



ЕДИНЫЙ ЛОКАЦИОННЫЙ АЛГОРИТМ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ДВИЖЕНИЯ БЛИЗКИХ ОБЪЕКТОВ

САВАНЕВИЧ В.Е.

Разрабатывается единый локационный алгоритм оценки параметров движения элементов компактной группы объектов. Производится сравнительный анализ точности получаемых оценок с траекторным алгоритмом. Выявляются основные закономерности функционирования единого локационного алгоритма оценивания. Обсуждаются области целесообразного использования как траекторного, так и единого локационного алгоритмов.

В настоящее время оценка параметров движения в локационных системах осуществляется в два этапа. Первый этап (первичная обработка) предназначен для оценки параметров положения объектов в фиксированные моменты времени или, что эквивалентно, для оценки параметров сигналов. Второй этап (вторичная обработка) используется для объединения информации, поступающей с выхода устройств первичной обработки.

Вместе с тем известен подход [2,3] к решению таких задач, связанный с ликвидацией, в какой-то мере искусственного, разделения на этапы процесса обработки локационной информации и приводящий к созданию так называемого единого локационного алгоритма (ЕЛА). Сторонники данного подхода надеются, что единая оптимизация процесса обработки информации приведет к минимизации ее потерь и, как следствие, — к повышению точности оценки параметров движения. Однако желательно кроме качественной оценки иметь и числовые данные, прежде всего количественный анализ точности оценок, получаемых траекторным [1, 4] и единым локационным алгоритмами.

В целях получения таких числовых данных синтезируем ЕЛА оценки параметров движения элементов компактной группы, состоящей из Q объектов. Чтобы обеспечить конкретность и большую наглядность, в качестве локационной системы рассмотрим оптико-электронное средство наблюдения с ПЗС-матрицей [5]. Модель движения ограничим случаем линейного движения на плоскости:

$$\begin{aligned} x_{lj} &= x_{oj} + V_{xj}t_l; \\ y_{lj} &= y_{oj} + V_{yj}t_l, \end{aligned} \quad (1)$$

где t_l — время формирования l -го кадра; x_{lj}, y_{lj} — координаты j -го объекта в l -м кадре; V_x, V_y — скорость j -го объекта по координатам x и y соответствен-

но. Как и ранее [5], будем считать, что координаты падения фотонов на ПЗС-матрицу имеют круговое нормальное распределение:

$$f(x, y, t_l) = p_o + \sum_{j=1}^Q \frac{p_j}{2\pi\sigma_j^2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_j^2} \left\{ (x - x_{oj} - V_{xj}t_l)^2 + (y - y_{oj} - V_{yj}t_l)^2 \right\} \right], \quad (2)$$

где p_o — относительный вес шумовых фотонов ПЗС-матрицы; p_j — относительный вес числа фотонов, соответствующих j -му объекту.

При этом наблюдению, регистрации доступны напряжения на выходе элементов ПЗС-матрицы, которые легко можно привести к опытным относительным частотам попадания фотонов в ik -й элемент ПЗС-матрицы на l -м кадре v_{ikl}^* . Их теоретический аналог — вероятность попадания фотонов в ik -й элемент ПЗС-матрицы с границами α_i, β_i по координате x и ψ_k, η_k — по координате y на l -м кадре, что определяется выражением:

$$v_{ikl} = \int_{\alpha_i}^{\beta_i} \int_{\psi_k}^{\eta_k} f(x, y, t_l) dx dy.$$

Итак, необходимо на основе тензора с дискретными элементами v_{ikl}^* и принятой модели синтезировать процедуру оценки максимального правдоподобия непрерывных величин — параметров движения.

В рассматриваемом случае уравнения максимального правдоподобия имеют вид

$$\sum_{l=1}^T \sum_{i,k} \frac{v_{ikl}^*}{v_{ikl}} \frac{\partial v_{ikl}}{\partial \theta_n} = 0, \quad (3)$$

здесь T — число кадров изображения; M — общее количество элементов ПЗС-матрицы; θ_n — n -й параметр, подлежащий оцениванию.

Вектор оцениваемых параметров θ включает в себя параметры движения каждого объекта x_o, y_o, V_x, V_y . Включение в θ дополнительно относительных весов p_j и дисперсии разброса фотонов j -го объекта σ_j существенно увеличивает громоздкость выкладок, с одной стороны, и не представляет особых математических трудностей [5] — с другой. Теперь естественно перейти к вычислению производных, входящих в (3).

Подробней остановимся на определении выражения для $\partial v_{ikl} / \partial x_{oj}$. С учетом того факта, что в (2) только одно слагаемое зависит от x_{oj} , данная производная будет иметь вид

$$\frac{\partial v_{ikl}}{\partial x_{oj}} = p_j F_{yjk} (y_{oj} + V_{yj}t_l; \sigma_j^2) \frac{\partial}{\partial x_{oj}} F_{xji} (x_{oj} + V_{xj}t_l; \sigma_j^2),$$

$$\text{где } F_{zjm} (m_j; \sigma^2) = \int_{\xi_m}^{\xi_m} N_{zj} (m_j; \sigma^2) dx,$$

$$N_{zj} (m_j; \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} (z - m_j)^2 \right).$$

Нетрудно показать, что

$$\frac{\partial}{\partial x} F_{xi}(m_x; \sigma^2) = N_{\alpha i}(m_x; \sigma^2) - N_{\beta i}(m_x; \sigma^2).$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} \frac{\partial v_{ik}}{\partial x_{oj}} &= p_j F_{yjk}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2) \times \\ &\times [N_{\alpha i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2) - N_{\beta i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2)]. \quad (4) \end{aligned}$$

В дальнейшем индексы x и y при функциях F и N опущены. Выражение для $\partial v_{ikl} / \partial y_o$ записывается по аналогии:

$$\begin{aligned} \frac{\partial v_{ikl}}{\partial y_o} &= p_j F_{ji}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2) \times \\ &\times [N_{\psi k}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2) - N_{\eta k}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2)]. \quad (5) \end{aligned}$$

Вывод производных по скорости осуществляется аналогично, различие заключается в добавке множителя t_1 :

$$\begin{aligned} \frac{\partial v_{ikl}}{\partial V_{xj}} &= t_1 p_j F_{jk}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2) \times \\ &\times [N_{\alpha i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2) - N_{\beta i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2)]. \quad (6) \\ \frac{\partial v_{ikl}}{\partial V_{yj}} &= t_1 p_j F_{ji}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2) \times \\ &\times [N_{\psi k}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2) - N_{\eta k}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2)]. \quad (7) \end{aligned}$$

В целях дальнейшего упрощения выражений (4)-(7) введем понятие локального математического ожидания $m_{\epsilon\gamma}$ случайной величины на интервале $[\epsilon, \gamma]$, которое соответствует среднему значению случайной величины на указанном интервале [5].

В контексте поставленной задачи локальные математические ожидания координат падения фотонов в ik -м дискрете на l -м кадре можно представить в виде

$$\begin{aligned} m_{xjil}^{\wedge} &= x_{oj} + V_{xj}t_1 + \frac{\sigma_j^2}{F_{ji}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2)} \times \\ &\times [N_{\alpha i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2) - N_{\beta i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2)]; \\ m_{yjkl}^{\wedge} &= y_{oj} + V_{yj}t_1 + \frac{\sigma_j^2}{F_{jk}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2)} \times \\ &\times [N_{\psi k}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2) - N_{\eta k}(y_{oj} + V_{yj}t_1; \sigma_j^2)]. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} N_{\alpha i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2) - N_{\beta i}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2) &= \\ = \frac{F_{ji}(x_{oj} + V_{xj}t_1; \sigma_j^2)}{\sigma_j^2} (m_{xjil}^{\wedge} - x_{oj} - V_{xj}t_1). \quad (8) \end{aligned}$$

Для координаты y формула (8) записывается аналогичным образом.

Подставив выражение (8) и аналогичное ему для координаты x в (4)-(7), получим:

$$\begin{aligned} \frac{\partial v_{ikl}}{\partial x_{oj}} &= p_j \frac{F_{jik}}{\sigma_j^2} (m_{xjil}^{\wedge} - x_{oj} - V_{xj}t_1); \\ \frac{\partial v_{ikl}}{\partial y_{oj}} &= p_j \frac{F_{jik}}{\sigma_j^2} (m_{yjkl}^{\wedge} - y_{oj} - V_{yj}t_1); \\ \frac{\partial v_{ikl}}{\partial V_{xj}} &= t_1 p_j \frac{F_{jik}}{\sigma_j^2} (m_{xjil}^{\wedge} - x_{oj} - V_{xj}t_1); \quad (9) \\ \frac{\partial v_{ikl}}{\partial V_{yj}} &= t_1 p_j \frac{F_{jik}}{\sigma_j^2} (m_{yjkl}^{\wedge} - y_{oj} - V_{yj}t_1). \end{aligned}$$

Подставив полученные выражения в (3), запишем подсистему уравнений максимального правдоподобия для оценок начального положения и скорости j -го объекта по одной из координат:

$$\begin{cases} D_x - x_{oj}A + V_{xj}B = 0; \\ D_{tx} - x_{oj}B - V_{xj}C = 0; \end{cases} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{где } A &= \sum_{l=1}^T \sum_{i,k} v_{ikl}^* \lambda_{jikl}; & B &= \sum_{l=1}^T \sum_{i,k} v_{ikl}^* \lambda_{jikl} t_1; \\ C &= \sum_{l=1}^T \sum_{i,k} v_{ikl}^* \lambda_{jikl} t_1^2; & D_x &= \sum_{l=1}^T \sum_{i,k} v_{ikl}^* \lambda_{jikl} m_{xjil}^{\wedge}; \\ D_{tx} &= \sum_{l=1}^T \sum_{i,k} v_{ikl}^* \lambda_{jikl} t_1 m_{xjil}^{\wedge}; & \lambda_{jikl} &= \frac{p_j F_{jikl}}{v_{ikl}}. \end{aligned}$$

Аналогичная подсистема уравнений по координате y по сути ничем не отличается от (10), разве что вместо D_x и D_{tx} в нее подставлены переменные D_y и D_{ty} , имеющие аналогичные смысл и структуру.

Итак, система уравнений максимального правдоподобия (10) единого локационного измерителя (измерителя, синтезированного без предложения об искусственном разделении обработки локационной информации на первичную и вторичную) состоит из Q подсистем (по числу объектов), решение каждой из которых имеет вид

$$\begin{cases} \hat{x}_{oj} = \frac{CD_x - D_{tx}B}{AC - B^2}; \\ \hat{y}_{oj} = \frac{CD_y - D_{ty}B}{AC - B^2}; \\ \hat{V}_{xj} = \frac{D_{tx} - x_{oj}B}{C}; \\ \hat{V}_{yj} = \frac{D_{ty} - y_{oj}B}{C}. \end{cases} \quad (11)$$

Говоря о сущностной стороне процедуры (11), следует обратить внимание на тот факт, что она полностью аналогична итерационной процедуре формирования отметок [5], за тем исключением, что расщеплению подвергаются одновременно все T информационных кадров. Как и ранее [5], процедура (11) состоит из двух этапов. На первом этапе на основе значений параметров движения, полученных на предыдущей итерации или в качестве целеуказаний (начальных условий), осуществляется расщепление потенциалов дискрет ПЗС-матрицы. При этом под расщеплением понимается распределение долей

названных выше потенциалов между объектами (каждым отдельно) и шумами. Иными словами, ни один из данных потенциалов в общем случае не приписывается ни одному из объектов, речь идет лишь о том, что такая-то часть фотонов, породивших данный потенциал, гипотетически принадлежит такому-то объекту. Формально результатом этапа расщепления является совокупность весовых коэффициентов I_{ijk} .

На втором этапе производится независимая оценка параметров каждой траектории по подвыборкам, сформированным на первом этапе. Итерационный процесс чередования операций расщепления и оценивания прекращается по мере того, как практически перестают изменяться от итерации к итерации оцениваемые параметры или, что то же самое, коэффициенты 1.

В ходе исследований было проведено статистическое моделирование входной информации и последующая ее обработка с использованием разработанного единого локационного алгоритма, а также разработанного ранее [4] траекторного алгоритма. При этом одни и те же выборки подавались на вход обоих алгоритмов. На рис. 1-7 приведены графики, демонстрирующие результаты моделирования.

На рис. 1,а,б представлены зависимости суммарной дисперсии оценок координат объектов от расстояния между объектами для различного числа целевых фотонов $m_k=10, 20$ (кривые 1 и 2 соответственно) и различных размеров дискрета ПЗС-матрицы $\Delta/\sigma=3,1$ (рис. 1 и 2 соответственно). На рис. 1,в представлены аналогичные зависимости для $\Delta/\sigma=3$ (кривая 1) и $\Delta/\sigma=5$ (кривая 2) для $m_k=10$ и пяти анализируемых кадров. Видно, во-первых, очевидное и легко объяснимое снижение точности обработки при уменьшении относительного расстояния между объектами. Во-вторых, при уменьшении расстояния между объектами зависимость дисперсии ошибок получаемых оценок от числа фотонов заметно ослабевает. В-третьих, с уменьшением размера дискрета ПЗС-матрицы зависимость точности получаемых оценок от числа целевых фотонов усиливается. И последнее: по мере уменьшения расстояний между объектами

ошибки возрастают тем быстрее, чем больше размер дискрет соответствующей ПЗС-матрицы.

На рис. 2 приведены зависимости суммы дисперсий оценок от расстояния между объектами для разного числа кадров $T=10,5$ (кривые 1 и 2 соответственно) и целевых фотонов $m_k=20,10$ (рис.4 и 5 соответственно) при размере дискрета ПЗС-матрицы $\Delta/\sigma=1$. Графики, приведенные на рис.1, в и 2, а, свидетельствуют о том, что с увеличением числа анализируемых кадров влияние размера дискрета ПЗС-матрицы на дисперсию ошибок координат объектов ослабевает. Сравнительный анализ графиков, приведенных на рис.2, позволяет сделать вывод о том, что при уменьшении числа целевых фотонов (по-крайней мере с некоторого критического уровня) зависимость ошибок координат от числа анализируемых кадров ослабевает. Данный факт (не объяснимый для обычных, негруппированных выборок) объясняется наличием на входе разработанного алгоритма именно группированной выборки.

Существенный интерес представляет сравнительный анализ единого локационного алгоритма оценки параметров движения элементов компактной группы объектов и традиционного траекторного [5] алгоритма, использующего двухэтапные процедуры обработки локационной информации.

На рис. 3, а приведена зависимость дисперсий оценок координаты от числа кадров для одного объекта (1 — траекторный алгоритм, отметки формируются по центру области; 2 — траекторный алгоритм [5], отметки формируются итерационным алгоритмом [4], 3 — единый локационный алгоритм). На рис.3,б представлены аналогичные зависимости при числе целевых фотонов $m_k=50,100$.

На рис. 4—6 приведены полученные зависимости суммы дисперсий оценок параметров от расстояния между объектами для различных чисел целевых фотонов и размеров дискрет ПЗС-матрицы (1 — траекторный алгоритм, отметки формируются итерационным алгоритмом; 2 — единый локационный алгоритм).

Полученные зависимости позволяют сделать ряд выводов, из которых к числу основных следует отнести следующие.

При сопровождении одного объекта реализация ЕЛА позволяет повысить точность по сравнению с двухэтапной обработкой лишь для большого размера дискрет ПЗС-матрицы, т.е. в случае использования по каким-либо причинам плохих, несовершенных ПЗС-матриц, или в общем случае — плохих устройств первичной обра-

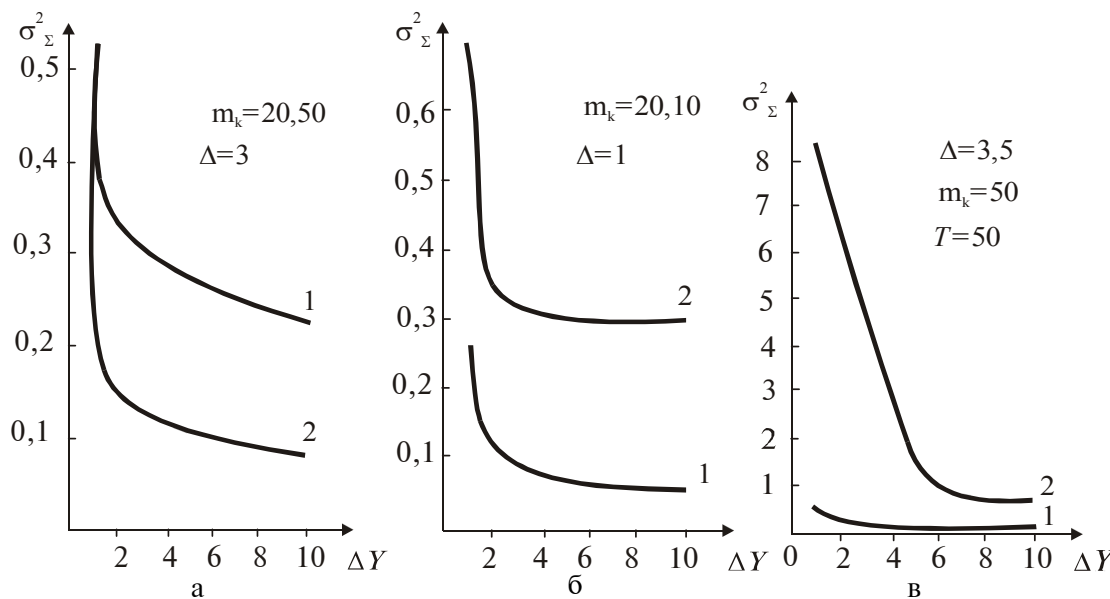


Рис. 1. Зависимость суммарной дисперсии оценок от расстояния между объектами: а — $\Delta/\sigma=3$; б — $\Delta/\sigma=1$; в — $\Delta/\sigma=3,5$; $m_k=50$

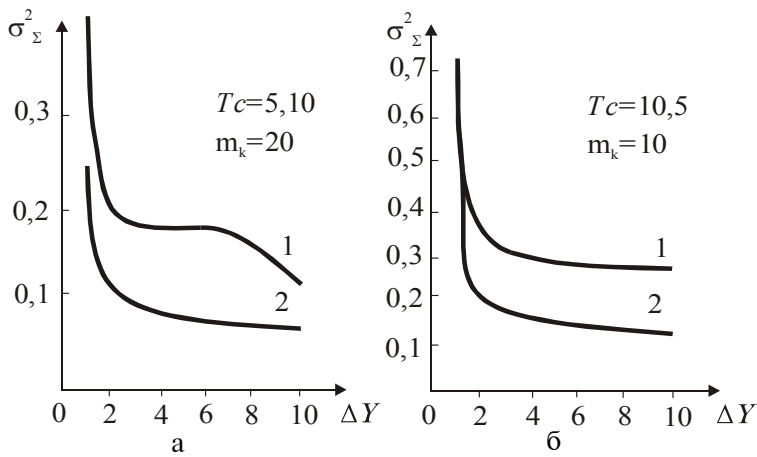


Рис.2. Зависимость суммарной дисперсии оценок координаты от расстояния между объектами для разного числа фотонов: а – $m_k=20$; б – $m_k=10$

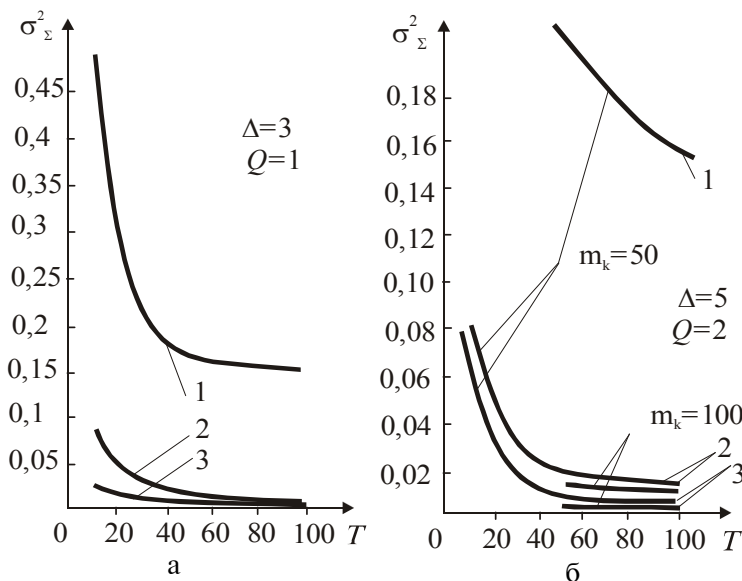


Рис. 3. Зависимость дисперсии оценок координаты от числа кадров: а – один объект; б – два объекта

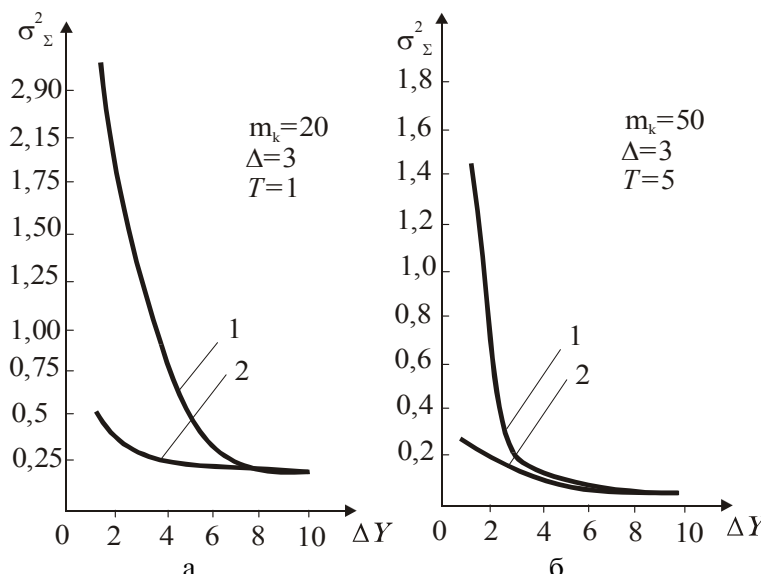


Рис. 4. Зависимость суммарной дисперсии оценок координаты от расстояния между объектами: а – $m_k=20$; б – $m_k=50$

ботки. В остальных случаях отказ от разделения обработки на первичную и вторичную не дает существенного выигрыша в точности, а с учетом большей трудоемкости операций единого алгоритма вообще является нецелесообразным.

Картина существенно меняется при использовании алгоритмов в многоцелевой обстановке, даже при известном количестве целей. Выигрыш ЕЛА по отношению к “раздельному” тем больше, чем компактнее наблюдаемая группа объектов, чем ближе они расположены относительно друг друга. Понятно, что в этом случае уже нельзя существенно повысить точность траекторного алгоритма за счет ПЗС-матриц или изменения фокусного расстояния оптического прибора. Видно, что выигрыш тем больше, чем ближе объекты, хуже ПЗС-матрица и больше число анализируемых кадров. Так, с ростом числа кадров в 10 раз (до $T=50$) различия в точности единого и двухэтапного алгоритмов возрастают до 4 и 4,5 раза для приведенных расстояний между объектами 3 и 1 соответственно. Зависимость числа итераций алгоритма от расстояния между объектами приведена на рис. 7.

В результате проведенного в статье синтеза единого локационного алгоритма оценки параметров движения объектов, входящих в компактную группу, и последующего его сравнительного анализа с траекторным алгоритмом можно сформировать ряд выводов. Во-первых, для сопровождения одиночной цели ЕЛА следует применять только тогда, когда устройства первичной обработки сигналов низкого качества (в рассматриваемом случае – несовершенные ПЗС-матрицы, имеющие дискреты с огромными областями ответственности). При этом ЕЛА несколько парирует недостатки первичной обработки, но все же не компенсирует их полностью.

Во-вторых, в рамках поставленной задачи ЕЛА при практической реализации может себя хорошо зарекомендовать, когда необходимо иметь по сути запредельно высокую, практически потенциальную точность регистрации положения и параметров движения очень близких объектов при условии, что их число известно заранее. Примерами таких условий являются кратные звезды, а особенно космические объекты, запускаемые одной ракетой-носителем, такие как спутники связи системы Глобалстар, на этапе их разведения. При этом выигрыш ЕЛА по отношению к траекторному тем больше, чем ближе друг к другу объекты, чем компактней группа. Уже при относительном расстоянии между объектами $\Delta Y / \sigma > 8$ и качественными приемниками $\Delta / \sigma < 1$ разница между точностью оценок, получаемых обоими алгоритмами, практически нивелируется.

В этой связи следует считать, что в большинстве практически значимых случаев целесообразней иметь качественные устройства первичной обработки, чем пытаться на после-

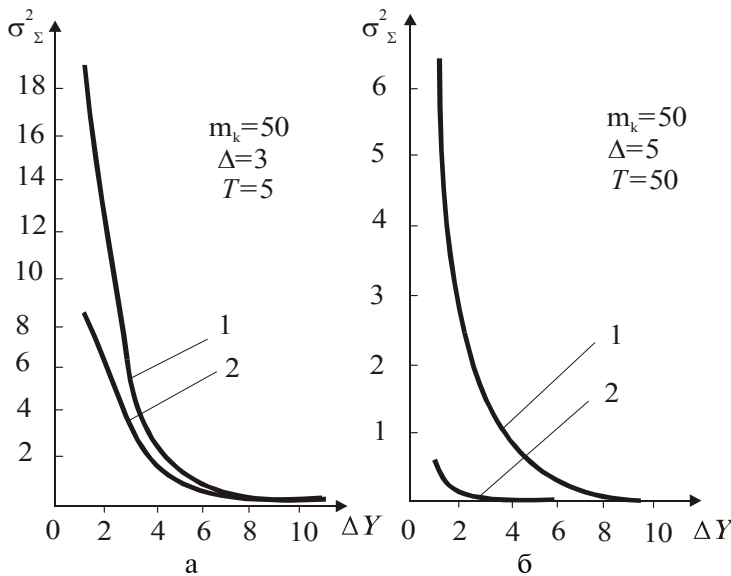


Рис. 5. Зависимость суммарной дисперсии оценок координат от расстояния между объектами: а — $T=5$; б — $T=50$

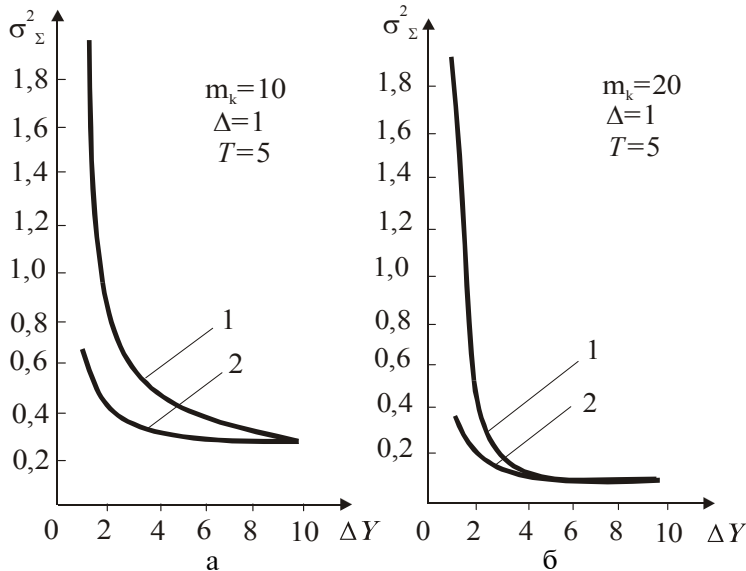


Рис. 6. Зависимость суммарной дисперсии оценок координат от расстояния между объектами: а — $m_k = 10$; б — $m_k = 20$

дующих этапах обработки информации компенсировать недостатки аппаратуры первых этапов.

Вместе с тем всегда перед специалистами будут возникать задачи, для решения которых современные на тот момент датчики можно будет считать плохими. И в данной ситуации в целях минимизации потерь информации целесообразно использовать алгоритмы, во-первых, учитывающие особенности условий и средств наблюдения, во-вторых, основанные на оптимизации обработки информации как единого процесса, без всякого рода искусственно введенных этапов и этапиков. К последнему классу алгоритмов и относится синтезированный в статье ЕЛА оценки параметров движения элементов компактной группы объектов.

Литература: 1. Кузьмин С.З. Основы проектирования систем цифровой обработки радиолокационной информации. М.: Радио и связь, 1986. 352 с. 2. Прикладная статистика. Классификация и снижение размерности: Справочное издание / Под ред. С.А. Айвазян. М.: Финансы и статистика, 1989. 606с. 3. Теория обнаружения сигналов / Под ред. П.А. Бакута. М.: Радио и связь, 1984. 440 с. 4. Саваневич В.Е., Логачев С.В., Пугач А.В. Бесстробовый алгоритм оценки параметров близких траекторий. // Радиоэлектроника и информатика. № 2. 1999. С. 4-8. 5. Саваневич В.Е. Определение координат статистически зависимых объектов на дискретном изображении. // Радиоэлектроника и информатика. № 1. 1999 С. 4-8.

Поступила в редколлегию 24.07.99.

Рецензент: д-р техн. наук Поповский В.В

Саваневич Вадим Евгеньевич, канд. техн. наук, доцент Харьковского военного университета. Адрес: 310086, Украина, Харьков, ул. Тобольская, 38а, кв.33, тел. 32-16-38.

УДК 621.396.6

ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ ФАЗОВОГО S-N ПЕРЕХОДА СВЕРХПРОВОДЯЩЕГО ЗАЩИТНОГО УСТРОЙСТВА

БЕРЕЗИНЕЦ В.М., КУЧЕР Д.Б., ФЫКА И.

Приводятся результаты экспериментальных исследований фазового перехода из сверхпроводящего в нормальное состояние защитного устройства на основе высокотемпературного сверхпроводника.

В настоящее время опубликовано достаточно много работ, показывающих, что для ограничения значительных по амплитуде токов и напряжений,

возникающих под действием мощных электромагнитных излучений (МЭМИ) в линиях связи радиоэлектронной аппаратуры (РЭА), можно применять сверхпроводящие защитные устройства. Время их срабатывания определяется длительностью фазового S-N перехода. Согласно результатам исследований, проведенных в работах [1,2], фазовые состояния сверхпроводящего защитного устройства можно определить так:

$$\begin{cases} K_S = N_S h^2 l^2 (W - 2\lambda_1)^2, & 0 \leq t < t_{c1}; \\ K_S(t) = N_S l^2 \left(Wh - 4\lambda_1^2 \frac{i(t)}{I_{c1}} \right)^2, & t_{c1} \leq t < t_{c2}; \\ K_S = 0, & t_{c2} \leq t < t_n, \end{cases} \quad (1)$$