсивности, поляризации и др.), распределенных по координатам, например x и z .

Размерности M и N определяются ошибками Δx и Δz предварительного выведения БПЛА в зону осмотра бортовым локатором головки самонаведения поверхности Земли.

Радиолокационные модели [2] на различных дистанциях определяются из «идеальной» радиолокационной карты. Топографическая карта (или другая модель местности) в районе, где может находиться искомый объект (цель или ориентир), разбивается равномерной сеткой на элементы с линейными размерами, равными или меньшими, чем линейная разрешающая способность локатора с учетом его углового разрешения θ , дистанции L и углов визирования в вертикальной ν и горизонтальной Ψ плоскостях. При неоднородной поверхности в одном элементе ее отражательная способность $S_{отр}$ находится как суммарное по площади значение:

$$S_{отр} = \sum_{i=1}^n S_i \sigma_i,$$

где S_i — площадь одного элемента разрешения; n — число поверхностей площадью S_i с удельной эффективной отражательной способностью σ_i .

Таким образом, каждому элементу разрешения карты присваивается числовое значение эффективной отражательной способности. При постоянных параметрах локатора на одинаковой дистанции изменение амплитуды отраженного сигнала пропорционально величине эффективной отражающей поверхности зондируемого участка местности. При этом коэффициент пропорциональности существенно зависит от дистанции наблюдения и затухания излучения в атмосфере.

Показатель качества Π — достоверность (или запас достоверности) определения глобального экстремума критерия сравнения [2]:

$$\Pi = \frac{C_2 - C_1}{C_{cp}} \text{ или } \Pi = \frac{C_1 - C_2}{C_1},$$

где C_1 — значение критерия C в окрестности искомой точки, соответствующей глобальному экстремуму (минимуму); C_2 — значение критерия C в точке локального экстремума (минимума), ближайшего по величине к C_1 ; C_{cp} — среднее значение критерия на всем анализируемом участке эталонной карты.

Отметим, что все используемые методы сравнения результатов измерения и эталонного массива исключают непосредственное использование абсолютной величины измерений (используют только относительную величину наблюдаемого контраста по всему массиву измерений).

Основные критерии оценки качества определения местоположения ЛА относительно наблюдаемой местности следующие.

Суммарная ошибка Δ_Σ в единицах разрешения $\Delta_\Sigma = \sqrt{(\Delta_i + \Delta_j)^2}$ или $\Delta_\Sigma = \sqrt{(\Delta_x \Delta_i)^2 + (\Delta_z \Delta_j)^2}$ [м], где Δ_x и Δ_z — величина разрешения по осям x и z , м.

Если известна допустимая ошибка ΔR в определении координат местоположения осмотренной локатором зоны на карте местности, то критерием качества может служить вероятность правильного определения координат, т. е. вероятность выполнения условия $\Delta_\Sigma \leq \Delta R$.

Наличие локальных экстремумов является причиной грубых ошибок в определении местонахождения ЛА относительно наблюдаемого сюжета.

Отметим, что при необходимости учета корреляционных свойств распределения отраженного сигнала по поверхности наблюдаемого участка земной поверхности используется также статистическое моделирование. Наиболее полно методы учета корреляционных свойств изложены в работе [4].

Существующие методы снижения трудоемкости статистического моделирования

Теоретические основы метода статистического моделирования сводятся к одному базовому положению математической статистики — теореме Хинчина.

Сам принцип статистического моделирования заключается в том, чтобы нивелировать случайность (как категорию чисто статистическую) за счет проведения большого количества опытов и определить таким образом искомую величину с той или иной степенью уверенности.

Для определения количественных характеристик следует опираться на центральную предельную теорему, согласно которой случайная величина

$$\bar{x}_n = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$

распределена по нормальному закону с математическим ожиданием, равным математическому ожиданию величины x , и дисперсией $D_{\bar{x}_n} = \frac{\sigma_x^2}{n}$.

Количество опытов, необходимое для достижения заданной погрешности с заданной вероятностью при прямом статистическом моделировании:

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2 D_x}{\epsilon_{\text{доп}}^2},$$

где $\alpha_{\text{дов}}$ — доверительный интервал; $\epsilon_{\text{доп}}$ — допустимая погрешность.

Модель исследуемой системы задается в виде системы уравнений

$$X_i = X(\mathbf{V}), i = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

где $\mathbf{V} = (V_1, V_2, \dots, V_m)$ — вектор случайных параметров; m — их количество; n — число опытов при статистическом моделировании.

Таким образом, задача статистического моделирования сводится к оценке математического ожидания $m_x = M[X(\mathbf{V})]$.

Для сокращения количества проводимых экспериментов применяются различные методы [5–7]. Мы рассмотрим метод выделения главной части [5, 6], метод выборки по группам [5, 6] и комбинированный метод [7].

Помимо перечисленных используют метод существенной выборки, метод критических реализаций [8], метод нестохастического моделирования и др. Предлагаемый [9] адаптивный алгоритм имеет то преимущество, что позволяет автоматизировать процесс сокращения трудоемкости и таким образом избавляет от необходимости привлекать эксперта.

Метод выделения главной части.

Решение системы $X(\mathbf{V})$, которое, возможно, не может быть найдено аналитически, заменяют приближенным выражением $Y(\mathbf{V})$, удобным для аналитических преобразований.

Вводится новая переменная $Z(\mathbf{V}) = X(\mathbf{V}) - Y(\mathbf{V})$, и в системе уравнений (1) выполняется замена переменной X на Z путем подстановки: $X(\mathbf{V}) = Z(\mathbf{V}) + Y(\mathbf{V})$. Оценка искомого математического ожидания определяется в виде $m_x = M[Y(\mathbf{V})] + M[Z(\mathbf{V})]$, где первое слагаемое может быть найдено аналитически, а второе определяется по методу статистического моделирования. При удачном выборе функции $Y(\mathbf{V})$ дисперсия случайной величины $Z(\mathbf{V})$ может оказаться существенно меньше, чем дисперсия $X(\mathbf{V})$, что и приведет к сокращению требуемого количества опытов.

Метод выборки по группам.

В соответствии с данным методом область G возможных значений случайного вектора разбивается на K непересекающихся областей G_k : $G = G_1 \cup G_2 \cup \dots \cup G_k \cup \dots \cup G_K$. Метод предполагает проведение статистического моделирования для каждой из областей G_k с использованием вектора случайных параметров плотностей распределения вероятностей:

$$f_{\mathbf{V}^{(k)}}(\mathbf{V}) = \frac{f_{\mathbf{V}}(\mathbf{V})}{p_k},$$

где $f_{\mathbf{V}}(\mathbf{V})$ — плотность распределения вероятности на всей области определения вектора \mathbf{V} ; $f_{\mathbf{V}^{(k)}}(\mathbf{V})$ — плотности распределения для отдельных слоев; p_k — вероятность попадания случайного вектора \mathbf{V} в область G_k .

Если для области G_k выполнено N_k опытов, получим оценку математического ожидания искомого показателя для данной области

$$m_x^{*(k)} = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} X(\mathbf{V}^{(i,k)}),$$

где $\mathbf{V}^{(i,k)}$ — i -я реализация вектора \mathbf{V} внутри k -го слоя.

Результирующая оценка m_x^* должна рассматриваться как дискретная случайная величина, значения которой $m_x^{*(k)}$ наблюдаются с вероятностями p_k . Тогда она определяется усреднением:

$$m_x^* = \sum_{k=1}^K p_k m_x^{*(k)} = \sum_{k=1}^K \frac{p_k}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} X(\mathbf{V}^{(i,k)}). \quad (2)$$

Общее количество опытов $N = N_1 + N_2 + \dots + N_K$.

Определим дисперсию оценки (2), имея в виду, что все слагаемые $N_1 + N_2 + \dots + N_K$ — независимые случайные величины:

$$\begin{aligned} D[m_x^*] &= \sum_{k=1}^K \left(\frac{p_k}{N_k} \right)^2 \sum_{i=1}^{N_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})] = \\ &= \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{N_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]. \end{aligned} \quad (3)$$

Дисперсия случайной величины $X(\mathbf{V}^{(i,k)})$ может быть оценена по результатам статистического моделирования или определена аналитически следующим образом:

$$\begin{aligned} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})] &= M^{(k)}[X^2(\mathbf{V}^{(i,k)})] - \\ &- M^{(k)}[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]^2. \end{aligned}$$

Введя в рассмотрение доли от общего количества опытов, соответствующие областям G_k : $q_k = \frac{N_k}{N}$, на основе (3) получим соотношение для определения количества опытов, необходимого для получения результата с погрешностью не выше $\epsilon_{\text{доп}}$:

$$\begin{aligned} D[m_x^*] &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]; \\ N_{\text{треб}} &= \frac{\alpha_{\text{дов}}^2}{\epsilon_{\text{доп}}^2} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]. \end{aligned}$$

При удачных разбиении области G и выборе соотношения количества опытов для отдельных областей G_k дисперсия оценки (2) может быть существенно снижена.

Комбинированный метод В. Н. Пугачева.

Метод, разработанный В. Н. Пугачевым [7], преследует цель повысить точность (или соответственно снизить трудоемкость) статистического

эксперимента за счет проведения параллельного исследования упрощенной модели и совместной обработки результатов. Метод предусматривает проведение статистических экспериментов объемом N для основной и упрощенной моделей, а также определение рассматриваемых статистических характеристик упрощенной модели аналитически.

Определяемый по основной модели показатель качества исследуемой системы R в общем случае представляет собой некоторую функцию от X : $R = R(X(\mathbf{V}))$.

В качестве статистической характеристики основной модели будем рассматривать $\lambda = M[R_i]$. В результате проведения серии опытов получим выборку значений показателя качества R_1, R_2, \dots, R_N и определим оценку λ стандартным способом:

$$\lambda^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_i.$$

Для упрощенной системы в частном случае рассматривается статистическая характеристика $\mu = M[S]$ и ее оценка

$$\mu^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N S_i,$$

где S также является некоторой функцией переменных состояния упрощенной модели.

В этом случае уточненная оценка λ

$$\lambda_0 = \lambda^* - \frac{\theta_{RS}}{D_S} (\mu^* - \mu), \quad (4)$$

где θ_{RS} — корреляционный момент связи R и S .

Дисперсия оценки (4)

$$\begin{aligned} D[\lambda_0] &= \frac{1}{N} \left(D_R - \frac{2\theta_{RS}^2}{D_S} + \frac{\theta_{RS}^2}{D_S^2} D_S \right) = \\ &= \frac{D_R}{N} \left(1 - \frac{\theta_{RS}^2}{D_R D_S} \right) = \frac{D_R}{N} (1 - \rho_{RS}^2), \end{aligned}$$

где ρ_{RS} в рассматриваемом одномерном случае совпадает с коэффициентом корреляции случайных величин R и S $\rho_{RS} = \frac{\theta_{RS}}{\sqrt{D_R D_S}}$, $|\rho_{RS}| \leq 1$.

Требуемое для получения результата с погрешностью не выше $\varepsilon_{\text{доп}}$ количество опытов

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2 D_R}{\varepsilon_{\text{доп}}^2} (1 - \rho_{RS}^2).$$

Мультиметоды

Под мультиметодом понимается применение сразу двух (совместимых) методов сокращения

трудоемкости. В контексте рассматриваемого адаптивного алгоритма речь идет о двух мультиметодах:

а) выборка по группам и выделение главной части;

б) выборка по группам и комбинированный метод.

Состоят они в том, что помимо разбиения всей области на слои, для каждого слоя моделирование проводится не напрямую, а с использованием метода выделения главной части и комбинированного метода соответственно.

В варианте «а» для каждого слоя находится соответствующая ему главная часть $Y_k(\mathbf{V})$, где k — номер слоя. В этом случае

$$m_x = \sum_{k=1}^K p_k (M[Y_k(\mathbf{V})] + M[Z_k(\mathbf{V})]),$$

где $Z_k(\mathbf{V}) = X_k(\mathbf{V}) - Y_k(\mathbf{V})$.

Таким образом, задача моделирования сводится к нахождению математического ожидания $Z_k(\mathbf{V})$ для каждого слоя, причем дисперсия будет меньше, чем дисперсия $X_k(\mathbf{V})$, благодаря чему достигается выигрыш в трудоемкости.

Базовые соотношения для такого мультиметода опираются на базовые соотношения для метода выборки по группам:

$$m_x^* = \sum_{k=1}^K p_k m_x^{*(k)} = \sum_{k=1}^K \frac{p_k}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} Z_k(\mathbf{V}^{(i,k)}) + M[Y_k(\mathbf{V})],$$

где $M[Y_k(\mathbf{V})]$ находятся численным интегрированием.

Поскольку $M[Y_k(\mathbf{V})]$ не зависят от количества проведенных опытов и схемы их проведения, то дисперсия $D(Z_k)$ зависит только от соответствующей выборки внутри k -го слоя, и, как следствие, требуемое количество опытов и их оптимальная раскладка по слоям определяются соотношениями

$$D[z_x^*] = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[Z_k(\mathbf{V}^{(i,k)})];$$

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2}{\varepsilon_{\text{доп}}^2} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})].$$

В варианте «б» для каждого слоя находится упрощенная функция отклика. В этом случае

$$m_x = \sum_{k=1}^K p_k m_{x_k},$$

где $m_{x_k} = m_{x_k}^* - \frac{\theta_{XY_k}}{D_{Y_k}} (m_{Y_k}^* - M[Y_k(\mathbf{V})])$.

Формула для требуемого количества опытов приобретает вид

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2}{\varepsilon_{\text{доп}}^2} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D_{X_k} (1 - \rho_{X_k}^{*2}).$$

Принципы работы и реализация адаптивных алгоритмов статистического моделирования изложены в работе [9].

Сравнительный анализ различных способов статистического моделирования

Сравнение эффективности различных способов моделирования проводилось по карте участка лунной поверхности (рис. 1).

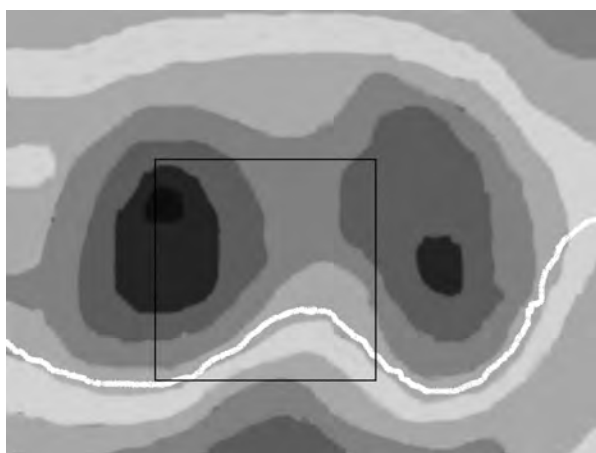
Параметры карты:

- размеры карты — 4000 × 3000 м;
- элемент разрешения карты — 10 × 10 м;
- размеры зоны поиска (квадрат) — 1500 × 1500 м;
- 1 шаг контраста соответствует 5 дБ;
- размеры осматриваемой локатором зоны — 500 × 500 м.

Для моделирования стояла задача оценки качества определения координат зоны, осматриваемой бортовым локатором космического аппарата, путем сравнения массива данных измерителя и эталонного массива той же размерности, сформированного из приведенной карты. При этом использовались два критерия сравнения: коэффициент взаимной корреляции Крл и невязка Нвз.

В рассматриваемых примерах принята допустимая ошибка определения координат до 50 м (4–5 элементов разрешения) и до 15 м (1–2 элемента разрешения), доверительный интервал для вероятности — 2 %, доверительная вероятность — 0,95 («две сигмы»).

В исходных данных для каждого примера задавались следующие случайные изменения параметров элемента разрешения:



■ Рис. 1. Радиолокационная карта

Δx — смещения элемента карты по оси x , распределенные по равномерному закону;

Δz — смещения элемента карты по оси z , распределенные по равномерному закону;

σ_A — среднеквадратическая ошибка флуктуации амплитуды (интенсивности) отраженного сигнала, распределенная по нормальному закону;

σ_α — среднеквадратическая ошибка угла ориентации, распределенная по нормальному закону.

Результаты оценки качества определения координат в различных условиях (5 примеров) приведены в табл. 1.

Сведения о необходимом числе опытов для получения требуемого качества определения координат в условиях пяти примеров различными методами моделирования приведены в табл. 2. Значения вероятности правильного определения координат осматриваемой зоны (с ошибкой менее допустимой ΔR) представлены в табл. 3.

Для наглядности результаты моделирования проиллюстрированы на рис. 2, где серый квадрат с кружком в центре (почти совпадает с черным квадратом с жирными границами) — сканируемый участок местности. Справа — полученная при сканировании картинка (с учетом влияния всех случайных параметров). Белые и черные квадраты — участки, соответствующие экстре-

■ Таблица 1

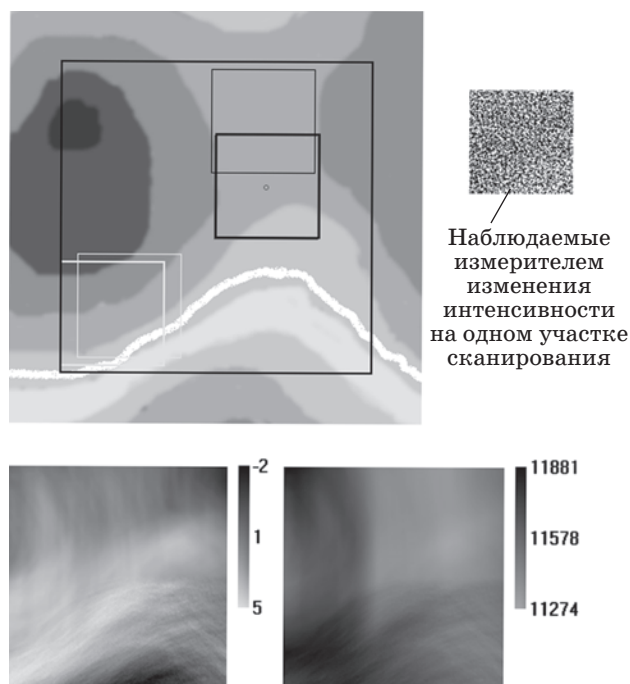
Показатель	Пример				
	1	2	3	4	5
Исходные параметры					
Δx , м	± 20	± 30	± 20	± 20	± 20
Δz , м	± 20	± 30	± 20	± 20	± 20
σ_A , дБ	10	10	15	20	10
σ_α , град	0	0	0	0	0,1
Результаты оценки					
Максимум Крл	11,9	11,9	12,1	11,7	12,2
Второй максимум Крл	11,6	11,4	11,7	11,3	11,9
Запас достоверности П по Крл, %	2,7	3,5	3,2	4,0	2,5
Минимум Нвз	10365	10670	10407	10838	10753
Второй минимум Нвз	10092	10407	10130	10568	10483
Среднее значение Нвз	10118	10430	10157	10613	10514
Запас достоверности П по Нвз, %	0,25	2,07	0,26	0,41	0,29

■ Таблица 2

Метод моделирования	1			2			3			4			5							
	Допустимая ошибка ΔR , м																			
	50		15		50		15		50		15		50		15					
Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз					
Прямое моделирование	2361	2507	2473	866	1780	2381	2508	1682	2230	2504	2486	1088	2247	2503	2501	1113	1680	2267	2488	2168
Выборка по группам	1440	2440	972	1011	1263	2314	1220	1365	1525	2469	1144	856	1461	2516	1135	1051	1284	2282	1390	1874
Выделение главной части	1878	2355	1512	888	1517	2206	1716	1485	1791	2357	1587	1001	1785	2399	1571	1068	1534	2277	1744	1939
Комбинированный метод	1721	2200	1472	632	1464	2032	1540	1356	1666	2292	1448	847	1706	2310	1439	797	1259	1994	1563	1693
Мультиметод: выборка по группам + выделение главной части	1370	2403	746	874	1181	2282	966	1387	1556	2450	944	822	1372	2417	897	1028	1841	2299	1703	1874
Мультиметод: выборка по группам + комбинированный метод	1242	2364	713	960	1076	2261	945	1332	1325	2372	832	812	1271	2337	841	931	1146	2162	1016	1645

■ Таблица 3

Метод моделирования	1			2			3			4			5							
	Допустимая ошибка ΔR , м																			
	50		15		50		15		50		15		50		15					
Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз					
Прямое моделирование	34,9	54,1	58,9	93,1	20,2	35,8	46,9	81,6	30,4	50,8	57,7	90,3	31,9	49,4	55,7	90,0	18,4	31,5	42,5	71,4
Выборка по группам	32,3	54,7	57,6	92,2	20,9	35,8	47,7	83,2	30,5	50,8	57,0	91,1	30,0	49,5	55,4	90,5	18,1	31,0	41,9	73,3
Выделение главной части	33,0	53,8	58,0	91,7	20,2	34,6	47,4	83,0	31,6	50,6	58,0	90,5	29,9	49,3	54,4	89,0	18,1	30,5	44,1	73,7
Комбинированный метод	32,2	52,9	58,0	92,7	21,7	34,9	48,2	82,4	31,5	51,6	56,5	89,9	31,4	48,2	56,2	90,1	17,3	31,0	44,4	72,2
Мультиметод: выборка по группам + выделение главной части	33,4	53,3	58,2	92,6	19,4	36,2	47,9	83,4	31,3	51,7	56,7	90,8	30,0	49,5	56,6	89,2	18,2	30,0	43,7	72,8
Мультиметод: выборка по группам + комбинированный метод	31,2	53,4	58,2	91,9	19,2	36,0	47,8	84,0	30,5	51,1	58,2	91,2	30,3	48,7	55,4	90,9	17,6	31,1	42,8	74,0



■ Рис. 2. Экстремумы при сравнении эталонной и полученной при сканировании карт

мумам значений коэффициента корреляции и невязки соответственно. Квадраты с жирными границами — глобальные экстремумы, с одинарными границами — вторые экстремумы.

В нижней части рис. 2 — карты, показывающие относительные значения нормированного коэффициента корреляции (слева) и невязки (справа). Максимум яркости соответствует максимуму нормированного коэффициента корреляции в первом случае и минимуму невязки во втором. Справа от карт — шкалы, показывающие численные значения коэффициента корреляции и невязки для соответствующих яркостей.

Заключение

1. Результаты моделирования, независимо от используемого метода, подтвердили известные ранее положения. На точность определения координат зоны обзора наибольшее влияние оказывают ошибки угловой ориентации ЛА или зоны обзора наблюдаемой локатором отражающей поверхности. Меньше всего влияют центрированные случайные флуктуации амплитуды, и большее влияние оказывает смещение наблюдаемых элементов разрешения по поверхности (смещение по x и z).

2. Благодаря оптимизации схемы проведения опытов в соответствии с адаптивным алгоритмом многомерного статистического моделирования

удается сократить трудоемкость в 1,5–2 раза для стандартных методов сокращения трудоемкости. Использование предложенных мультиметодов, объединяющих выборку по группам с методом выделения главной части или комбинированный метод В. Н. Пугачева, позволяет в 2–3 раза сократить число опытов и соответственно время, затрачиваемое на статистическое моделирование, необходимое для оценки точности и запаса достоверности определения местоположения осматриваемой зоны.

3. Разработанное программное обеспечение позволяет оценить точность и вероятность правильного определения координат осматриваемой зоны. Входными данными для программы являются:

- двумерный массив эталонной карты $[X(1, \dots, M) Z(1, \dots, N) A(1, \dots, 16)]$;
- дискретность эталонной карты $\Delta_x, \Delta_z, \Delta_A$ [м];
- размеры зоны, осматриваемой локатором, $x_{л}, z_{л}$;
- допустимая круговая ошибка определения местоположения центра или другой заданной точки зоны осмотра ΔR ;
- доверительный интервал для вероятности правильного определения координат $(0,1-10)$;
- доверительная вероятность $(0,7-0,999)$;
- $\Delta x, \Delta z, \sigma_A, \sigma_\alpha$.

Выходными параметрами программы будут оценки качества определения местоположения осматриваемой зоны: точность по оси x и z , вероятность правильного определения координат с заданной точностью и запас достоверности.

Исследуя с ее помощью различные участки поверхности, можно определить наилучшие параметры зоны осмотра (координаты и размеры) при априорно задаваемых погрешностях локатора и отражательных свойствах поверхности, а также выбрать алгоритм сравнения результатов измерений и эталонной карты. В частности, для приведенных примеров невязка на данном участке карты дает существенно большую вероятность правильного определения координат, чем коэффициент корреляции.

4. Для создания программы оптимизации параметров полетного задания целесообразно согласовать точность статистических оценок с точностью статистических характеристик исходных данных.

Такая задача может оптимально решаться для ограниченного числа типовых сюжетов фоновой обстановки; на их основе имеется возможность быстро уточнять требуемые оценки при изменении сюжета (карты) и априорные данные об отражательных свойствах объектов и покровов.

Литература

1. Белецкий В. К., Юрьев А. Н. Корреляционно-экстремальные методы навигации. М.: Радио и связь, 1982. 256 с.
2. Шаров С. Н. Информационные управляющие системы беспилотных летательных аппаратов. СПб.: Балт. гос. техн. ун-т, 2007. 255 с.
3. Подоплёкин Ю. Ф., Шаров С. Н. Некоторые особенности использования бортового радиолокатора для увеличения точности определения местоположения беспилотного летательного аппарата // Изв. РАН. 2004. Вып. 1. С. 66–73.
4. Шалыгин А. С., Палагин Ю. И. Моделирование случайных процессов и полей. СПб.: Балт. гос. техн. ун-т, 1997. 129 с.
5. Васильев Д. В., Сабинин О. Ю. Ускоренное статистическое моделирование систем управления. Л.: Энергоатомиздат, 1987. 132 с.
6. Ермаков С. М., Михайлов Г. А. Статистическое моделирование. М.: Наука, 1982. 296 с.
7. Пугачев В. Н. Комбинированные методы определения вероятностных характеристик. М.: Сов. радио, 1973. 256 с.
8. Подоплёкин Ю. Ф., Зимин С. Н. Выбор критических реализаций как метода ускорения статистического моделирования // Изв. РАН. 2007. Вып. 3 (53). С. 3–5.
9. Емельянов В. Ю., Лихолет Н. О. Повышение эффективности методов сокращения трудоемкости статистического моделирования на основе адаптивного подхода // Мехатроника, автоматизация, управление. 2007. № 5. С. 25–27.

Н. И. Поликарпова, А. А. Шалыто
Автоматное программирование. — СПб.: Питер, 2009. — 177 с.: ил.

ISBN 978-5-388-00692-9

В книге рассматривается автоматное программирование — подход к разработке программных систем со сложным поведением, основанный на модели автоматизированного объекта управления (расширении конечного автомата). Предлагаемый подход позволяет создавать качественное программное обеспечение для ответственных систем, охватывая все этапы его жизненного цикла и поддерживая его спецификацию, проектирование, реализацию, тестирование, верификацию и документирование.

Книга предназначена для специалистов в области программирования, информатики, вычислительной техники и систем управления, а также аспирантов и студентов, обучающихся по специальностям «Прикладная математика и информатика», «Управление и информатика в технических системах» и «Вычислительные машины, системы, комплексы и сети».

