

УДК 621.3:681.34

Д.А. Куркин, А.А. Роечко, В.В. Лукин

Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Украина

РОБАСТНЫЙ МЕТОД ОЦЕНИВАНИЯ ВЗАИМНОЙ ЗАДЕРЖКИ СИГНАЛОВ

Предложена новая методика оценки взаимной задержки сигналов, принятых двумя разнесенными сенсорами, в основе которой лежит робастное оценивание в области взаимного спектра. Проведено исследование эффективности предложенной методики и выполнен сравнительный анализ с классическим методом оценивания временной задержки. В качестве модели помех выбраны процессы, которые описываются симметричным α -стабильным распределением. Исследования проведены как для сгенерированного речеподобного сигнала, так и для реального сигнала, полученного с помощью звукозаписывающего оборудования.

Ключевые слова: симметричное α -стабильное распределение, робастное оценивание, разнесенные сенсоры, взаимная задержка сигналов.

Введение

В связи с быстрым ростом вычислительных мощностей современных ЭВМ и процессорных средств появилась возможность использовать более сложные алгоритмы вторичной обработки сигналов, что, в свою очередь, позволяет эффективно решать целый ряд прикладных задач. Так, довольно часто на практике встречаются ситуации, для которых необходимо обрабатывать данные, полученные от нескольких пространственно разнесенных сенсоров. В частности, подобные данные (сигналы и оценки их параметров) требуется обрабатывать при определении пеленга источника случайного широкополосного сигнала. Такая задача характерна для гидролокационных систем, при определении направления на говорящего при проведении видеоконференций [1 – 3] и т.д.

Классический метод пассивного оценивания пеленга источника случайного широкополосного сигнала (при известном расстоянии между двумя сенсорами) состоит в получении взаимной корреляционной функции (ВКФ) принятой смеси информационного широкополосного сигнала и шума и определении координаты наибольшего максимума ВКФ, которая затем пересчитывается в угловую координату (пеленг) [4]. Этот метод дает удовлетворительные результаты (является оптимальным), если выполняются следующие условия:

- 1) отношение сигнал-шум (ОСШ) на входе сенсоров (микрофонов, гидрофонов) является достаточно большим (существенно больше единицы);
- 2) помехи в каналах приема являются независимыми, аддитивными и гауссовыми;
- 3) время регистрации (накопления) сигналов также относительно большое;
- 4) источник излучения можно считать практически неподвижным.

Однако эти предположения вследствие тех или иных причин часто не соблюдаются на практике.

В частности, исследования показывают, что акустические шумы в помещении или шумы на входе гидрофонов нельзя считать гауссовыми. Статистические характеристики таких помех более точно аппроксимируются процессами с симметричным α -стабильным (CaC) распределением с $\alpha=1,6$ и $1,5$ соответственно [2, 3]. Отметим, что гауссова плотность распределения вероятности (ПРВ), которая используется в классическом методе в качестве модели помех, является частным случаем CaC распределения при $\alpha=2$. Особенность CaC ПРВ заключается в том, что при $\alpha < 2$ наблюдается резкий рост тяжести хвостов CaC распределения (возрастает импульсность шума) по мере уменьшения значения α .

Кроме того, ОСШ для практически важных приложений может быть сравним с единицей или даже существенно меньше. В этом случае необходимо увеличивать время накопления сигналов, но тогда может не выполняться предположение о неподвижности источника сигнала [4]. Возможно одновременное оценивание временной задержки и ее первой производной, однако в этом случае резко возрастает сложность обработки.

Вследствие перечисленных выше причин применение традиционных методов обработки перестает быть оптимальной процедурой. В частности, возможно резкое возрастание вероятности аномальных измерений взаимной задержки. В таких условиях актуальной становится задача разработки относительно простых (обладающих приемлемым быстродействием), но более эффективных в плане точности методов оценивания взаимной задержки (направления на источник сигнала).

Целями данной статьи являются разработка модификаций классического метода оценки временного сдвига, которые позволят повысить его эффективность в указанных выше условиях, а также сравнение их точности определения взаимной задержки между сигналами.

1. Методы оценивания взаимной задержки

1.1. Классический подход

Для простоты предположим, что имеется только два пространственно-разнесенных приемника, регистрирующие набор элементарных реализаций (фрагментов) вида

$$\begin{aligned} x_1^{(m)}(t) &= s^{(m)}(t) + \xi_1^{(m)}(t), \\ x_2^{(m)}(t) &= s^{(m)}(t - \tau^{(m)}) + \xi_2^{(m)}(t), \end{aligned} \quad (1)$$

где $s^{(m)}(t), t \in [T_H^{(m)}; T_K^{(m)}]$ – m -й фрагмент информационного широкополосного сигнала;

$m \in [1; M], M$ – общее количество фрагментов;

$\xi_1^{(m)}(t), \xi_2^{(m)}(t)$ – m -е фрагменты некоррелированных помех соответственно в первом и втором каналах приема;

$\tau^{(m)}$ – взаимная задержка для m -го фрагмента, полагаемая при моделировании одинаковой для всех фрагментов;

$T_H^{(m)}$ и $T_K^{(m)}$ – моменты начала и конца m -го фрагмента; длительности всех фрагментов, равные $T_K^{(m)} - T_H^{(m)}$, одинаковы и имеют порядок долей секунды (предполагается, что $T_K^{(m)} - T_H^{(m)}$ существенно больше максимально возможного значения взаимной задержки).

Предположим, что некоторое количество фрагментов N обрабатывается совместно. Для каждого m -го фрагмента необходимо выполнить следующие операции. Вначале получают m -ю оценку взаимного спектра фрагмента

$$\hat{S}_{12}^{(m)}(f) = \hat{S}_1^{(m)}(f) \cdot \hat{S}_2^{*(m)}(f), \quad (2)$$

где $\hat{S}_1^{(m)}(f) = \text{БПФ}(s_1^{(m)}(t))$ – оценка текущего спектра, полученная с помощью быстрого преобразования Фурье (БПФ);

$\hat{S}_2^{*(m)}(f)$ – взаимно сопряженный Фурье-спектр во втором канале.

Подход к обработке, основанный на получении оценок взаимных спектров (2) для каждого фрагмента, имеет ряд преимуществ. Во-первых, он позволяет использовать расчет с использованием БПФ фиксированного размера, что существенно повышает быстродействие и упрощает обработку [5]. Во-вторых, имеются различные возможности дальнейшего использования оценок $\hat{S}_{12}^{(m)}(f)$. Например, для каждой из них может быть получена оценка взаимной задержки $\hat{\tau}^{(m)}$, если к каждой оценке $\hat{S}_{12}^{(m)}(f)$ применить обратное БПФ, получить оценку взаимно-корреляционной функции $Y_{BK}^{(m)}(\tau)$ и найти по-

ложение ее наибольшего максимума. Такие оценки можно уточнить, если использовать дополнение $\hat{S}_{12}^{(m)}(f)$ комплексными нулями и, соответственно, обеспечить более частую дискретизацию выходного эффекта [6]. Однако такая обработка не устраняет аномальные измерения взаимной задержки, которые могут с большой вероятностью возникать при малых ОСШ.

Наличие оценок $\hat{S}_{12}^{(m)}(f)$ позволяет «накапливать» сигнал путем совместной обработки некоторого (нечетного) количества $\hat{S}_{12}^{(m)}(f)$ для соседних фрагментов. Традиционным способом совместной обработки является использование усреднения:

$$\hat{\Sigma}_{12}^{\Sigma}(f) = \sum_{n=m-(N-1)/2}^{m+(N-1)/2} \hat{S}_{12}^{(n)}(f), \quad (3)$$

где $N (m \geq (N+1)/2, m \leq M - (N-1)/2)$ – количество совместно обрабатываемых оценок.

После получения $\hat{\Sigma}_{12}^{\Sigma}(f)$ можно рассчитать взаимно-корреляционную функцию $Y_{BK}^{\Sigma}(\tau)$, которая будет ассоциироваться с m -м фрагментом. Однако, кроме алгоритма (3), возможны и другие варианты совместной обработки [7].

1.2. Робастные модификации

Поскольку аддитивные помехи в (1) характеризуются повышенной импульсивностью (негауссовостью), то и оценки спектров $\hat{S}_1^{(m)}(f)$ и $\hat{S}_2^{*(m)}(f)$, а также оценка $\hat{S}_{12}^{(m)}(f)$ могут быть существенно искажены [8]. Суть предлагаемых модификаций состоит в том, что при совместной обработке оценок взаимного спектра для нескольких последовательных фрагментов принятых колебаний целесообразно использовать робастные оценки параметра сдвига вместо обычного усреднения. В частности, ниже рассматривается применение двух таких процедур: медианы

$$\hat{\Sigma}_{12}^{\text{med}}(f) = \text{med}_N \left(\text{Re} \left[\hat{\Sigma}_{12}^{(n)}(f) \right] \right) + j \text{med}_N \left(\text{Im} \left[\hat{\Sigma}_{12}^{(n)}(f) \right] \right), \quad (4)$$

где med означает расчет медианы выборки данных для выборки размером N для фрагментов с индексами $n \in [m-(N-1)/2; m+(N-1)/2]$;

и α -урезанного среднего

$$\hat{\Sigma}_{12}^{\text{ATM}}(f) = \alpha \text{atr}_N \left(\text{Re} \left[\hat{\Sigma}_{12}^{(n)}(f) \right] \right) + j \alpha \text{atr}_N \left(\text{Im} \left[\hat{\Sigma}_{12}^{(n)}(f) \right] \right), \quad (5)$$

где atr означает расчет α -урезанного среднего для выборки размером N .

Используемое значение параметра усечения было выбрано равным 0,2, то есть отбрасывалось примерно 20% наименьших и наибольших значений в отсортированной выборке данных.

Если вместо $\hat{S}_{12}^{\Sigma}(f)$ получают $\hat{S}_{12}^{\text{med}}(f)$ или $\hat{S}_{12}^{\alpha\text{tr}}(f)$ одним из рассмотренных выше способов, то далее формируется оценка ВКФ $Y_{\text{BK}}^{\text{med}}(f)$ или $Y_{\text{BK}}^{\alpha\text{tr}}(f)$ и находится значение $\hat{\tau}$, соответствующее наибольшему значению взаимно-корреляционной функции.

Предварительный анализ распределений значений $\text{Re}[\hat{S}_{12}^{(m)}(f)]$ и $\text{Im}[\hat{S}_{12}^{(m)}(f)]$ при фиксированном истинном значении взаимной задержки показал, что даже при гауссовых помехах в каналах приема, но малых ОСШ, значения реальной и мнимой компонент взаимного спектра являются негауссовыми и характеризуются симметричностью относительно параметра сдвига и большей тяжестью хвостов, чем для гауссовой ПРВ. Еще большая тяжесть хвостов имеет место, если помехи в каналах приема оказываются негауссовыми, например, имеют CaC распределением с $\alpha < 2$. Описанное свойство позволило предположить, что применение робастных процедур для совместной обработки элементарных оценок взаимного спектра может быть более эффективным, чем использование обычного усреднения.

2. Выбор модели помех

Как уже отмечалось, в качестве модели помех использовались случайные процессы с CaC распределением (в литературе также довольно часто встречается под названием «устойчивое») [9]. CaC ПРВ может быть получена как предел по распределению суммы независимых и одинаково распределенных случайных величин [10]. Известно также, что такие распределения не имеют явного аналитического выражения для функции ПРВ. Тем не менее, их свойства достаточно хорошо изучены [10]. В частности, CaC распределения характеризуются двумя параметрами: первый параметр α – параметр формы, который определяет общий вид и тяжесть хвостов распределения; второй параметр, γ – характеризует масштаб ПРВ.

CaC распределения в последние десятилетия пользуются большой популярностью, что связано в первую очередь с возможностью достаточно точно аппроксимировать реальные процессы, возникающие в практических ситуациях, например:

- атмосферный шум (как правило, аппроксимируется случайным процессом с CaC распределением с $\alpha=1,5$) [10];
- акустический шум во внутренних помещениях [11];
- помехи от морской поверхности и растительности в морских и доплеровских радиолокационных системах [12, 13].

При $\alpha=2$ CaC ПРВ трансформируется в нор-

мальное распределение с $\sigma^2=2\gamma$, где σ – среднеквадратическое отклонение (СКО). С уменьшением значения параметра α вид CaC ПРВ изменяется: график становится уже и выше, а уровень хвостов распределения возрастает (распределение приобретает «тяжелые хвосты»).

На рис. 1 продемонстрировано изменение формы CaC ПРВ в зависимости от параметра α для трех значений параметра: $\alpha=2, 1,8$ и $1,6$.

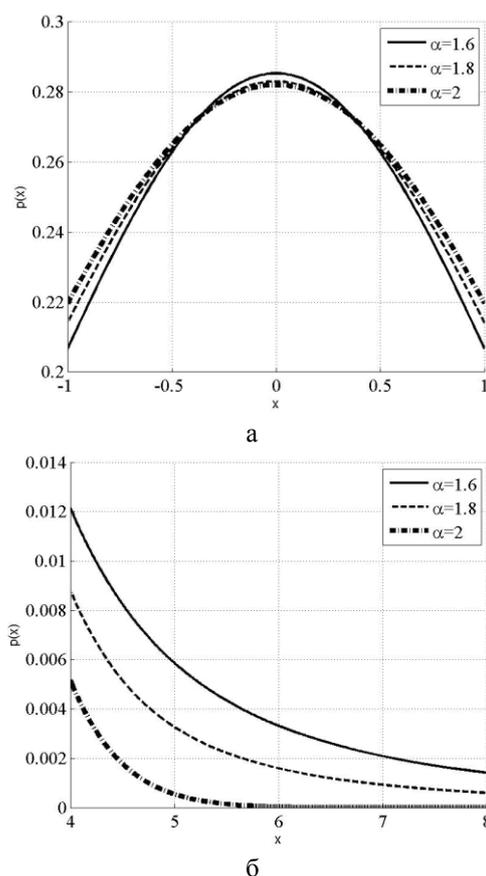


Рис. 1. Графики CaC ПРВ для $\alpha=2, 1,8$ и $1,6$: а – форма вершины распределения; б – хвосты ПРВ

На рис. 1, б отчетливо видно, что с уменьшением α тяжесть хвостов распределения увеличивается, их поведение принимает алгебраический, а не экспоненциальный характер. В результате вероятность появления аномального значения амплитуды такой случайной переменной становится более высокой.

Важной особенностью CaC распределений является то, что при $\alpha < 2$ дисперсия процесса является неограниченной, что приводит к необходимости характеризовать ОСШ нестандартными способами.

3. Методика проведения моделирования и критерии оценки эффективности

Для определения эффективности предложенной нами методики робастного оценивания взаимной задержки были проведены статистические эксперименты, которые состояли из следующих этапов:

1. Генерация (или чтение) по N фрагментов информационного сигнала с каждого сенсора. При проведении исследований использовался как автоматически сгенерированный шумоподобный сигнал, так и реальный звуковой сигнал, записанный с помощью высококачественного микрофона. Каждый m -й фрагмент длительностью $T_k^{(m)} - T_n^{(m)}$ дискретизировался на 1024 отсчета. Рассматривались ситуации с разным количеством совместно обрабатываемых фрагментов $N=5, 9, 15$ и 25 . Ввиду ограниченности места в работе, в основном, представлены результаты для $N=15$, однако все полученные выводы справедливы и для другого количества совместно обрабатываемых фрагментов.

2. Создание сдвинутой на нужное число отсчетов копии полученного информационного сигнала, что имитирует взаимную задержку.

3. Добавление аддитивного шума к обоим информационным сигналам в виде случайного процесса с СвС распределением с заданными α и γ . Исследования проводились для трех различных значений параметра $\alpha=2, 1,8$ и $1,6$; значения параметра γ варьировались в различных пределах. Генерация случайных величин с СвС ПРВ была проведена согласно алгоритму, описанному в работах [3, 15].

4. Получение с помощью БПФ спектров сигналов и расчет взаимных спектров по формуле (2) для каждого m -го фрагмента.

5. Расчет взаимного спектра по N соседним фрагментам с помощью усреднения, оценки α -урезанного среднего и медианы согласно формулам (3) – (5). После этой операции вместо N массивов по 1024 значения взаимных спектров сигналов, получается три массива, размером 1024 значения каждый – по одному массиву для каждой исследуемой оценки.

6. Получение трех ВКФ с помощью нахождения обратного БПФ для каждого из рассчитанных на шаге 5 взаимных спектров.

7. Получение трех значений временной задержки, каждая из которых определяется как координата максимума соответствующей оценки ВКФ. Для каждой полученной оценки временной задержки определяется, является ли она аномальной или нормальной (аномальной оценка считается в том случае, если ее значение существенно отличается от истинного).

8. Повторение шагов 1-7 N_{exp} раз, в результате чего получаем N_{exp} оценок временной задержки (из которых количество N_{anom} являются аномальными) для каждой модификации классического метода расчета взаимного спектра по N соседним фрагментам.

При наличии таких данных имеется возможность рассчитать СКО полученных оценок временного сдвига по формуле:

$$\sigma_{\tau} = \sqrt{\frac{1}{N_{\text{exp}} - N_{\text{anom}} - 1} \sum_{k=1}^{N_{\text{exp}} - N_{\text{anom}} - 1} (\hat{\tau}_k - \bar{\tau})^2}, \quad (6)$$

где $\hat{\tau}_k$ – «нормальная» оценка взаимной задержки, полученная в k -м эксперименте;

$\bar{\tau}$ – среднее значение «нормальных» оценок взаимной задержки, полученных в $N_{\text{exp}} - N_{\text{anom}} - 1$ «нормальных» экспериментах.

Кроме того, можно также рассчитать вероятность появления аномальных оценок:

$$P_{\text{anom}} = \frac{N_{\text{anom}}}{N_{\text{exp}}}. \quad (7)$$

Значения σ_{τ} и P_{anom} являются двумя основными количественными критериями, на основании совместного анализа которых можно судить об эффективности предложенных модификаций стандартного алгоритма определения взаимной задержки. ОСШ изменялось путем варьирования значения параметра γ , в результате чего были получены зависимости $\sigma_{\tau}(\gamma)$ и $P_{\text{anom}}(\gamma)$.

Напомним, что с увеличением γ возрастает интенсивность шума и уменьшается отношение сигнал-шум. Поэтому стоит ожидать, что графики зависимостей $\sigma_{\tau}(\gamma)$ и $P_{\text{anom}}(\gamma)$ будут монотонно возрастать с увеличением γ , достигая при определенном значении γ области насыщения, где значения $P_{\text{anom}}(\gamma)$ будут практически не зависеть от γ и быть близкими к единице. Такая ситуация говорит о том, что мощность шума становится настолько большой, что почти все получаемые оценки $\hat{\tau}_k$ оказываются «аномальными».

Исследования были проведены для двух тестовых сигналов: 1). Информационный случайный процесс моделировался с использованием низкочастотной фильтрации гауссова белого шума таким образом, что его верхняя частота была примерно в 5 раз меньше частоты дискретизации (которая в проводимых экспериментах была принята равной 20 кГц); дисперсия сигнальной составляющей была равна единице. 2). Реальный речевой сигнал, оцифрованный с частотой 44,1 кГц и достаточно большой разрядностью квантования (24 бита), что позволило пренебречь шумами квантования. Речевой сигнал является нестационарным [16]. Дисперсия этого сигнала, определенная для всего времени регистрации, составила $6,275 \cdot 10^{-4} B^2$.

4. Анализ результатов моделирования

Рассмотрим вначале случай сгенерированного широкополосного сигнала, а далее перейдем к результатам для фрагмента реальной записи речи.

Отметим, что при гауссовых помехах в каналах приема и больших ОСШ обычное усреднение (3) оценок взаимных спектров (метод *mean*) является наиболее точным из рассматриваемых методов обработки. Об этом свидетельствуют графики, приве-

денные на рис. 2, а, б. Очевидно, что, начиная с некоторого значения γ , вероятность $P_{anom}(\gamma)$ приближается к единице, как было сказано ранее, но для γ порядка 10...30 обычное усреднение взаимных спектров обеспечивает заметно более высокую точность, чем модификации, основанные на устойчивых (робастных) оценках сдвига. При использовании медианной оценки (метод *median*) имеет место наихудшая точность.

С уменьшением значения α ситуация меняется. При $\alpha=1,8$ (см. рис. 3, а, б) точность робастных модификаций становится лучше (выше) точностных характеристик классического подхода – значения $\sigma_\tau(\gamma)$ и $P_{anom}(\gamma)$ для модификации на основе оценки α -урезанного среднего (метод *trimmed*) (5) и метода *median* (4) оказываются значительно меньше соответствующих значений для стандартного метода *mean* (3) во всем исследуемом диапазоне значений γ . Стоит также отметить, что для стандартного подхода (3) P_{anom} начинает существенно отличаться от нуля уже при γ порядка единицы, в то время, как для предложенных модификаций это происходит при значениях γ порядка 2,5.

Преимущество предлагаемых методов проявляется в еще большей степени при уменьшении α до значения 1,6 (см. рис. 4, а, б). Для рассматриваемого интервала значений γ величины $\sigma_\tau(\gamma)$ и $P_{anom}(\gamma)$ для *median* и *trimmed* оказываются существенно меньше, чем для классического подхода.

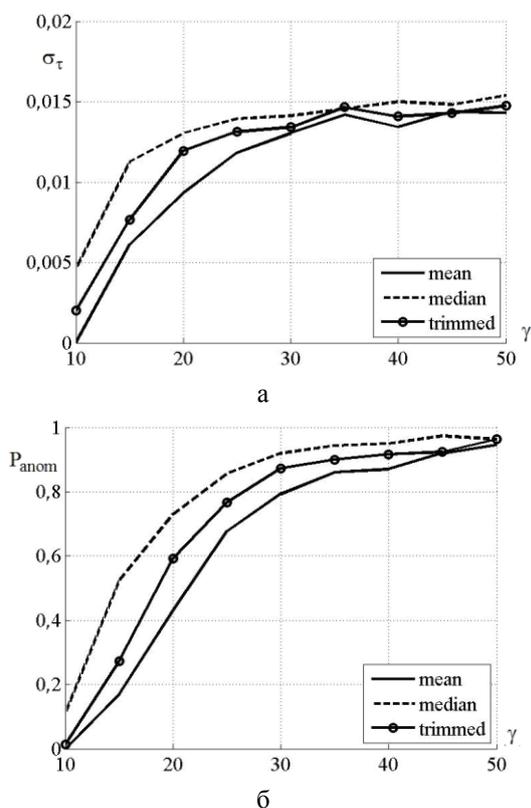


Рис. 2. Графики зависимостей $\sigma_\tau(\gamma)$ (а) и $P_{anom}(\gamma)$ (б) для сгенерированного шумоподобного сигнала при $\alpha=2$

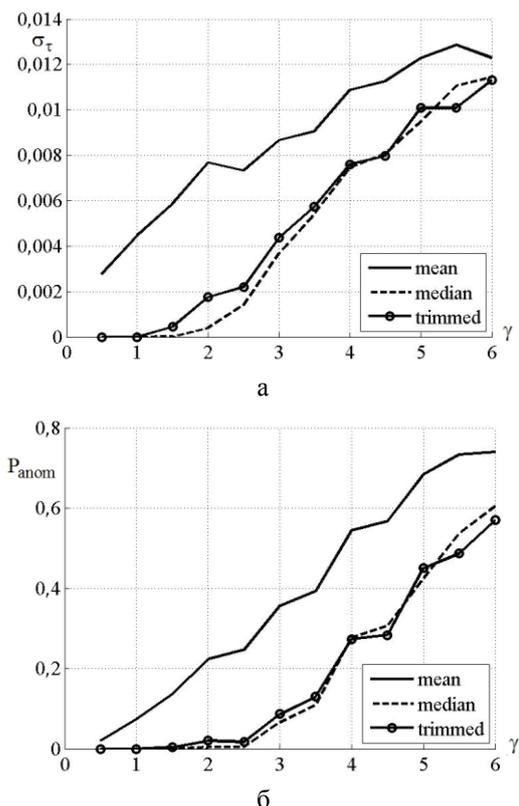


Рис. 3. Графики зависимостей $\sigma_\tau(\gamma)$ (а) и $P_{anom}(\gamma)$ (б) для сгенерированного шумоподобного сигнала при $\alpha=1,8$

Закономерности, наблюдаемые для других рассмотренных значений N , отличных от $N=15$, остаются теми же. В то же время, вопрос выбора значения N для конкретных практических ситуаций требует отдельного анализа и в данной статье рассматриваться не будет.

Проанализируем далее результаты для второго тестового сигнала – записи реальных речевых данных. Его обработка выполнялась следующим образом. Выбиралась группа фрагментов длительностью N ($T_K^{(m)} - T_H^{(m)}$) и производилась их совместная обработка в соответствии с (1) – (5). Затем выполнялась статистическая обработка полученных для групп фрагментов оценок взаимной задержки. Число фрагментов в группе было выбрано равным 15, а число групп – 1024.

Анализ результатов, полученных для гауссовых помех (см. рис. 5), показал, что, как и ожидалось, наилучшей точностью обладает классический подход *mean*, основанный на усреднении (3). Однако ситуация меняется, когда в распределении помех начинают появляться «тяжелые хвосты» (см. зависимости на рис. 7 и 8). При $\alpha=1,8$ (рис. 7) метод обработки *trimmed* по характеристикам точности становится сравнимым со стандартным подходом, основанным на усреднении.

Результаты для метода *median* оказываются несколько хуже.

Необходимо отметить, что для реального речевого сигнала анализируемый диапазон значений γ отличается от случая искусственно полученного тестового сигнала. Данный факт связан с различными значениями дисперсии информационной составляющей для рассматриваемых тестовых сигналов. С увеличением тяжести хвостов распределения шума (рис. 7), точность стандартного метода начинает заметно уступать методам обработки оценок взаимных спектров *median* и *trimmed*, предусматривающим использование робастного оценивания.

Результаты моделирования для количества совместно обрабатываемых фрагментов сигнала $N=9$, приведены на рис. 8 и 9 для двух значений параметра α . При гауссовых помехах ($\alpha=2$) наилучшей операцией совместной обработки оценок взаимных спектров оказывается, как и в предыдущих случаях, усреднение (см. рис. 8). Однако при $\alpha=1,6$ (см. рис. 9) предложенные робастные модификации обеспечивают небольшой выигрыш в точности по сравнению с традиционным подходом.

Таким образом, методы робастной обработки оценок взаимных спектров способны при определенных условиях обеспечить более высокую точность определения взаимной задержки для широкополосных сигналов, принимаемых двумя пространственно разнесенными сенсорами.

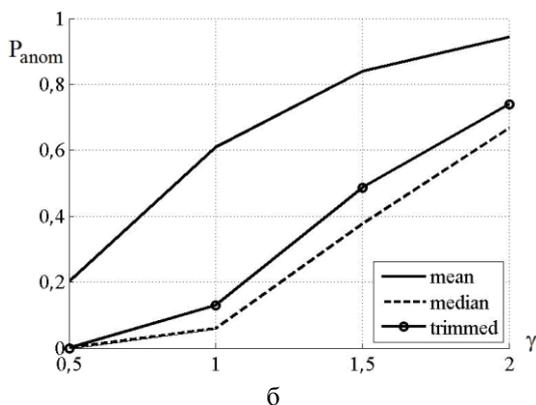
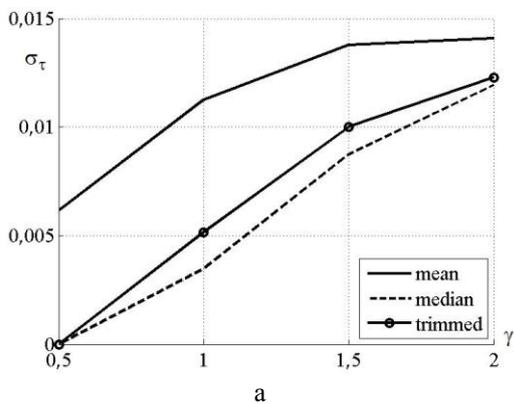


Рис. 4. Графики зависимостей $\sigma_\tau(\gamma)$ (а) и $P_{anom}(\gamma)$ (б) для сгенерированного шумоподобного сигнала при $\alpha=1,6$

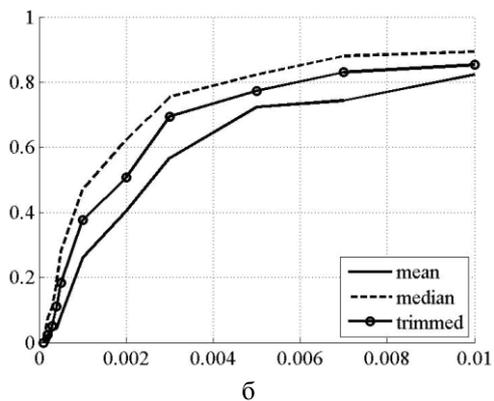
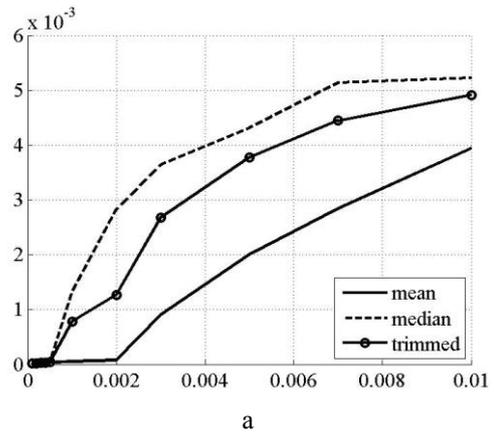


Рис. 5. Графики зависимостей $\sigma_\tau(\gamma)$ (а) и $P_{anom}(\gamma)$ (б) для реального речевого сигнала при $\alpha=2$

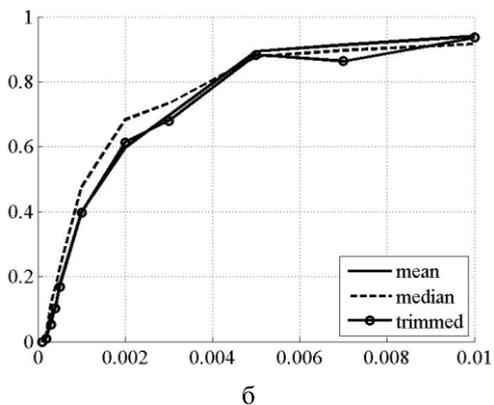
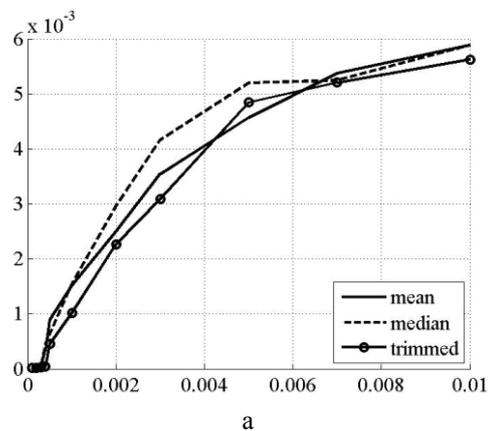


Рис. 6. Графики зависимостей $\sigma_\tau(\gamma)$ (а) и $P_{anom}(\gamma)$ (б) для реального речевого сигнала при $\alpha=1,8$

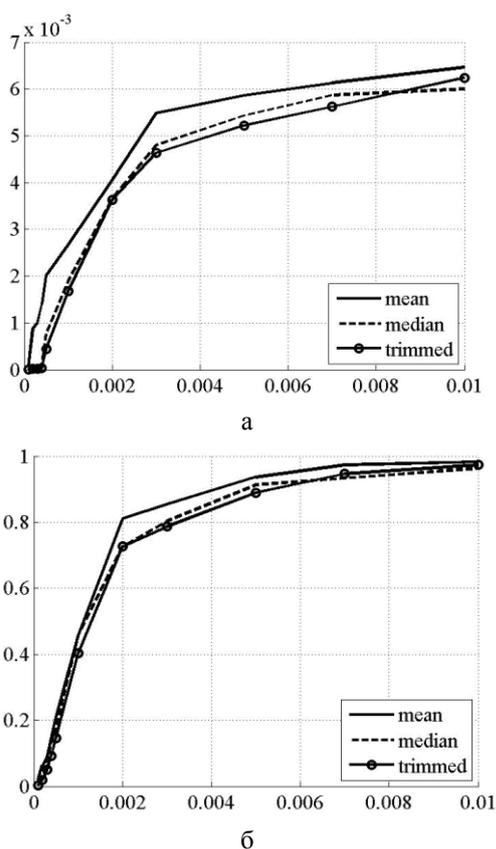


Рис. 7. Графики зависимостей $\sigma_{\tau}(\gamma)$ (а) и $P_{\text{аном}}(\gamma)$ (б) для реального речевого сигнала при $\alpha=1,6$

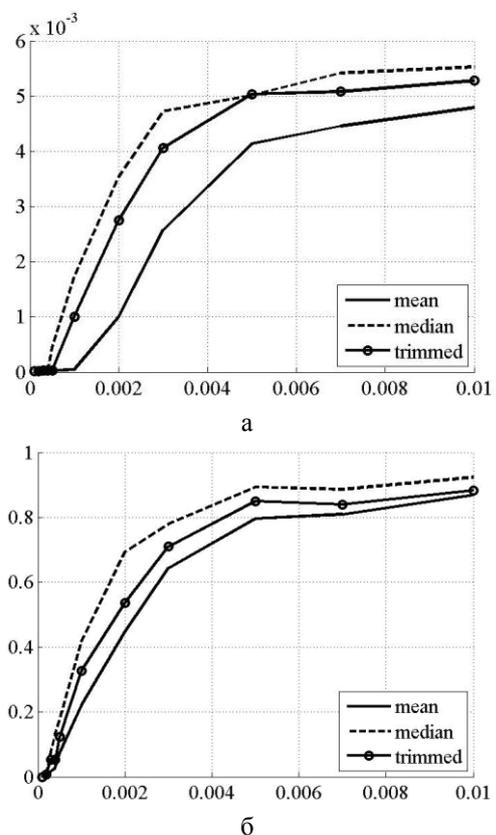


Рис. 8. Графики зависимостей $\sigma_{\tau}(\gamma)$ (а) и $P_{\text{аном}}(\gamma)$ (б) для реального речевого сигнала при $\alpha=2$ и $N=9$

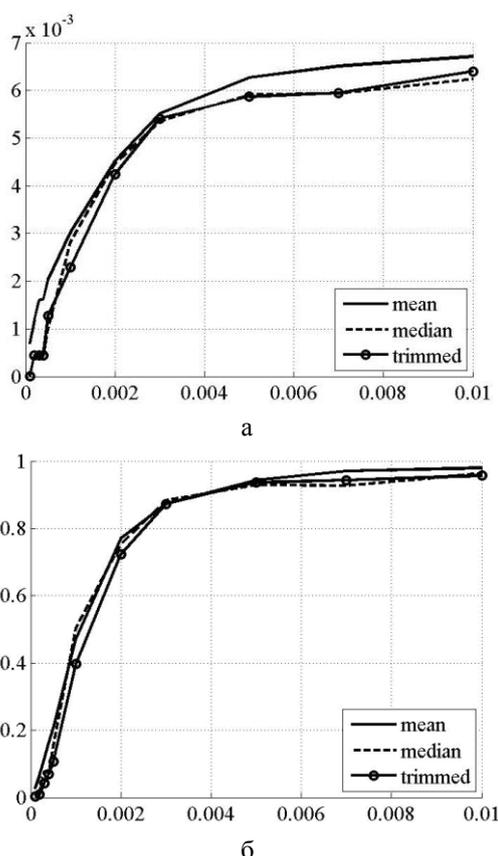


Рис. 9. Графики зависимостей $\sigma_{\tau}(\gamma)$ (а) и $P_{\text{аном}}(\gamma)$ (б) для реального речевого сигнала при $\alpha=1,6$ и $N=9$

Вместе с тем, остается ряд нерешенных вопросов. Во-первых, на практике желательно иметь методику адаптации, которая позволит в зависимости от свойств помех и ОСШ принимать решение, какую методику совместной обработки оценок взаимных спектров использовать. Во-вторых, медиана и α -урезанное среднее являются лишь примерами робастных оценок, которые могут быть применены. Возможно, применение других робастных оценок, включая адаптивные [17], даст возможность дополнительно улучшить точность методов обработки.

Отметим также, что выше рассматривался упрощенный случай неподвижного источника сигнала. Целесообразно изучить возможности робастной обработки в условиях возможного движения источника сигнала [18] и обеспечить адаптивный выбор числа интервалов, обрабатываемых совместно.

Заключение

Рассмотрена традиционная задача оценивания взаимной задержки широкополосных сигналов, принимаемых пространственно разнесенными сенсорами. Особенность анализируемой ситуации состоит в предположении, что помехи в каналах приема могут быть негауссовыми и характеризоваться распределениями с «тяжелыми хвостами». Показано, что в этом случае применение методов робаст-

ного оцінювання к набору оцінок взаємних спектрів для кількох сусідніх фрагментів може забезпечити помітний вииграш в точності в порівнянні з традиційним методом обробки. Сформульовані круги задач, для яких цілесообразно провести аналіз в подальшій роботі.

Список літератури

1. Ianniello J.P. Time delay estimation via cross-correlation in the presence of large estimation errors / J.P. Ianniello // *IEEE Transactions on Acoustics, Speech, Signal Processing*, 1982. – Vol. ASSP-30, No 6. – P. 998-1003.
2. Benesty J. Time Delay Estimation via Minimum Entropy / J. Benesty, Y. Huang, J. Chen // *IEEE Signal Processing Letters*, 2007. – Vol. 14, No 3. – P. 157-160.
3. Shao M. Signal processing with fractional lower order moments: stable processes and their applications / M. Shao, C.L. Nikias // *Proceedings of IEEE*, 1993. – Vol. 81, No 7. – P. 986-1010.
4. Carter G. Coherence and Time Delay Estimation - An Applied Tutorial for Research, Development, Test, and Evaluation Engineers / G. Carter // *IEEE-Press, Piscataway, NJ*, 1993.
5. Nielsen R.O. *Sonar Signal Processing* / R.O. Nielsen. – USA: Artech House, 1990. – 520 p.
6. Зеленський О.О. Оцінка затримки випадкових широкополосних сигналів при малому співвідношенні сигнал-завада / О.О. Зеленський, В.В. Лукін, А.Н. Доля // *Мережі і системи телекомунікації на залізничному транспорті*. – Харків: ХДАЗТ, 1999. – Вип. 35. – С. 87-95.
7. Lukin V. Time Delay Estimation for Noise-Like Wideband Signals in Non-Gaussian Environment / V. Lukin, A. Roenko, D. Kurkin, I. Djurovic // *Proceedings of MEKO*, 2012. – 4 p.
8. Roenko A.A. An Overview of the Adaptive Robust DFT / A.A. Roenko, V.V. Lukin, I. Djurovic // *EURASIP Journal on Advances in Signal Processing*, 2010. – Vol. 2010, doi:10.1155/2010/595071. – 17 pages.
9. Samorodnitsky G. *Stable Non-Gaussian Random Processes: Stochastic Models with Infinite Variance (Stochastic Modeling Series)* / G. Samorodnitsky, M. Taqqu. – Chapman and Hall / CRC. – 1994. – 417 p.
10. Nolan J.P. *Stable Distributions: Models for Heavy-Tailed Data* / J.P. Nolan. – Birkhäuser, Boston, Mass, (USA). – 2005. – 364 p.
11. Georgiou P.G. *Alpha-Stable Modeling of Noise and Robust Time-Delay Estimation in the Presence of Impulsive Noise* / P.G. Georgiou, P. Tsakalides, C. Kyriakakis // *IEEE Transactions on Multimedia*. – 1999. – Vol.1, No. 3. – P. 291-301.
12. Thayaparan T. *Micro-Doppler-based target detection and feature extraction in indoor and outdoor environments* / T. Thayaparan, L.J. Stankovic, I. Djurovic // *Journal of The Franklin Institute*, 2008. – Vol. 345, No. 6. – P. 700-722.
13. Roenko A.A. *Robust DFT-based Signal Processing for Vegetation Clutter Suppression in Ground Surveillance Doppler Radars* / A.A. Roenko, V.V. Lukin, A.V. Totsky, I. Djurovic, J.T. Astola // *Telecommunications and Radio Engineering*, 2011. – Vol. 70(18). – P. 1659-1672.
14. Gonzalez J.G. *Robust techniques for wireless communications in non-Gaussian environments* / J.G. Gonzalez. – University of Delaware. – 1997. – 169 p.
15. Chambers J.M. *A Method for Simulating Stable Random Variables* / J.M. Chambers, C.L. Mallows, B.W. Stuck // *JASA*, 1976. – Vol. 71, No. 354. – P. 340-344.
16. Шелухин О.И. *Цифровая обработка и передача речи* / О.И. Шелухин, Н.Ф. Лукьянцев. – М.: Радио и связь, 2000.
17. Roenko A.A. *Two approaches to adaptation of sample myriad to characteristics of SaS distribution data* / A.A. Roenko, V.V. Lukin, I. Djurovic // *Signal Processing*, 2010. – Vol. 90, No 7. – P. 2113-2123.
18. Champagne B. *Exact Maximum Likelihood Time Delay Estimation for Short Observation Intervals* / B. Champagne, M. Eizenman, S. Pasupathy // *IEEE Transactions on Signal Processing*, 1991. – Vol. 39, No 6. – P. 1245-1257.

Поступила в редколлегию 26.12.2012

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Э.Н. Хомяков, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков.

РОБАСТНИЙ МЕТОД ОЦІНЮВАННЯ ВЗАЄМНОЇ ЗАТРИМКИ СИГНАЛІВ

Д.О. Куркин, О.О. Роєнко, В.В. Лукін

Запропонована нова методика оцінки взаємної затримки сигналів, прийнятих двома рознесеними сенсорами, в основі якої лежить робастне оцінювання в області взаємного спектру. Проведено дослідження ефективності запропонованої методики і виконаний порівняльний аналіз з класичним методом оцінювання тимчасової затримки. Як модель перешкод вибрані процеси, які описуються симетричним α -стабільним розподілом. Дослідження проведені як для згенерованого речеподібного сигналу, так і для реального сигналу, отриманого за допомогою звукозаписного устаткування.

Ключові слова: симетричний α -стабільний розподіл, робастне оцінювання, рознесені сенсори, взаємна затримка сигналів.

ROBUST METHOD OF EVALUATION OF MUTUAL DELAY OF SIGNALS

D.A. Kurkin, A.A. Roenko, V.V. Lukin

The new method of estimation of mutual delay of signals, accepted set about two touch-controls is offered, which a robust evaluation is underlaid in area of cosppectrum. Research of efficiency of the offered method is conducted and a comparative analysis is executed with the classic method of evaluation of dwell. As a model of hindrances processes which are described the symmetric α -stable distributing are chosen. Researches are conducted both for the generated speech-similar signal and for the real signal, got by a sound-recording equipment.

Keywords: symmetric α -stable distributing, robust evaluation, set about touch-controls, mutual delay of signals.