УДК 621.396.96

АДАПТИВНЫЙ ДВУХАЛЬТЕРНАТИВНЫЙ АЛГОРИТМ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО ОБНАРУЖЕНИЯ ТРАЕКТОРИИ ЦЕЛИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ РЕШАЮЩИХ СТАТИСТИК ОТМЕТОК 1

Неуймин А. С., аспирант; Жук С. Я., д.т.н., профессор Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт», г. Киев, Украина, o.s.neuimin@gmail.com

AN ADAPTIVE TWO-DECISION SEQUENTIAL TARGET TRAJECTORY DETECTION ALGORITHM USING THE DECISION STATISTICS OF PLOTS

Neuimin O. S., Postgraduate; Zhuk S. Ya., Doctor of Engineering, Professor National Technical University of Ukraine "Kiev Polytechnic Institute", Kyiv, Ukraine,

Введение

Широкое распространение для оптимального обнаружения траектории цели находит последовательный критерий Вальда [1, 2], который позволяет минимизировать время на принятие решений при заданных вероятностях ошибок первого и второго рода. В [2] на его основе получены алгоритмы последовательного обнаружения траектории цели с использованием решающих статистик (РС) отметок в стробе сопровождения при известном отношении сигнал/шум (ОСШ). Однако эффективность обнаружения траектории цели полученным алгоритмом резко снижается, если фактическое ОСШ цели ниже заданного. Необходимо также отметить, что несоответствие фактического ОСШ заданному может приводить к уменьшению времени сопровождения траектории обнаруженной «слабой» цели, а также к росту времени обнаружения срыва сопровождения цели. Поэтому важное значение имеет разработка адаптивных алгоритмов обнаружения траектории цели, имеющих возможность наряду с решением главной задачи, выполнить также оценивание ОСШ.

Особенностью рассматриваемой задачи является сложный нелинейный характер зависимости между измерением и неизвестным параметром, а также незначительное число наблюдений. Поэтому для синтеза адаптивных алгоритмов целесообразно применить подход, при котором область возможных значений параметра дискретизируется, что эквивалентно выдвижению гипотез относительно его значений [3]. Таким образом, после дискретизации неизвестного параметра данная задача сводится к многоальтернативной проверке гипотез.

¹ Електронний варіант статті: http://radap.kpi.ua/index.php/radiotechnique/article/view/952

В [4] для решения задачи многоальтернативной проверки статистических гипотез предложен последовательный критерий простого дополнения, который является дальнейшим развитием двухальтернативного подхода Вальда. При этом для принятия решений используются верхние пороги, которые определяются на основе заданных для каждой альтернативы вероятностей ошибок первого рода. В работах [5, 6] для последовательного критерия простого дополнения на основе заданных условных вероятностей распознавания и априорных вероятностей гипотез определены оценки верхних и нижних порогов и получены соответствующие решающие правила. В многоальтернативных последовательных алгоритмах решение принимается в пользу одной из простых гипотез, что может приводить к значительному времени принятия решения, и соответственно к увеличению числа проверяемых траекторий. Поэтому, важное значение имеет задача снижения времени принятия решения с сохранением адаптивного характера алгоритма.

В работе на основе последовательного критерия простого дополнения синтезирован двухальтернативный алгоритм проверки простой гипотезы об отсутствии траектории цели против сложной альтернативы с оцениванием ОСШ по критерию минимума среднего квадрата ошибки (СКО).

Постановка задачи

В каждом обзоре в оптимальном приемнике первичной обработки сигналов выполняется обнаружение цели путем сравнения PC в элементах разрешения с входным порогом $H_{\rm BX}$, выбор которого проводится в соответствии с требуемой вероятностью ложной тревоги $F_{\rm BX}$, а также измерение ее координат. В случае обнаружения формируется отметка, а также сохраняется значение полученной PC.

На первом обзоре по всем отметкам завязываются траектории. В дальнейшем для выделения траектории цели используются алгоритмы сопровождения, с помощью которых выполняется экстраполяция координат цели, стробирование и идентификация отметок [2]. В общем случае в стробе сопровождения на k-м обзоре содержится M_k отметок с $PC\ z_k^m$, $m=\overline{1,M_k}$, которые объединяются в вектор \mathbf{Z}_k .

В результате дискретизации область возможных значений ОСШ будем полагать, что ОСШ принимает L значений q_l , $l=\overline{1,L}$. При этом имеют место L+1 простые гипотезы: H_0 — об отсутствии траектории цели и H_l , $l=\overline{1,L}$ — о наличии траектории цели с ОСШ q_l , $l=\overline{1,L}$.

Функции правдоподобия (ФП) $f(\mathbf{Z}_k, M_k \mid H_l)$ простых гипотез H_l , $l = \overline{1,L}$ при наличии цели определяются, как и в двухальтернативной задаче [2]. При этом необходимо рассмотреть два случая: $M_k \neq 0$ — в

стробе находятся отметки, $M_k = 0$ — в стробе отметок нет. $\Phi\Pi$ $f(\mathbf{Z}_k, M_k \mid H_l)$ при $M_k \neq 0$ определяется выражением

$$f(\mathbf{Z}_k, M_k \mid H_l) = P_{M_k} (1 - D_{\text{BX}} P_{\text{crp}}) \prod_{m=1}^{M_k} f_N^{y}(z_k^m) +$$

$$+\sum_{m=1}^{M_k} P_{M_k-1} \frac{D_{\text{BX}} P_{\text{CTP}}}{M_k} f_S^{y}(z_k^m) \prod_{j=1, j \neq m}^{M_k} f_N^{y}(z_k^j), \ l = \overline{1, L},$$

где $D_{\rm BX}$ — вероятность превышения РС целевой отметки входного порога $H_{\rm BX}$; $P_{\rm CTP}$ — вероятность попадания отметки цели в строб; P_{M_k} — вероятность появления M_k ложных отметок на k -м шаге в стробе размером $V_{\rm CTP}$, которая определяется по закону Пуассона; $f_S^{\,y}(z_k^m)$, $f_N^{\,y}(z_k^m)$ — усеченные законы распределения РС, превысивших входной порог $H_{\rm BX}$, при условии, что отметка является целевой и ложной соответственно.

Для гипотезы H_0 ФП $f(\mathbf{Z}_k, M_k \mid H_0)$ определяется по формуле

$$f(\mathbf{Z}_k, M_k | H_0) = P_{M_k} \prod_{m=1}^{M_k} f_N^{y}(z_k^m).$$

Случай отсутствия в стробе сопровождения отметок является вырожденным и известно лишь, что $M_k=0$. При этом $\Phi\Pi$ $f(\mathbf{Z}_k,M_k\,|\,H_l)$, $l=\overline{0,L}$ имеет вид

$$f(\mathbf{Z}_{k}, M_{k} | H_{l}) = P(M_{k} = 0 | H_{l}) = \begin{cases} (1 - D_{\text{BX}} P_{\text{crp}}) P_{0}, & l = \overline{1, L}, \\ P_{0}, & l = 0. \end{cases}$$

где P_0 — вероятность отсутствия в стробе ложных отметок.

С учетом введенных обозначений, сложная гипотеза Θ_0 , характеризующая наличие цели с одним из значений ОСШ q_i , $i=\overline{1,L}$, является объединением простых гипотез H_i , $i=\overline{1,L}$

$$\Theta_0 = \bigcup_{i=1}^L H_i .$$

Задача адаптивного двухальтернативного последовательного обнаружения траектории цели с использованием РС отметок при неизвестном ОСШ может быть сформулирована как задача последовательной проверки простой гипотезы об отсутствии траектории цели H_0 против сложной альтернативы Θ_0 с оцениванием ОСШ по

критерию минимума СКО.

Разработка адаптивного двухальтернативного алгоритма последовательного обнаружения траектории цели

В соответствии с последовательным критерием простого дополнения [4], для решения задачи последовательной проверки простой гипотезы об отсутствии траектории цели H_0 против сложной альтернативы Θ_0 на каждом k-м шаге определяется отношение правдоподобия (ОП) в виде

$$\Lambda_0(k) = \frac{f(\mathbf{Z}^k, M^k \mid H_0)}{f(\mathbf{Z}^k, M^k \mid \Theta_0)},$$

где $f(\mathbf{Z}^k, M^k \mid H_0)$ — $\Phi\Pi$ простой гипотезы H_0 , которая определяется с помощью выражения

$$f(\mathbf{Z}^{k}, M^{k} | H_{0}) = f(\mathbf{Z}_{k}, M_{k} | H_{0}) f(\mathbf{Z}^{k-1}, M^{k-1} | H_{0});$$

 $f(\mathbf{Z}^k, M^k \mid \Theta_0) \longrightarrow \Phi\Pi$ сложной гипотезы Θ_0 ; $\mathbf{Z}^k \longrightarrow$ набор измерений, полученных до k-го шага включительно.

В соответствии с [5] ФП $f(\mathbf{Z}^k, M^k \mid \Theta_0)$ можно представить в виде

$$f(\mathbf{Z}^{k}, M^{k} | \Theta_{0}) = \frac{\sum_{i=1}^{L} f(\mathbf{Z}^{k}, M^{k} | H_{i}) p_{i}}{\sum_{i=1}^{L} p_{i}} = \sum_{i=1}^{L} \gamma_{i|0} f(\mathbf{Z}^{k}, M^{k} | H_{i}),$$

где $\gamma_{i|0}$, $i=\overline{1,L}$ — условная вероятность гипотезы H_0 при условии, что имеет место сложная альтернатива Θ_0 , которая определяется по формуле

$$\gamma_{i|0} = p_i / \sum_{i=1}^L p_i .$$

Для принятия решения ОП $\Lambda_0(k)$ сравнивается с нижним B_0 и верхним A_0 порогами

$$B_0 \le \Lambda_0(k) = \frac{f(\mathbf{Z}^k, M^k | H_0)}{\sum_{i=1}^{L} \gamma_{i|0} f(\mathbf{Z}^k, M^k | H_i)} \le A_0.$$

В случае превышения ОП $\Lambda_0(k)$ верхнего порога A_0 принимается решение о том, что траектория цели отсутствует. В случае если $\Lambda_0(k)$ становится меньше нижнего порога B_0 , то принимается решение о

наличии цели, которая является сложной гипотезой Θ_0 . Геометрическая интерпретация процедуры последовательного обнаружения гипотезы H_0 с использованием нижнего и верхнего порогов представлена на рис. 1.

Данная задача является двухальтернативной, при этом используются верхний A_0 и нижний B_0 пороги, которые определяются при заданных условных вероятностях распознавания гипотез $P_3(\hat{H}_0 \mid H_0)$, $P_3(\hat{H}_0 \mid \Theta_0)$ по формулам

$$B_0 = \frac{1 - P_3(\hat{H}_0 \mid H_0)}{1 - P_3(\hat{H}_0 \mid \Theta_0)} = \frac{F_{\Sigma_{\mathrm{T}}}}{D_{\Sigma_{\mathrm{T}}}}, \qquad A_0 = \frac{P_3(\hat{H}_0 \mid H_0)}{P_3(\hat{H}_0 \mid \Theta_0)} = \frac{1 - F_{\Sigma_{\mathrm{T}}}}{1 - D_{\Sigma_{\mathrm{T}}}},$$

где $D_{\Sigma_{\mathrm{T}}}, F_{\Sigma_{\mathrm{T}}}$ — заданные вероятности правильного и ложного обнаружения траектории цели.



В соответствии с критерием минимума СКО [7], оценка ОСШ \hat{q} цели может быть определена как взвешенная апостериорными вероятностями гипотез H_l , $l=\overline{1,L}$ сумма значений ОСШ цели q_i , $i=\overline{1,L}$

$$\hat{q} = \sum_{l=1}^{L} q_l P(H_l \mid \mathbf{Z}^k, M^k),$$

где $P(H_l | \mathbf{Z}^k, M^k)$ — апостериорные вероятности гипотез H_l , $l = \overline{1, L}$ на k -м шаге принятия решения.

Апостериорные вероятности $P(H_l \mid \mathbf{Z}^k, M^k)$, $l = \overline{1,L}$ определяются по формуле Байеса

$$P(H_l \mid \mathbf{Z}^k, M^k) = \frac{p_l^{\mathrm{II}} f(\mathbf{Z}^k, M^k \mid H_l)}{\sum_{i=1, i\neq l}^{L} p_i^{\mathrm{II}} f(\mathbf{Z}^k, M^k \mid H_i)},$$

где p_l^{u} — априорные вероятности гипотез H_l , $l=\overline{1,L}$, которые вычисляются по формуле

$$p_l^{\mathrm{u}} = p_l / \sum_{i=1}^L p_i .$$

С помощью формулы $p_j' = p_j / \sum_{i=1}^N p_i$ выполняется перенормировка априорных вероятностей оставшихся N гипотез p_l , $l=\overline{1,L}$, поскольку принято решение о наличии траектории цели.

Полученное решающее правило позволяет эффективно принимать решение в пользу простой гипотезы H_0 об отсутствии цели, что является важным при большом числе ложных отметок. Решение в пользу сложной гипотезы Θ_0 наличия цели принимается в целом без уточнения имеющей место простой гипотезы, что позволяет сократить время принятия решения.

Анализ эффективности разработанного алгоритма

Анализ эффективности разработанного алгоритма выполним на примере обнаружения траектории цели по данным обзорной РЛС, измеряющей дальность $r_{\rm u}$ и радиальную скорость $\dot{r}_{\rm u}$ цели. При отсутствии и при наличии цели нормированные РС \overline{z}_k^m подчиняются усеченным законам распределения $f_N^{\,y}(\overline{z}_k^m)$ и $f_S^{\,y}(\overline{z}_k^m)$ [1,2], соответственно

$$f_N^{y}(\overline{z}_k^m) = \frac{1}{F_{\text{BX}}} \frac{1}{2} \exp\left\{-\frac{\overline{z}_k^m}{2}\right\},$$

$$f_S^{y}(\overline{z}_k^m) = \frac{1}{D_{\text{BX}}} \frac{1}{2(1+q^2/2)} \exp\left\{-\frac{\overline{z}_k^m}{2(1+q^2/2)}\right\}.$$

Для выделения траектории цели применяется простейший алгоритм сопровождения [2], базирующийся на описании движения цели с помощью модели второго порядка. При отсутствии в стробе отметок для продолжения сопровождения используются экстраполированные характеристики параметров движения цели на текущем обзоре. Для продолжения траектории выбирается отметка с максимальной РС в стробе сопровождения [2].

Темп поступления данных полагался T=1с. Координаты ложных отметок в стробе имеют равномерный закон распределения. Вероятность ложной тревоги в элементе разрешения полагалась $F_{\rm BX}=0.3$, среднее число ложных отметок $\overline{M}_{\rm n}=2$. Вероятность попадания в стробы отметок цели $P_{\rm crp}=0.994$. СКО измерения РЛС устанавливались равными $\sigma_r=300\,{\rm M},~\sigma_{\dot r}=10\,{\rm m/c}.$ СКО шума возбуждения, характеризующего случайное ускорение цели, полагалось $\sigma_a=2{\rm m/c}^2$.

Полагается, что ОСШ может принимать значения $q_1=2.5,\ q_2=7,\ q_3=16$. Таким образом, L=3 и имеет место четыре простые гипотезы H_l , $l=\overline{0,3}$. Вероятности правильного и ложного обнаружения траектории цели принимали значения $D_{\Sigma T}=P_3(\hat{\Theta}_0\mid\Theta_0)=0.95,\ F_{\Sigma T}=1-P_3(\hat{H}_0\mid H_0)=0.01.$ Моделирование проводилось по 10^4 испытаниям.

В табл. 1 представлены вероятности $P(\hat{\Theta}_0 \mid H_l)$, средние времена $\overline{T}(\hat{\Theta}_0 \mid H_l)$, и СКО $\sigma(\hat{\Theta}_0 \mid H_l)$, распознавания сложной гипотезы Θ_0 , при условии, что имеет место простая гипотеза H_l , $l=\overline{1,3}$, вероятность $P(\hat{H}_0 \mid H_0)$, среднее время $\overline{T}(\hat{H}_0 \mid H_0)$ и СКО среднего времени $\sigma(\hat{H}_0 \mid H_0)$ распознавания простой гипотезы об отсутствии траектории цели, а также оценки ОСШ \overline{q}_l , $l=\overline{1,3}$, и СКО ошибки оценки ОСШ σ_{q_l} , $l=\overline{1,3}$.

Таблица 1

			таолица т		
	<i>l</i> =1	<i>l</i> =1			
	$(q_r = 2.5)$	$(q_r = 7)$	$(q_r = 16)$		
$P(\hat{\Theta}_0 H_l)$	0.893	0.999	1		
$\overline{T}(\hat{\Theta}_0 H_l)$	3.9	1.4	1.1		
$\sigma(\hat{\Theta}_0 H_l)$	3.1	0.7	0.3		
$\overline{\hat{q}_l}$	4.3	8.9	12.9		
$\sigma_{\overline{\hat{q}_l}}$	1.9	2.5	2.9		
$\overline{T}(\hat{H}_0 H_0) = 4.9$ $\sigma(\hat{H}_0 H_0) = 3.6$		$P(\hat{H}_0 H_0) = 0.999$			

Как следует из табл. 1 полученные экспериментально вероятности $P(\hat{H}_0 \mid H_0) = 0.999$, $P(\hat{\Theta}_0 \mid \Theta_0) = 0.964$ выше заданных, что свидетельствует о правильности работы алгоритма. Оценки ОСШ несколько отличаются от фактических, что объясняется сокращением времени на принятия решения.

С целью сравнительного анализа рассмотрим эффективность неадаптивного алгоритма последовательного обнаружения траектории цели на основе критерия Вальда [2] для случая, когда заданное и фактическое ОСШ не совпадают. При построении оптимального неадаптивного двухальтернативного алгоритма последовательного

обнаружения траектории цели полагалось, что заданные значения ОСШ q=2.5 и q=16. Анализ алгоритма проводился при фактических ОСШ $q_r=2.5,7,16$. В табл.2 приведены вероятности распознавания гипотез $P(\hat{H}_1 \mid H_1)$, $P(\hat{H}_0 \mid H_0)$, среднее время обнаружения $\overline{T}(\hat{H}_1 \mid H_1)$, $\overline{T}(\hat{H}_0 \mid H_0)$ и его СКО $\sigma(\hat{H}_1 \mid H_1)$, $\sigma(\hat{H}_0 \mid H_0)$.

Адаптивный двухальтернативный алгоритм последовательного обнаружения траектории цели, позволяет повысить вероятность правильного обнаружения цели при $q_r = 2.5$ в 5.2 раза, а также уменьшить среднее время обнаружения ложной траектории в 1.7 раз по сравнению с неадаптивным двухальтернативным алгоритмом, что приводит к уменьшению числа проверяемых траекторий.

Таблица 2

Заданные ОСШ	q = 2.5			q=16		
Фактическое ОСШ q_r	2.5	7	16	2.5	7	16
$P(\hat{H}_1 H_1)$	0.975	0.999	1	0.17	0.9	0.98
$\overline{T}(\hat{H}_1 H_1)$	3.8	1.3	1	1.7	1.3	1
$\sigma(\hat{H}_1 H_1)$	2.9	0.7	0.3	1.1	0.6	0.3
$P(\hat{H}_0 H_0)$		0.9995		0. 9999		
$\overline{T}(\hat{H}_0 H_0)$	8.6			1.4		
$\sigma(\hat{H}_0 H_0)$	4.5			1.2.		

Выводы

Разработанный адаптивный алгоритм двухальтернативного последовательного обнаружения траектории цели с использованием РС отметок и оцениванием ОСШ по критерию минимума СКО позволяет сократить время принятия решения, поскольку решение в пользу сложной гипотезы наличия цели принимается в целом без уточнения имеющей место простой гипотезы.

Для рассмотренного примера среднее время правильного обнаружения ложной траектории цели при использовании синтезированного двухальтернативного алгоритма уменьшается в 1.7 раз по сравнению с неадаптивным двухальтернативным алгоритмом при малом ОСШ.

Неадаптивный двухальтернативный алгоритм последовательного обнаружения траектории цели на основе критерия Вальда с заданным ОСШ, соответствующим верхней границе диапазона, не позволяет обнаружить цель с малым фактическим ОСШ.

Литература

- 1. Van Keuk G. Sequential track extraction / G. van Keuk // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1998. V.34. № 4. P. 1135-1148.
- 2. Неуймин А. С. Последовательное обнаружение траектории цели с использованием решающих статистик отметок / А. С. Неуймин, С. Я. Жук // Изв. вузов. Радиоэлектроника. -2014.- № 6.- C. 35-46.
- 3. Стратонович Р. Л. Принципы адаптивного приема / Р. Л. Стратонович. М. : Сов. радио, 1973.-143 с.
- 4. Васильев В. И. Распознающие системы. Справочник / В. И. Васильев. К. : Наукова думка, 1983.-422 с.
- 5. Жук С. Я. Многоальтернативное последовательное решающее правило с отбрасыванием неудачных гипотез / С. Я. Жук, В. И. Ковалев // Проблемы управления и информатики. 2000. N 4. С. 88-96.
- 6. Жук С. Я. Совместная фильтрация состояния и распознавание типа структуры динамической системы с отбрасыванием неудачных гипотез / С. Я. Жук, В. И. Ковалев // Известия вузов. Радиоэлектроника. 2001. № 7. С.16-26.
- 7. Трифонов А.П. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех / А. П. Трифонов, Ю. С. Шинаков. М. : Радио и связь, 1986. 264 с.

References

- 1. Keuk V. (1998) Sequential track extraction. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. Vol. 34, No 4, pp. 1135-1148.
- 2. Neuimin O. S. and Zhuk S. Ya. (2014) Sequential detection of target trajectory using the decision statistics of pips. *Radioelectronics and Communications Systems*, Vol. 57, No. 8, pp. 352-361.
- 3. Stratonovich R. L. (1973) Principy adaptivnogo priema [Adaptive receiving principles]. Moscow, Sov. radio Publ., 143 p.
- 4. Vasil'ev V.I. (1983) Raspoznayushhie sistemy. Spravochnik [Recognition system. Handbook]. Kyiv, Naukova dumka Publ., 422 p.
- 5. Zhuk S. Ya. and Kovalev V. I. (2000) The multiple-choice sequential decision rule with rejection of unfortunate hypotheses. *Journal of Automation and Information Sciences*, Vol. 32, No. 10, pp. 52-58.
- 6. Zhuk S. Ya. and Kovalev V. I. (2001) State joint filtering and recognition of the structure type of a dynamic system with rejection of unsuccessful hypotheses. Izvestiya Vysshikh Uchebnykh Zavedenij. Radioelektronika, Vol. 44, No. 7, pp. 16-26 (in Russian).
- 7. Trifonov A. P. and Shinakov Yu. S. (1986) Sovmestnoe razlichenie signalov i ocenka ix parametrov na fone pomex [Joint distinction signals and estimation of their parameters in noise]. Moscow, Radio i svyaz' Publ., 264 p.

Неуймін О. С., Жук С. Я. Адаптивний двухальтернативний алгоритм послідовного виявлення траєкторії цілі з використанням вирішальних статистик відміток. На основі послідовного критерію простого доповнення розроблений двухальтернативний алгоритм перевірки простої гіпотези про відсутність траєкторії цілі проти складної альтернативи з оцінюванням ВСШ за критерієм мінімуму СКО. Його аналіз виконаний за допомогою статистичного моделювання на прикладі виявлення траєкторії цілі за даними оглядової РЛС, що вимірює дальність і радіальну швидкість.

Ключові слова: виявлення траєкторії цілі, невідоме ВСШ, критерій Вальда, вирішальні статистики відміток, функція правдоподібності.

Неуймин А. С., Жук С. Я. Адаптивный двухальтернативный алгоритм последовательного обнаружения траектории цели с использованием решающих статистик отметок. На основе последовательного критерия простого дополнения разработан двухальтернативный алгоритм проверки простой гипотезы об отсутствии траектории цели против сложной альтернативы с оцениванием ОСШ по критерию минимума СКО. Его анализ выполнен с помощью статистического моделирования на примере обнаружения траектории цели по данным обзорной РЛС, измеряющей дальность и радиальную скорость цели.

Ключевые слова: обнаружение траектории цели, неизвестное отношение сигналшум, критерий Вальда, решающие статистики отметок, функция правдоподобия.

Neuimin O. S., Zhuk S. Ya. An adaptive two-decision sequential target trajectory detection algorithm using the decision statistics of plots.

<u>Introduction</u>. The synthesis of an adaptive target trajectory detection algorithm having the opportunity along with the decision of the main tasks to perform SNR estimation is of great practical importance. For this simple complement sequential test is applied.

<u>Problem statement.</u> The problem of the adaptive target trajectory detection can be formulated as a problem of a simple hypothesis sequential testing about the target track absence against the composite alternative with SNR estimating by using a minimum mean square error estimator.

<u>Development of an adaptive two-decision sequential target trajectory detection algorithm.</u> In this section expressions for calculating the likelihood ratios and the SNR estimate are obtained.

Effectiveness Analysis of Algorithm. Analysis of the adaptive algorithm is carried out as an example of target trajectory detection due to surveillance radar which measures range and range rate using the statistical modeling. The decision statistics related to noise- and target-originate measurements are described by an exponential distribution and Swerling 1 distribution respectively. With the purpose of comparative analysis, effectiveness analysis of non-adaptive sequential target trajectory detection algorithm based on the Wald test is also carried out.

<u>Conclusions.</u> The developed adaptive algorithm reduces the decision time, as the decision in favor of the complex hypothesis of the target existence is taken without specifying simple hypothesis which having place. Average time true detection of false track when is reduced by 1.7 times compared to the non-adaptive two-decision algorithm.

Keywords: target track detection, unknown SNR, Wald test, decision statistic, likelihood function.