

# Эффективность целевых функций при измерении временного сдвига радиоимпульса на основе стохастической адаптации

Р.О. Коваленко<sup>1</sup>, А.Г. Ташлинский<sup>1</sup>, М.Г. Царёв<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Ульяновский государственный технический университет, ул. Северный Венец 32, Ульяновск, Россия 432027

**Аннотация.** Проведен сравнительный анализ эффективности использования ряда целевых функций качества при синтезе адаптивных стохастических алгоритмов измерения временного сдвига между оцифрованными нефигурными радиоимпульсами, принятыми, например, на пространственно разнесенные приёмники. Исследовано применение в качестве целевых функций разнородных по своим свойствам мер подобия сигналов: средний квадрат разности интенсивностей отсчетов, коэффициент корреляции и взаимная информация. При этом рассмотрено два подхода к оценке количественной меры взаимной информации, первый из которых основан на расчете энтропии интенсивности отсчетов по гистограммам, второй – на использовании окон Парзена. Разработанные алгоритмы апробированы на имитированных и реальных сигналах и показали высокую эффективность.

## 1. Введение

Одной из проблем обработки высокочастотных радиоимпульсов является обнаружение и оценка их параметров, в частности измерение разности времен прихода на пространственно разнесенные приемники в задачах радиолокации и радиоэлектронной борьбы [1, 2]. В современных системах обработки эта задача усложняется ещё и тем, что принятые мгновенные значения сигналов оцифровываются и вся дальнейшая обработка является цифровой. Традиционно для оценки временного сдвига фиксируются моменты прихода радиоимпульсов, которые находятся аппроксимацией как половина нормы передних фронтов [3 - 5]. Такой подход эффективен в вычислительном отношении, но применим только к огибающей радиоимпульса (фильтрованным сигналам). Однако в условиях шумов процедура фильтрации вносит значительные искажения в форму огибающей и, соответственно, в оценку временного сдвига [6].

В работе [7] задача измерения временной разности прихода радиоимпульсов рассмотрена как задача оценки параметров привязки нефигурных оцифрованных сигналов на основе стохастической адаптации. Такой подход при небольшой вычислительной сложности позволил существенно увеличить точность, исключив влияние низкочастотных помех. Для построения алгоритмов адаптивного стохастического измерения разности времён прихода радиоимпульсов необходимо задать меру подобия, характеризующую сходство сигналов. В этом смысле мера подобия выступает целевой функцией качества измерения. Временной сдвиг, соответствующий экстремуму целевой функции, и принимается за результат измерения. Тогда задачу измерения

разности времен прихода импульсов можно рассматривать как задачу оптимизации целевой функции, которая может быть и многомерной, если кроме сдвига оцениваются и другие параметры сигналов, например, соотношение их интенсивностей.

Меры подобия, которые могут быть использованы в качестве целевых функций, весьма разнообразны [8, 9]. Для каждого конкретного приложения, выбор целевой функции зависит от особенностей сигналов, характера деформаций, условий и требований решаемой задачи. Наиболее часто применяемыми на сегодняшний день целевыми функциями при стохастическом [10]) оценивании параметров привязки [11, 12] являются средний квадрат разности (СКР) интенсивностей отсчетов (в данной задаче сигналов), коэффициент корреляции (КК), а также теоретико-информационные меры [13], в частности взаимная информация (ВИ), использование которой до недавнего времени сдерживалось вычислительной трудоёмкостью.

Работа посвящена сравнительному анализу эффективности указанных выше трех целевых функций для нахождения временного сдвига между не фильтрованными оцифрованными радиосигналами алгоритмами, построенными на процедуре стохастической адаптации.

## 2. Описание алгоритма

Стохастический адаптивный алгоритм оценивания параметров  $\bar{\alpha}$  привязки [12] сигналов  $Z^{(1)}$  и  $Z^{(2)}$  предполагает обновление оценок  $\hat{\alpha}$  параметров на каждой итерации в соответствии с процедурой:  $\hat{\alpha}_t = \hat{\alpha}_{t-1} - \Lambda_t \hat{\nabla}_t^J(Z_t, \hat{\alpha}_{t-1})$  где:  $\Lambda_t$  - матрица усиления, задающая величину изменения оценок на  $t$ -й итерации;  $\hat{\nabla}_t^J$  - стохастический градиент целевой функции  $J(\bar{\alpha})$ , оценка  $\hat{J}(\bar{\alpha})$  которого находится локальной выборке  $Z_t = \{z_{jt}^{(2)}, \tilde{z}_{jt}^{(1)}\}$  попавших в неё отсчетов  $z_{jt}^{(2)} \in Z^{(2)}$ ,  $\tilde{z}_{jt}^{(1)} \in \tilde{Z}_t^{(1)}$  исследуемых сигналов;  $\tilde{Z}_t^{(1)}$  - передискретизированный в соответствии с текущими параметрами привязки  $\hat{\alpha}_{t-1}$  сигнал  $Z^{(1)}$  [14];  $j \in \Omega_{Z_t}$  - номера отсчетов  $z_{jt}^{(2)}$  из выборки  $Z_t$ ;  $t = \overline{0, T}$  - номер итерации.

При оценке параметров стационарных процессов последовательность элементов  $\lambda_t$  матрицы  $\Lambda_t$  предполагается монотонно уменьшающейся и удовлетворяющей условиям:  $\sum_{t=1}^{\infty} \lambda_t = \infty$  и  $\sum_{t=1}^{\infty} \lambda_t^2 < \infty$  [10]. Однако на практике условие стационарности выполняется редко. Поэтому для обеспечения вариабельности оценок величину  $\lambda_t$  ограничивают или принимают постоянной, тогда  $\Lambda_t = \Lambda$ , а для уменьшения влияния импульсных помех эффективно использование знаковой функции, значительно упрощающей практическую реализацию [11]. Тогда:

$$\hat{\alpha}_t = \hat{\alpha}_{t-1} - \Lambda \text{sign} \hat{\nabla}_t^J(Z_t, \hat{\alpha}_{t-1}). \quad (1)$$

Для СКР в работе использовалась его оценка:  $\hat{J}(\bar{\alpha}) = \mu^{-1} \sum_{j \in \Omega_Z} (\tilde{z}_j^{(1)} - z_j^{(2)})^2$ , при которой стохастический градиент целевой функции можно найти как [15]:

$$\hat{\nabla}^J = (2\mu\Delta_{\alpha_i})^{-1} \sum_{l=1}^{\mu} (\tilde{z}_{jl+}^{(1)} - \tilde{z}_{jl-}^{(1)}) (\tilde{z}_{jl+}^{(1)} + \tilde{z}_{jl-}^{(1)} - 2z_{jl}^{(2)}), \quad (2)$$

где  $z_{jl}^{(2)} \in Z^{(2)}$ ,  $\tilde{z}_{jl\pm}^{(1)} = \tilde{z}_{jl}^{(1)}(\hat{\alpha}_{i,t-1} \pm \Delta_{\alpha_i}) \in Z_t$ ;  $\mu$  — объем выборки  $Z_t$  равный мощности множества  $\Omega_{Z_t}$ ;  $\Delta_{\alpha_i}$  - приращение  $i$ -го параметра  $\alpha_i$  привязки.

При оценке КК:  $\hat{J}(\bar{\alpha}) = (\mu\hat{\sigma}_{z_1}\hat{\sigma}_{z_2}\Delta_{\alpha_i})^{-1} \sum_{j \in \Omega_Z} (\tilde{z}_j^{(1)} - \hat{m}_{z_1})(z_j^{(2)} - \hat{m}_{z_2})$ , стохастический градиент:

$$\hat{\nabla}^J = \frac{1}{2\mu\hat{\sigma}_{z_1}\hat{\sigma}_{z_2}} \sum_{l=1}^{\mu} (\tilde{z}_{jl+}^{(1)} - \tilde{z}_{jl-}^{(1)}) (z_{jl}^{(2)} - z_m^{(2)}), \quad (3)$$

где  $\hat{\sigma}_{z_1}$ ,  $\hat{\sigma}_{z_2}$  и  $\hat{m}_{z_1}$ ,  $\hat{m}_{z_2}$  — дисперсии и математические ожидания выборок отсчётов  $\{\tilde{z}_{jt}^{(1)}\}$  и  $\{z_{jt}^{(2)}\}$ .

Для нахождения численных значений ВИ требуются оценки энтропии сигналов  $\tilde{Z}^{(1)}$ ,  $Z^{(2)}$  и их совместной энтропии, которые по локальной выборке можно найти соответственно как [16]:

$$\hat{H}(\tilde{Z}^{(1)}) = -\sum_i p_{z_1}(z_i) \log p_{z_1}(z_i), \quad \hat{H}(Z^{(2)}) = -\sum_i p_{z_2}(z_i) \log p_{z_2}(z_i),$$

$$\hat{H}(\tilde{Z}^{(1)}, Z^{(2)}) = -\sum_i \sum_k p_{z_1, z_2}(z_i, z_k) \log p_{z_1, z_2}(z_i, z_k),$$

где  $p_{z_1}$ ,  $p_{z_2}$  и  $p_{z_1, z_2}$  - оценки маргинальных и совместной плотностей распределения вероятностей выборок  $\{\tilde{z}_j^{(1)}\}$  и  $\{z_j^{(2)}\}$ ;  $z_i$  -  $i$ -й уровень интенсивности отсчетов. Поскольку отсчеты  $\tilde{z}_j^{(1)}$  и  $z_j^{(2)}$  коррелированы, оценкой ВИ будет:  $\hat{J}(\bar{\alpha}) = \hat{H}(\tilde{Z}^{(1)}) + \hat{H}(Z^{(2)}) - \hat{H}(\tilde{Z}^{(1)}, Z^{(2)})$ .

Исследованы два подхода к оценке энтропии, первый основан на оценке  $\hat{H}(z)$  энтропии, на основе интенсивности отсчетов локальной выборки. При этом для увеличения быстродействия использовался способ нахождения стохастического градиента ВИ, базирующийся на оценке производных ВИ по оси времени через конечные разности и аналитическом нахождении производных модели по оцениваемым параметрам [17]:

$$\hat{\nabla}^J = \left( \left( \hat{H}(\tilde{z}_{j+\Delta}^{(1)}) + \hat{H}(z_j^{(2)}) - \hat{H}(\tilde{z}_{j+\Delta}^{(1)}, z_j^{(2)}) \right) - \left( \hat{H}(\tilde{z}_{j-\Delta}^{(1)}) + \hat{H}(z_j^{(2)}) - \hat{H}(\tilde{z}_{j-\Delta}^{(1)}, z_j^{(2)}) \right) \right), \quad (4)$$

где  $\Delta$  – приращение координат отсчетов локальной выборки. Второй подход использует восстановление плотности распределения вероятности отсчетов сигналов с использованием окон Парзена [18].

### 3. Экспериментальные результаты

Исследования проводились с использованием имитированных и реальных сигналов. На рисунке 1 приведены примеры графиков зависимостей оценки целевых функций ( $\hat{J}$ ) от временного сдвига сигналов ( $h$ ), полученные на имитированных зашумленных сигналах. Кривая 1 соответствует отношению  $g$  шум/сигнал (по дисперсиям), равному нулю, кривая 2 -  $g = 0,3$ , кривая 3 -  $g = 0,5$ . Заметим, что СКР (рисунок 1а) в отличие от КК (рисунок 1б) и ВИ (рисунок 1в), характеризует различие двух сигналов, поэтому экстремум целевой функции соответствует минимуму этой меры. Наибольшую крутизну имеет ВИ, что для синтезированных на её основе адаптивных стохастических алгоритмов обеспечивает большую потенциальную скорость сходимости оценок параметров [17].

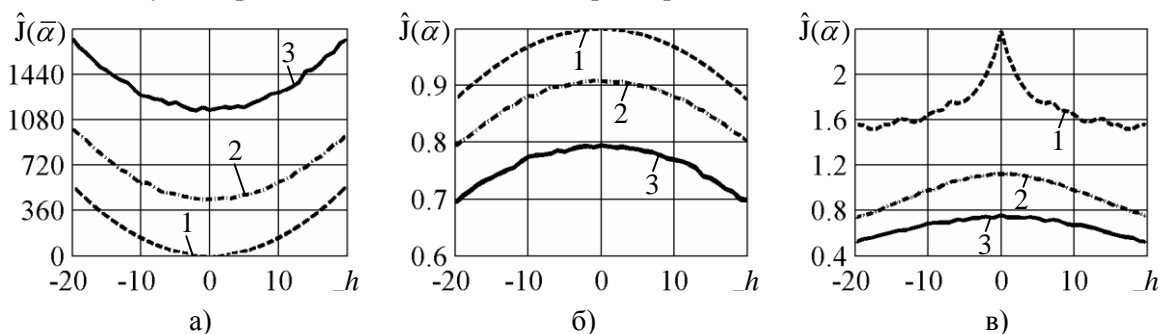
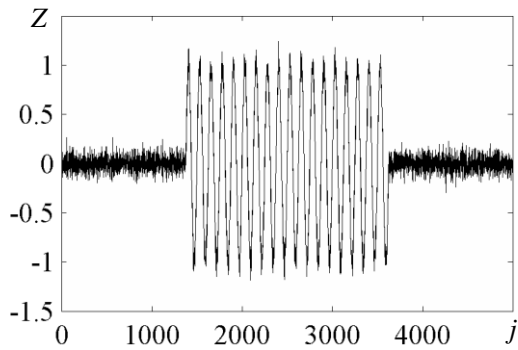


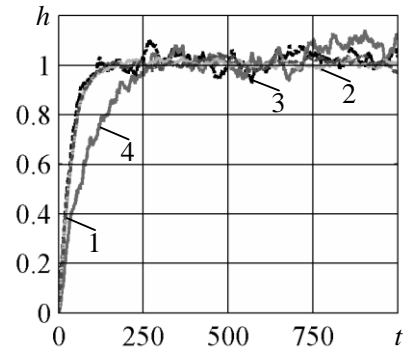
Рисунок 1. Целевые функции при различных шумах.

Пример имитированного радиоимпульса при  $g = 0,15$  приведен на рисунке 2, а графики сходимости оценок сдвига  $h$ , полученные с использованием процедуры (1) при различных целевых функциях и усредненные по 100 реализациям, представлены на рисунке 3. Здесь кривая 1 соответствует СКР, кривая 2 – КК, кривые 3 и 4 - ВИ, рассчитанной по локальной выборке с использованием окон Парзена и гистограмм соответственно. Результаты получены

при объёме локальной выборки  $\mu=20$  и числе итераций  $T=1000$ . Для алгоритмов на основе СКР и КК использовались следующие оптимизированные характеристики: приращение параметра сдвига  $\Delta_h=1.6$ ; коэффициент обучения  $\lambda_h=0.035$ . Для алгоритмов на базе ВИ: приращение параметра сдвига  $\Delta_h=1.2$ ; коэффициент обучения  $\lambda_h=0.08$ . При нахождении энтропии по гистограмме количество интервалов гистограммы 12, при использовании окон Парзена ширина аппроксимирующей функции выбиралась исходя из правила:  $1.06\hat{\sigma}_h\mu^{-1/5}$ , где  $\hat{\sigma}_h$  - среднеквадратическое отклонение интенсивности отсчетов локальной выборки.



**Рисунок 2.** Пример имитированного радиоимпульса.



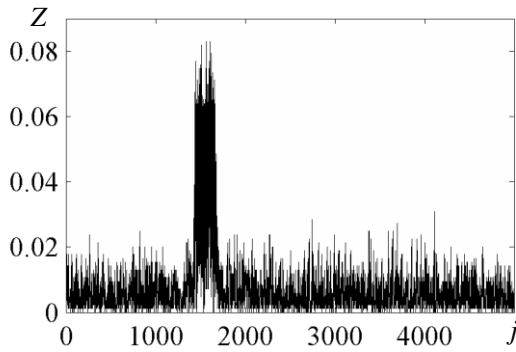
**Рисунок 3.** Сходимость оценок сдвига.

Сходимость оценки сдвига к заданному значению, равному 1 шагу сетки отсчетов, при использовании СКР, КК и ВИ при расчете энтропии с применением окон Парзена достигается примерно за 130 итераций, при гистограммном расчете энтропии – за 250 итераций. На участке  $t=250, 1000$  для алгоритма на основе СКР математическое ожидание  $\hat{m}_h = 1.01$ , дисперсия  $\hat{\sigma}_h = 1.7 \cdot 10^{-3}$ ; для алгоритма на основе КК:  $\hat{m}_h = 1.01, \hat{\sigma}_h = 1.1 \cdot 10^{-3}$ ; для алгоритма на основе ВИ:  $\hat{m}_h = 1.04, \hat{\sigma}_h = 4.6 \cdot 10^{-3}$  при использовании для расчета энтропии гистограмм и  $\hat{m}_h = 1.02, \hat{\sigma}_h = 3.1 \cdot 10^{-3}$  при использовании окон Парзена.

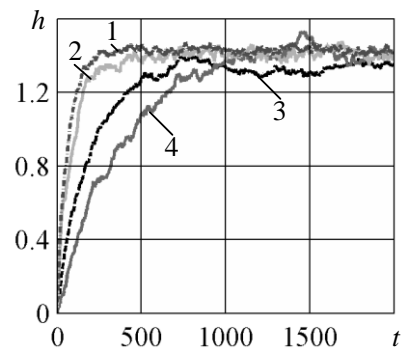
Приведем также пример результатов при использовании данных натурального эксперимента с двух каналов малоэлементной антенны, расположенной на самолете, в дальнейшем «натурный эксперимент». Пример одного из радиоимпульсов приведен на рисунке 4.

Графики сходимости оценок сдвига, полученные с использованием процедуры (1) при применении в качестве целевых функций СКР, КК, и ВИ, также усредненные по 100 реализациям, приведены на рисунке 5. Обозначения кривых соответствуют рисунку 2. Основные параметры алгоритмов:  $\mu=30, T=2000$ , для СКР и КК  $\Delta_h=1.6, \lambda_h=0.035$ , для ВИ  $\Delta_h=1.1, \lambda_h=0.05$ . На участке  $t=500, 2000$  для СКР:  $\hat{m}_h = 1.43, \hat{\sigma}_h = 1.6 \cdot 10^{-3}$ ; для КК:  $\hat{m}_h = 1.41, \hat{\sigma}_h = 2.2 \cdot 10^{-3}$ ; для ВИ:  $\hat{m}_h = 1.36, \hat{\sigma}_h = 9.9 \cdot 10^{-3}$  при использовании для расчета энтропии гистограмм и  $\hat{m}_h = 1.33, \hat{\sigma}_h = 3.0 \cdot 10^{-3}$  при использовании окон Парзена. Из рисунка видно, что оценки временного сдвига сходятся к значению, равному примерно 1.4 шагам сетки отсчетов, примерно к 250-й итерации для алгоритма на основе СКР, к 300-й итерации - на основе КК, к 600-й итерации - на основе ВИ с применением окон Парзена и к 1000-й итерации при гистограммном расчете энтропии.

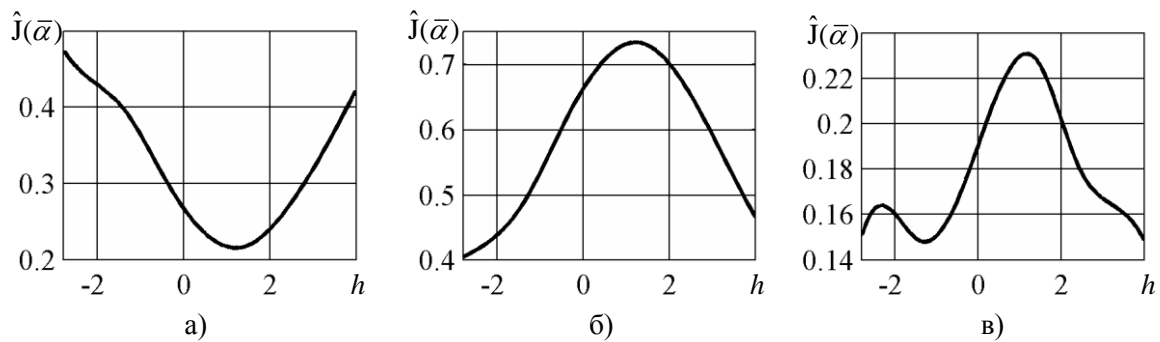
Целевые функции, построенные по исследуемым сигналам, приведены на рисунке 6, где график (а) соответствует СКР, (б) – КК, (в) – ВИ. Отметим, что оценки временного сдвига, полученные алгоритмами на основе разных целевых функций, соответствуют глобальным экстремумам соответствующих функций.



**Рисунок 4.** Радиоимпульс одного из каналов в натурном эксперименте.

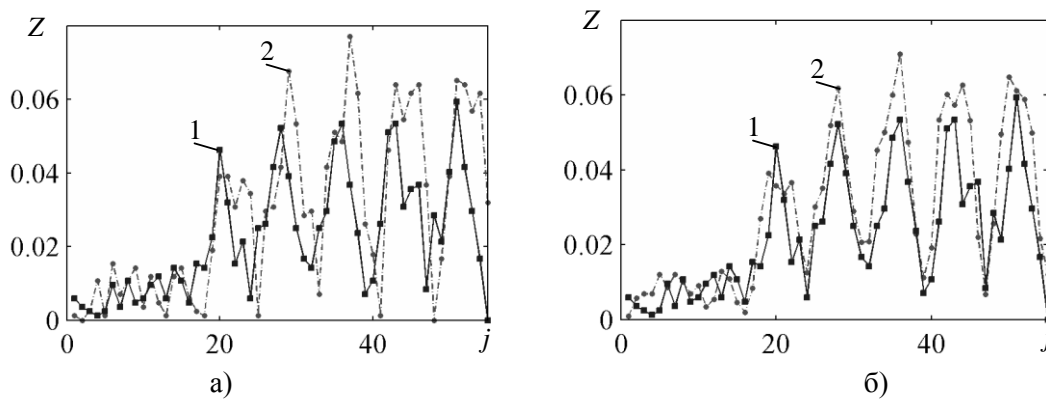


**Рисунок 5.** Сходимость оценок сдвига.



**Рисунок 6.** Оценки целевых функций при натурном эксперименте.

Пример передних фронтов оцифрованных радиоимпульсов с двух элементов антенны до (рисунок (а)) и после (рисунок (б)) привязки приведен на рисунке 7, где кривая 1 соответствует сигналу, принятому за опорный, а кривая 2 – за привязываемый. Видно, что визуально импульсы совмещены верно.



**Рисунок 7.** Иллюстрация привязки передних фронтов радиоимпульсов.

#### 4. Заключение

В работе произведен сравнительный анализ трех целевых функций для задачи оценки временного сдвига. Для имитированных сигналов при отношении шум/сигнал  $g=0,15$  стохастические адаптивные алгоритмы, синтезированные на основе использования в качестве целевых функций СКР, КК и ВИ с расчетом энтропии по окнам Парзена, при объёме локальной выборки  $\mu \approx 20$  обеспечили сходимость оценок сдвига примерно за 130 итераций. Алгоритм на базе ВИ при гистограммном расчете энтропии – за 250. При натурном эксперименте в условиях сложного комплекса коррелированных шумов оценка временного сдвига при  $\mu \approx 30$  сходится примерно к 250-й итерации для алгоритма на основе СКР, к 300-й итерации - на

основе КК, к 600-й итерации - на основе ВИ с применением окон Парзена и к 1000-й итерации при гистограммном расчете энтропии. Искажения интенсивности сигналов в обоих случаях были близки к линейными. При таких условиях предпочтителен синтез алгоритмов на основе СКР и КК, предполагающих меньшие вычислительные затраты. Кроме того, алгоритм на базе СКР позволяет оценивать и соотношение интенсивностей сигналов. При нелинейных искажениях сигналов большую скорость сходимости и устойчивость показывают алгоритмы на основе ВИ.

## 5. Благодарности

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ и Правительства Ульяновской области в рамках научных проектов № 19-29-09048 и № 18-41-730006.

## 6. Литература

- [1] Бурмака, А.А. Обнаружение видеосигналов на фоне аддитивной шумовой помехи при априорной неопределенности характеристик входного воздействия / А.А. Бурмака, Ю.В. Цыплаков, Т.Н. Говорухина // Радиотехника. – 2017. – № 2. – С. 47-52.
- [2] Трифонов, А.П. Оценка амплитуды узкополосного прямоугольного радиоимпульса с неизвестными начальной фазой и моментами появления и исчезновения / А.П. Трифонов, Ю.Э. Корчагин, М.Б. Беспалова, М.В. Трифонов // Радиотехника. – 2017. – № 1. – С. 71-78.
- [3] Бродский, М.С. Определение координат источников радиоизлучения с летательного аппарата с использованием двух разнесенных приемных модулей / М.С. Бродский, Н.В. Топорков, Ю.М. Шабатура, В.И. Шевчук // Радиотехника. – 2009. – № 9. – С. 99-103.
- [4] Потапова, Т.П. Алгоритм определения координат источников радиоизлучения с летательного аппарата на основе фазово-временной сигнальной информации от двух приемных модулей / Т.П. Потапова, Н.В. Топорков, Ю.М. Шабатура // Вестник Московского государственного технического университета им. Н.Э. Баумана. Серия: приборостроение. – 2010. – № 1. – С. 52-61.
- [5] Потапова, Т.П. Оценка эффективности алгоритмов измерения разности фаз и разности времен приема радиосигналов двумя разнесенными приемниками / Т.П. Потапова // Радиотехника. – 2017. – № 8. – С. 100-105.
- [6] Яковлева, Т.В. Метод определения фазового сдвига квазигармонических сигналов, основанный на анализе огибающей / Т.В. Яковлева // Компьютерная оптика. – 2017. – Т. 41, № 6. – С. 950-956. DOI: 10.18287/2412-6179-2017-41-6-950-956.
- [7] Tashlinskiy, A.G. An algorithm for time shift estimation of radio pulses received by spatially distributed sensors / A.G. Tashlinskiy, M.G. Tsarev // International Siberian Conference on Control and Communications (SIBCON). – 2015. – P. 1-4. DOI: 10.1109/SIBCON.2015.7147237.
- [8] Goshtasby, A.A. Image registration. Principles, tools and methods / A.A. Goshtasby – London: Springer-Verlag London, 2012. – 441 p.
- [9] Ташлинский, А.Г. Алгоритм оценивания временного сдвига радиоимпульсов с разнесенных приемников / А.Г. Ташлинский, Н.В. Топорков, Т.П. Потапова, М.Г. Царёв // Радиотехника. – 2015. – № 6. – С. 24-28.
- [10] Цыпкин, Я.З. Информационная теория идентификации / Я.З. Цыпкин – М.: Наука. Физматлит, 1995. – 336 с.
- [11] Tashlinskii, A.G. Computational Expenditure Reduction in Pseudo-Gradient Image Parameter Estimation / A.G. Tashlinskii // Computational Science – ICCS. – 2003. – Vol. 2658. – P. 456-462. DOI: 10.1007/3-540-44862-4\_48.
- [12] Ташлинский, А.Г. Обнаружение радиоимпульсов по нефильТРованным сигналам с пространственно разнесенных приемников / А.Г. Ташлинский, М.Г. Царёв // Информационные технологии и нанотехнологии (ИТНТ-2017): Сборник трудов III международной конференции и молодежной школы 25-27 апреля. – Самара: Новая техника. – 2017. – С. 576-580. DOI: 10.1016/j.media.2005.03.004.

- [13] D'Agostino, E. An information theoretic approach for non-rigid image registration using voxel class probabilities / E. D'Agostino, F. Maes, D. Vandermeulen, P. Suetens // *Med Image Anal.* – 2006. – Vol. 10(3). – P. 413-431.
- [14] Ташлинский, А.Г. Оценивание параметров пространственных деформаций последовательностей изображений – Ульяновск: Издательство УлГТУ, 2000. – 132 с.
- [15] Tashlinskii, A.G. The Specifics of Pseudogradient Estimation of Geometric Deformations in Image Sequences / A.G Tashlinskii // *Pattern Recognition and Image Analysis.* – 2008. – Vol. 18(4). – P. 701-706. DOI:10.1134/S1054661808040275.
- [16] Viola, P. Alignment by maximization of mutual information / P. Viola, W.M. Wells III // *International Journal of Computer Vision.* – 1997. – Vol. 24. – P. 137-154.
- [17] Ташлинский, А.Г. Анализ целевых функций в задаче оценивания взаимных геометрических деформаций изображений / А.Г. Ташлинский, С.В. Воронов, И.В. Воронов // *Автоматизация процессов управления.* – 2013. – № 4(34). – С. 26-29.
- [18] Parzen, E. On Estimation of a Probability Density Function and Mode / E. Parzen // *Annals of Math. Statistics.* – 1962. – Vol. 33. – P. 1065-1076.

## Efficiency of target functions in measuring the time shift of a radio pulse based on stochastic adaptation

R.O. Kovalenko<sup>1</sup>, A.G. Tashlinskii<sup>1</sup>, M.G. Tsaryov<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Ulyanovsk State Technical University, Severnii Venetz str. 32, Ulyanovsk, Russia, 432027

**Abstract.** The article presents a comparative analysis of the effectiveness of target functions in the synthesis of adaptive stochastic algorithms for measuring the time shift between digitized unfiltered radio pulses. Such radio pulses can be for example signals received from spatially spaced receivers. Signal similarity measures dissimilar in their properties were investigated. As such objective functions, the mean square of the difference in the sample intensities, the correlation coefficient, and mutual information were considered. Two approaches to the evaluation of a quantitative measure of mutual information were considered, the first is based on calculating the entropy of the intensity of counts by the histograms, the second on the use of Parzen Windows. The developed algorithms were tested on simulated and real signals and showed high efficiency.