



БЕССТРОБОВЫЙ АЛГОРИТМ ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ БЛИЗКИХ ТРАЕКТОРИЙ

САВАНЕВИЧ В.Е., ЛОГАЧЕВ С.В., ПУГАЧ А.В.

Предлагается класс алгоритмов оценки параметров движения объектов, входящих в компактную группу, основанный на решении задач расщепления смеси вероятностных распределений. Получаются уравнения максимального правдоподобия для оценки параметров полиномиальной траектории. Для случая линейной траектории производится анализ влияния условий наблюдения, конструкции устройств первичной обработки и параметров компактной группы объектов на точность получаемых оценок; определяются основные закономерности работы алгоритмов.

Классические алгоритмы [1] траекторной (вторичной) обработки локационной информации ориентированы на обработку информации об одиночных движущихся объектах в условиях разреженного потока целей.

Данные алгоритмы широко применяются при обнаружении и сопровождении объектов с достаточно высокой локационной контрастностью. При этом количество ложных отметок фиксируется на низком уровне путем установления порога в устройствах первичной обработки, обеспечивающего условную вероятность ложной тревоги в элементарном объеме разрешения порядка 10^{-5} - 10^{-6} .

Применение указанных алгоритмов для оценок параметров движения в условиях плотного потока объектов осуществляется путем формирования групп отметок, предположительно принадлежащих одной траектории, и последующего формирования оценки параметров траектории, содержащейся в группе информации. При этом формирование групп отметок производится путем стробирования и селекции отметок в строках. Следовательно, качество оценивания напрямую зависит от ошибок идентификации, селекции отметок и на этапе обработки уже сформированной подвыборки не может быть улучшено.

В этой связи существенное значение имеют методы создания алгоритмов, инвариантных к перестановке измерений в строках или, что равнозначно, в группах отметок. Известно [2] бесстробовое решающее правило вторичной обработки, предписывающее перебор всех возможных гипотез о сочетании отметок с учетом их пропусков и выделение гипотезы с максимальным весом. Число таких гипотез приближенно определяется соотношением $N \approx (S!)^{k-1}$, где S — среднее число отметок на цикл обзора; k — число анализируемых циклов обзора, и для $S = 5$, $k = 5$ превышает 200 миллионов. Понятно, что использо-

вание данного подхода существенно повышает качество оценок, но проанализировать такое количество гипотез не представляется возможным.

В статье предлагается метод синтеза алгоритмов, инвариантных к перестановке отметок в строках, основанный на решении задачи расщепления смеси распределений [3, 4]. При этом поток отметок представляется как результат полигауссовской аппроксимации полей правдоподобия в зоне обзора наблюдательного средства [6]. Сама возможность применения такой аппроксимации основана на предположении, что полезный сигнал от объекта будет находиться вблизи одного из локальных максимумов поля правдоподобия зоны обзора.

Итак, пусть на T циклах обзора сформировано N отметок, причем на l -м цикле имеет место N_l отметок:

$$\sum_{l=1}^T N_l = N,$$

где l — номер цикла обзора.

Координаты i -й отметки на l -м цикле обзора описываются векторной величиной \bar{x}_{li} .

Вероятность появления данной, конкретной совокупности отметок с учетом их некоррелированности как от обзора к обзору, так и между параметрами разных отметок на одном обзоре можно представить в виде

$$P(\bar{x}) = \prod_{l=1}^T \prod_{i=0}^{N_l} P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta}),$$

где $\bar{\Theta}$ — матрица параметров движения объектов, j -й столбец которой содержит информацию о параметрах движения j -го объекта; $P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta})$ — вероятность появления “объекта” на l -м цикле обзора в окрестности точки с координатами \bar{x}_{li} , при условии, что объектовая обстановка в зоне обзора наблюдательного средства описывается матрицей $\bar{\Theta}$.

Поиск оценки максимального правдоподобия векторного параметра $\bar{\Theta}$ осуществляется путем решения системы уравнений:

$$\frac{\partial}{\partial \bar{\Theta}} \prod_{l=1}^T \prod_{i=0}^{N_l} P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta}) = 0.$$

Последнее выражение при условии $P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta}) \neq 0$ не трудно преобразовать к виду

$$\sum_{l=1}^T \sum_{i=0}^{N_l} \frac{\partial P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta})}{\partial \bar{\Theta}} \frac{1}{P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta})} = 0. \quad (1)$$

Очевидно, что величину $P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta})$ в предположении малости окрестности точки $d\bar{x}_{li}$ с координатами \bar{x}_{li} можно представить как

$$P(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta}) = f(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta}) d\bar{x}_{li} = f(\bar{x}_{li} | \bar{\Theta}) d\bar{x},$$

где $\bar{f}(x_{li})$ — соответствующая плотность распределения. Естественно, что размер окрестности dx в (1) может быть сокращен.

Теперь следует обратить внимание на плотность распределения $\bar{f}(x_{li})$. Из существенных соображений поставленной задачи очевидно, что она должна включать как слагаемые по числу объектов, соответствующие положению каждого объекта в момент времени t , соответствующий l -му циклу обзора, так и слагаемое, ответственное за появление ложной отметки p_0 .

Последнее слагаемое в свою очередь также выполняет роль учетчика возможного пропуска сигнала от j -го объекта на l -м цикле обзора. Не трудно показать [6], что $p_0 = 1 - D$, где D — вероятность обнаружения сигнала в устройствах первичной обработки от одного из Q объектов в окрестности точки x_{li} .

Итак, плотность распределения координат отметок с учетом пропусков сигналов и появления ложных объектов при нормальной модели ошибок измерения координат можно аппроксимировать полигауссовским распределением:

$$\bar{f}(x_{li} | \Theta) = p_{0l} + \sum_{j=1}^Q p_{jl} N_{x_{jli}}(\bar{m}_{jl}(\Theta); \Sigma_{jli}), \quad (2)$$

$$\text{где } N_{x_{jli}}(\bar{m}_{jl}(\Theta); \Sigma_{jli}) = \frac{1}{(2\pi)^{R/2} \det(\Sigma_{jli})} \times \exp\left\{-\frac{1}{2}(\bar{m}_{jl}(\Theta_j) - \bar{x}_{li})\Sigma_{jli}^{-1}(\bar{m}_{jl}(\Theta_j) - \bar{x}_{li})\right\};$$

p_{jl} — “относительный” вес j -й траектории на l -м цикле обзора; $\bar{\Theta}_j$ — вектор параметров движения j -го объекта; $\bar{m}_{jl}(\Theta_j)$ — математическое ожидание координат отметки, соответствующей j -му объекту на l -м цикле обзора; Σ_{jli} — корреляционная матрица оценки координат поля правдоподобия [6]; R — размерность зоны обзора.

С учетом того, что в сомножителе $\partial P(x_{li} | \Theta) / \partial \Theta$ каждый раз остается только одно из слагаемых выражения (2), а также помня о том, что $\exp'(x) = x \exp(x)$, перепишем одно из уравнений системы (1) в виде

$$\sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \frac{p_{jl} N(\bar{m}_{jl}(\Theta_j); \Sigma_{jli})}{\bar{f}(x_{li} | \Theta)} \frac{\partial}{\partial \Theta_{jk}} \left(-\frac{1}{2} \Delta x_{jli}^{-T} \Sigma_{jli}^{-1} \Delta x_{jli} \right) = 0,$$

где $\Delta x_{jli} = \bar{m}_{jl}(\Theta_j) - \bar{x}_{li}$, или, с учетом того, что матрица симметрична,

$$\sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli} \Delta x_{jli}^{-T} \Sigma_{jli}^{-1} \frac{\partial \Delta x_{jli}}{\partial \Theta_{jk}} = 0, \quad (3)$$

здесь $\lambda_{jli} = \frac{p_{jl} N(\bar{m}_{jl}(\Theta_j); \Sigma_{jli})}{\bar{f}(x_{li} | \Theta)} \geq 0$.

Выражение (3) по сути сводит задачу определения параметров движения объектов к совокупности задач определения параметров движения объекта и предшествующей этой совокупности задаче расщепления отметок путем введения весовых множителей λ_{jli} . Иными словами, имеет место нечетная классификация [4]. Все отметки в той или иной мере (в зависимости от значения соответствующего λ_{jli}) участвуют в формировании оценки параметров движения каждого из Q объектов, т. е. речь идет не о безусловной принадлежности отметки той или иной траектории, а лишь о степени ее относительной согласованности с данной траекторией. Можно сказать, что отметка расщепляется на ряд подотметок по числу объектов, с учетом возможного наличия ложных с одними и теми же координатами, но разными весами. Подотметки и их веса λ_{jli} в свою очередь поступают на вход Q взаимно независимых процедур определения параметров движения j -го объекта.

Для дальнейшего упрощения математических выкладок будем полагать, что ошибки измерения различных координат одного объекта независимы.

Следовательно, задача определения параметров движения j -го объекта сводится к R взаимно независимым задачам определения параметров движения j -го объекта вдоль одной из координат.

При этом $\bar{\Sigma}_{jli}$ есть диагональная матрица для любых j, i и l , а выражение (3) примет вид

$$\sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \frac{\lambda_{jli}}{\sigma_{jli}^2} \Delta x_{jli} \frac{\partial \Delta x_{jli}}{\partial \Theta_{jk}} = 0, \quad (4)$$

или в матричной форме с учетом уравнений, соответствующих K -параметрам движения j -го объекта вдоль одной координаты:

$$V_j^T \bar{\lambda}_j N_j^{-1} \Delta \bar{x}_j = 0, \quad (5)$$

$$\text{где } V_j^T = \begin{pmatrix} \frac{\partial \Delta x_{j11}}{\partial \Theta_{j1}} & \dots & \frac{\partial \Delta x_{jT N_T}}{\partial \Theta_{j1}} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial \Delta x_{j11}}{\partial \Theta_{jk}} & \dots & \frac{\partial \Delta x_{jT N_T}}{\partial \Theta_{jk}} \end{pmatrix};$$

$$\lambda_j = \begin{pmatrix} \lambda_{j11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_{j12} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_{jT N_T} \end{pmatrix};$$

$$N_j^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma_{j11}^2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sigma_{j12}^2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{\sigma_{jT N_T}^2} \end{pmatrix};$$

$$\Delta \bar{x}_j = \bar{x}_j - \bar{x}_j(\Theta_j); \quad \bar{x}_j = (x_{j11}, x_{j12}, \dots, x_{jT N_T});$$

$$\bar{x}^T(\Theta_j) = (x_{j11}(\bar{\Theta}_j), x_{j12}(\bar{\Theta}_j), \dots, x_{jT N_j}(\bar{\Theta}_j)).$$

Нетрудно показать, что для полиномиальной модели траектории

$$\bar{x}_j(\bar{\Theta}_j) = B\bar{\Theta}_j.$$

С учетом сказанного выше выражение (5) можно переписать в виде

$$B_j^T \bar{\lambda}_j N_j^{-1} \bar{x}_j = B_j^T \bar{\lambda}_j N_j^{-1} B_j \bar{\Theta}_j$$

$$\text{или } \bar{\Theta}_j = (B_j^T \bar{\lambda}_j N_j^{-1} B_j)^{-1} B_j^T \bar{\lambda}_j N_j^{-1} \bar{x}_j. \quad (6)$$

Оценка параметров матрицы Θ осуществляется путем последовательного использования (Q раз) системы уравнений (6).

Следует обратить внимание на один важный частный случай использования (6). При больших "расстояниях" между объектами в зоне обзора смесь вероятностных распределений (2) распадается на Q независимых компонент. Весовые коэффициенты получают свои предельные значения:

$$\lambda_{jli} = \begin{cases} 1, & \text{для } i = j, \\ 0, & \text{для } i \neq j. \end{cases}$$

При этом оценки параметров траекторий каждого из Q объектов можно получить, используя процедуру:

$$\bar{\Theta}_j = (B_j^T N_j^{-1} B_j)^{-1} B_j^T N_j^{-1} \bar{x}. \quad (7)$$

Выражение (7) является частным случаем процедуры (6) и представляет собой традиционный локационный алгоритм оптимальной оценки параметров траектории для одиночного объекта [1].

В дальнейшем конкретизируем систему уравнений оценки параметров траекторий близких объектов для случая линейной траектории вдоль каждой из координат зоны обзора:

$$x_l = x_0 + V_x t_l,$$

где x_0 — положение объекта на начальный момент времени $t_l = 0$; V_x — скорость объекта вдоль координаты x ; t_l — время измерения на момент l -го цикла обзора; x_l — положение объекта на l -м цикле обзора.

Для сокращения объема математических выкладок будем считать, что относительные веса отметок от любого из объектов известны, а дисперсии оценок координат положения объектов на любом из циклов обзора известны и одинаковы. Следует отметить, что снятие указанных ограничений не представляет существенных трудностей [5]. Итак, производные, входящие в (1), могут быть представлены в виде:

$$\frac{\partial \mathcal{P}(x_{li} | \bar{\Theta}_j)}{\partial x_{oj}} = \frac{\partial}{\partial x_{oj}} \left[p_j \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (x_{li} - x_{oj} - V_j t_{li})^2 \right\} \right] = p_j N_{x_{li}} (x_{oj} + V_j t_{li}; \sigma^2) \cdot \left(\frac{x_{li} - x_{oj} - V_j t_{li}}{\sigma^2} \right); \quad (8)$$

$$\frac{\partial \mathcal{P}(x_{li} | \bar{\Theta}_j)}{\partial V_j} = p_j N_{x_{li}} (x_{oj} + V_j t_{li}; \sigma^2) \frac{t_{li} (x_{li} - x_{oj} - V_j t_{li})}{\sigma^2}, \quad (9)$$

где $N_x(m; \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (x - m)^2 \right\}$; t_{li} — время формирования i -й отметки на l -м цикле обзора.

С учетом выражений (8) и (9), в предположении, что дисперсия ошибок измерения координат объек-

тов не равна нулю, подсистема уравнений максимального правдоподобия для одного объекта и одной координаты имеет вид

$$\begin{cases} \sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli} (x_{li} - x_{oj} - V_j t_{li}) = 0; \\ \sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli} t_{li} (x_{li} - x_{oj} - V_j t_{li}) = 0, \end{cases} \quad (10)$$

$$\text{здесь } \lambda_{jli} = \frac{p_j N_{x_{li}} (x_{oj} + V_j t_{li}; \sigma^2)}{p_0 + \sum_{j=1}^Q p_j N_{x_{li}} (x_{oj} + V_j t_{li}; \sigma^2)}.$$

Решение подсистемы уравнений (10) удобно представить в виде

$$\begin{cases} x_{oj} = \frac{DC - BD_t}{AC - B^2}; \\ V_j = \frac{D_t - x_{oj}B}{C}, \end{cases}$$

$$\text{где } A = \sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli}; \quad B = \sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli} t_{li}; \quad C = \sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli} t_{li}^2; \\ D = \sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli} x_{li}; \quad D_t = \sum_{l=1}^T \sum_{i=1}^{N_l} \lambda_{jli} t_{li} x_{li}.$$

Типичный пример

целевой обстановки в зоне обзора, в которой желательно применение разработанного алгоритма, приведен на рис. 1. В соответствии с некоторыми начальными приближениями, а в

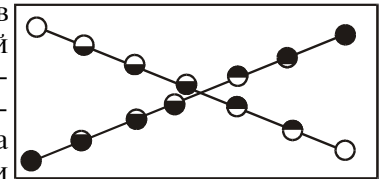


Рис. 1. Вариант целевой обстановки

последующем по информации прошлой итерации, каждая отметка расщепляется на три (по числу траекторий с учетом возможного наличия ложных отметок) путем формирования весовых коэффициентов λ_{jli} . В дальнейшем сформированные суботметки участвуют в оценке параметров траектории, к которой они причислены в той степени, что им предписана значениями λ_{jli} . Данный процесс повторяется, пока либо λ_{jli} , либо оценки $\bar{\Theta}$ от итерации к итерации практически перестают изменяться.

В принципе после окончания итерационного процесса можно разделить "целые" отметки по траекториям в соответствии с каким-либо правилом (например по максимуму (по j) λ_{jli}) и использовать еще раз процедуру оценивания уже без привлечения процедуры расщепления.

Таким образом, видно, что операция стробирования либо отсутствует полностью, либо в отличие от классических процедур вторичной обработки [1] она следует за процедурами оценки параметров движения каждой отдельно взятой траектории.

Хочется особо подчеркнуть, что все же оценки параметров движения по R взаимно независимым координатам связаны между собой через весовые коэффициенты λ_{jli} .

В R-координатном случае коэффициенты λ по разным координатам объединяются между собой:

$$\lambda_{jli} = \frac{\prod_{r=1}^R \lambda_{rjli}}{\sum_{j=0}^Q \prod_{r=1}^R \lambda_{rjli}}$$

Потом они, уже единые λ , подставляются в процедуры “независимой” оценки параметров траектории по каждой из независимых координат.

Иными словами, “степень” отнесения (расщепления) отметки определяется на основе всех имеющих место координат (факторов).

В целях анализа точности получаемых оценок для случая линейной траектории было проведено статическое моделирование, результаты которого сведены в графики, представленные на рис. 2-11.

Графики, изображенные на рис. 2, 3, отражают зависимость дисперсий оценок координаты и скорости от числа целевых фотонов в кадре m_k для одного объекта при различных вариантах первичной обработки (1 — определение координат отметки по центру области ПЗС-матрицы, в которую попали целевые фотоны; 2 — определение координат отметки итерационным алгоритмом [5]). Графики приведены для размера дискрета ПЗС-матрицы $\Delta = \sigma$. Видно, что при малом числе фотонов ($m_k \leq 5$) точность оценок параметров траектории практически не зависит от варианта реализации процедур обработки. Вместе с тем с увеличением числа целевых фотонов в кадре выигрыш в точности второго варианта все более ощутим и для $m_k = 20$ составляет примерно 1,5 раза.

Выявленная зависимость подтверждает известный тезис о том, что при малом количестве экспериментальных данных нет смысла использовать громоздкие прецизионные алгоритмы их обработки, ибо они не дают ощутимого выигрыша по отношению к самым простым эвристическим алгоритмам. Вместе с тем с увеличением числа целевых фотонов значение используемых процедур первичной обработки резко возрастает.

На рис. 4, 5 приведены зависимости дисперсий оценок координаты и скорости от числа фотонов в

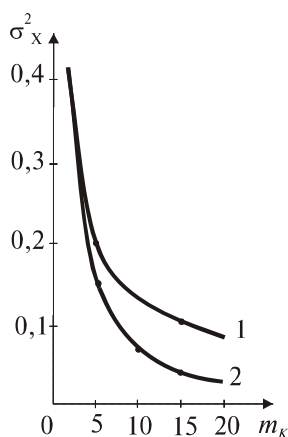


Рис. 2. Зависимость дисперсии оценки координаты от числа целевых фотонов в кадре для одного объекта

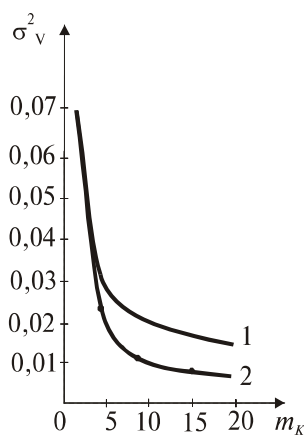


Рис. 3. Зависимость дисперсии оценки скорости от числа целевых фотонов в кадре для одного объекта

кадре для одного объекта при различных размерах дискрета ПЗС-матрицы ($\Delta / \sigma = 2, 3, 5$). Для формирования отметок использовался итерационный алгоритм первичной обработки [5]. Графики (рис. 3, 4) свидетельствуют о том, что с увеличением размера дискрета ПЗС-матрицы зависимость точности оценок параметров траектории от числа фотонов ослабевает. Так, при увеличении числа фотонов в 10 раз (от 2 до 20) для размеров дискрета $\Delta / \sigma = 5$ точность оценок увеличивается чуть более чем в 2 раза, в то время как для размеров дискрета $\Delta = 2$ она возрастает в $\sqrt{10}$ раз.

Следует обратить внимание на тот факт, что уменьшение дискрета в 2,5 раза (от $\Delta / \sigma = 5$ до 2) с точки зрения точностных характеристик исследуемого алгоритма эквивалентно увеличению количества целевых фотонов в 10 раз.

На рис. 6,7 приведены графики зависимостей дисперсии оценок координаты и скорости для одного объекта от числа кадров T для различных вариантов первичной обработки. Зависимости получены для размера дискрета $\Delta / \sigma = 5$ и $m_k = 50$. Особенно существенно объем выборки влияет на прецизионный, второй вариант обработки. Так, уменьшение выборки в 10 раз (от 100 до 10 кадров) ухудшает точность традиционного алгоритма (кривая 1) вдвое, в то время как точность итерационного (кривая 2) — в $\sqrt{10}$ раз.

На рис. 8-11 представлены зависимости суммы дисперсий оценок координат от расстояния между двумя объектами для различных параметров объектов, наблюдательного средства и времени наблюдения. График на рис. 8 приведен для размера дискрета $\Delta / \sigma = 3$ и числа целевых фотонов: 1 - $m_k = 20$, 2 - $m_k = 50$. График на рис. 9 — для $\Delta / \sigma = 1$ и числа целевых фотонов 1 - $m_k = 20$, 2 - $m_k = 20$. Анализ полученных зависимостей позволяет сделать вывод о том, что степень улучшения точностных характеристик с уве-

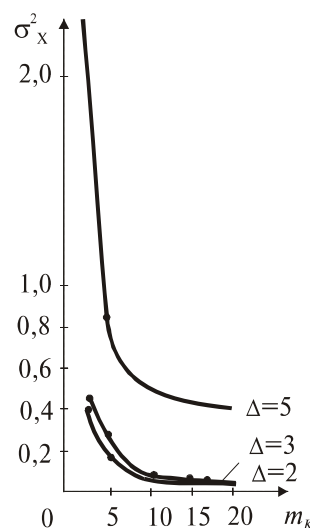


Рис. 4. Зависимость дисперсии оценки координаты от числа целевых фотонов в кадре для одного объекта при различных размерах дискрета ПЗС-матрицы

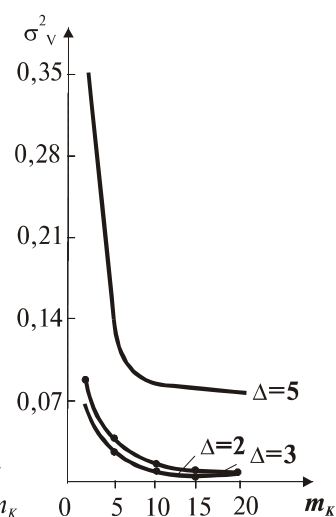


Рис. 5. Зависимость дисперсии оценки скорости от числа целевых фотонов в кадре для одного объекта при различных размерах дискрета ПЗС-матрицы

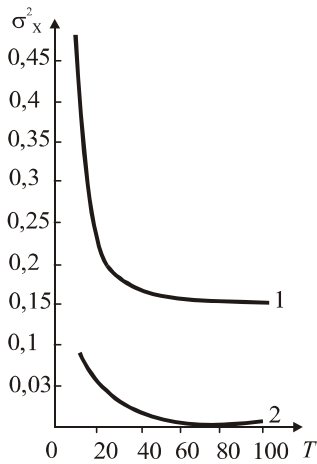


Рис. 6. Зависимость дисперсии оценки координаты от числа кадров для одного объекта

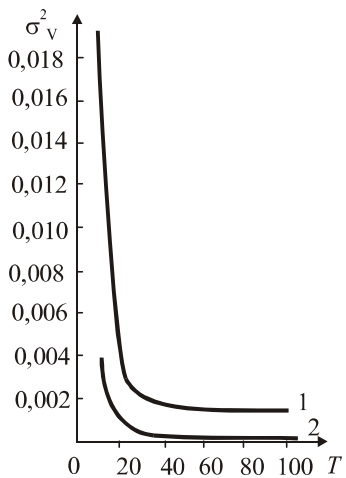


Рис. 7. Зависимость дисперсии оценки скорости от числа кадров для одного объекта

ров одной траектории (7). В отличие от последнего он не требует предварительного формирования группы отметок, принадлежащих тому или иному объекту. Главным достоинством алгоритма (6) является его способность с приемлемым качеством функционировать в условиях плотного потока объектов. Исключительно в таких условиях его применение является целесообразным. Вместе с тем итерационный характер процедуры (6) является неизбежной платой за расширение условий применимости алгоритмов оценки параметров

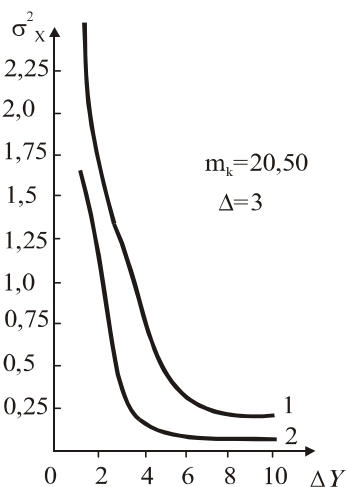


Рис. 8. Зависимость суммы дисперсий оценок координат от расстояния между двумя объектами для $\Delta / \sigma = 3$

личением числа целевых фотонов ослабевает с увеличением размера дискрет ПЗС-матрицы.

Проанализировав зависимости, представленные на рис. 10, 11, можно сделать вывод о том, что особенно ярко эффект улучшения точности оценок при уменьшении размеров дискрет проявляется при увеличении количества анализируемых кадров. Так, для одинакового числа целевых фотонов $m_k = 50$ при $T=5$ (рис.10) уменьшение размера дискрета от $\Delta / \sigma = 5$ до 3 позволяет для расстояния между объектами $\Delta y = 1$ повысить точность лишь незначительно. В то же время, для $T=50$ при тех же условиях (рис.11) такое же уменьшение дискрета позволяет повысить точность оценок более чем вдвое.

Выводы. Разработанный алгоритм оценки параметров траекторий объектов (6) является естественным обобщением классического алгоритма оценки параметров

движения как процедур вторичной обработки.

Литература: 1. Кузьмин С.З. Основы проектирования систем цифровой обработки радиолокационной информации. М.: Радио и связь, 1986. 352 с. 2. Левин Б.Р., Тегина Н.В., Юдицкий А.И. Алгоритм различения траекторий движущихся объектов и оценки их координат // Радиотехника и электроника. 1982. Т. 27, № 10. С. 1942-1948. 3. Миленский А.В. Классификация сигналов в условиях неопределенности. М.: Сов. радио, 1975. 328 с. 4. Прикладная статистика. Классификация и снижение размерности: Справочное издание / Под ред. С.А. Айвазяна. М.: Финансы и статистика, 1989. 606 с. 5. Саваневич В.Е. Определение координат статистически зависимых объектов на дискретном изображении // Радиотехника и информатика. 1999. № 1. С.4-8. 6. Теория обнаружения сигналов / Под ред. П.А. Бакута. М.: Радио и связь, 1984. 440 с.

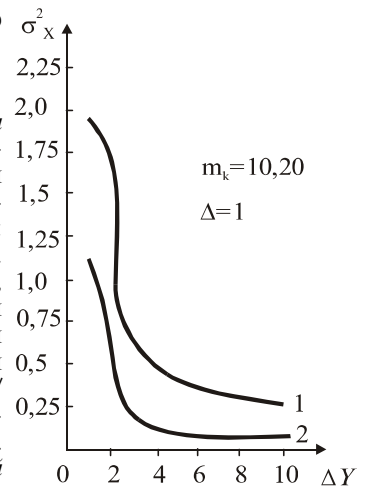


Рис. 9. Зависимость суммы дисперсий оценок координат от расстояния между двумя объектами для $\Delta / \sigma = 1$

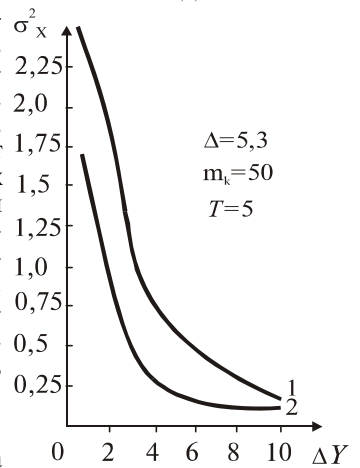


Рис. 10. Зависимость суммы дисперсий оценок координат от расстояния между двумя объектами для 5 кадров

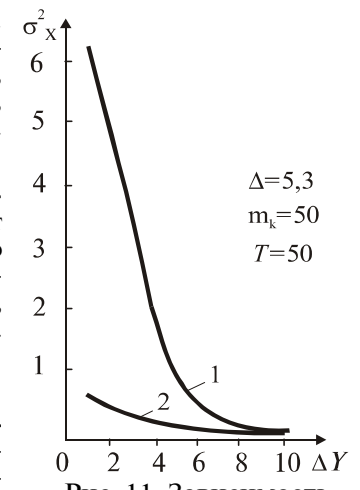


Рис. 11. Зависимость суммы дисперсий оценок координат от расстояния между двумя объектами для 50 кадров

Поступила в редколлегию 12.05.99

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

Саваневич Вадим Евгеньевич, канд. техн. наук, доцент ХВУ. Адрес: Украина, 61072, Харьков, ул. Тобольская, 38-а, кв. 33, тел. 32-16-38.

Логачев Сергей Владимирович, адъюнкт Харьковского военного университета. Адрес: Украина, 61177, Харьков, ул. Золочевская, 26, кв. 68, тел. 70-31-12.

Пугач Андрей Витальевич, адъюнкт Харьковского военного университета. Адрес: Украина, 61033, Харьков, пл. Свободы, 6.