

УДК 621.391.8

**РОБАСТНОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ И ОЦЕНИВАНИЕ
ШИРОКОПОЛОСНЫХ СИГНАЛОВ****Н.С. Хайло***Новосибирский государственный технический университет*

Предлагается асимптотически робастный инвариантный алгоритм обнаружения и оценки временного положения сигналов, синтезированный на основе приближенно финитной модели распределений шума. Алгоритм основан на вычислении корреляционных статистик нелинейного преобразования наблюдаемой выборки с вектором отсчетов опорного сигнала. Оценка времени задержки сигнала определяется путем специальной обработки полученных статистик с учетом наличия в наблюдаемом процессе зеркальных помех. Алгоритм реализован в частотной области, что позволяет использовать процедуру быстрого преобразования Фурье для уменьшения вычислительных затрат. Результаты имитационного моделирования показывают, что в случае распределений шума с тяжелыми хвостами АРИ-алгоритм обеспечивает энергетический выигрыш по сравнению с классическим корреляционным алгоритмом, а в случае гауссовского шума практически не уступает ему.

Ключевые слова: оценка времени задержки, априорная неопределенность, обнаружение, шумы, робастность.

DOI: 10.17212/1727-2769-2024-1-90-99

Введение

Одной из ключевых проблем при обеспечении достоверности и качества приема в мобильных системах передачи данных является синхронизация источника и приемника. В системах связи с множественным доступом с временным разделением каналов (TDMA) синхронизация является одной из первых операций при обработке кадра отдельного абонента. Как правило, процесс синхронизации включает в себя обнаружение и оценку задержки передачи в пределах заданной области неопределенности. Стоит отметить, что технология TDMA по-прежнему вызывает интерес в современных системах связи, о чем свидетельствует ее применение в системах цифрового спутникового вещания DVB-S2 и DVB-RCS [1, 2], стандарте цифровой подвижной радиосвязи DMR, а также в стандарте авиационной телеметрии нового поколения [3]. В таких системах надежная синхронизация кадров при низком отношении сигнал/шум является критической задачей, особенно при наличии априорно неопределенного доплеровского сдвига частоты, в присутствии отражений от подстилающей поверхности и местных предметов и воздействии импульсных помех. На практике подход, оптимальный для канала с аддитивным белым гауссовским шумом (АБГШ) [4], может демонстрировать низкую эффективность, обусловленную смещением несущей частоты [5, 6] или отклонением распределения шума от гауссовской модели. В системах связи между подвижными объектами задача еще более осложняется наличием мешающих отражений от подстилающей поверхности и местных предметов.

Для оценки временного положения сигнала в условиях многолучевого распространения традиционно используют сигналы с хорошими корреляционными свойствами [7, 8], например коды Баркера или М-последовательности, и специальные методы обработки [9–12]. Последние позволяют повысить отношение сигнал/шум и в ряде случаев уменьшить объем обрабатываемой информации. В работе [9] для

определения временного положения сигнала предложено использовать конечное число согласованных фильтров, что ограничивает применимость данного подхода. В работе [10] принимаемый сигнал в виде псевдослучайной последовательности (ПСП) большой длины предложено разбивать на блоки и проводить корреляционную обработку поблочно. При этом для выделения сигнала прямого прохождения предлагается использовать стандартный приемник GPS, что также не обеспечивает нужной скорости обработки сигналов для рассматриваемых мобильных сетей. В работе [11] для борьбы с мешающими отражениями выполняется предварительная оценка канала с использованием обучающей выборки, однако такой подход при больших скоростях перемещения подвижных объектов и коротких временных слотах, отведенных для каждого абонента, также неприменим.

Для решения проблемы оценки временного положения сигнала в условиях негауссовского шума в работе [13] совместно с корреляционным подходом предлагается использовать порядковые статистики. При этом некоторые экстремальные значения статистик заменяются случайными значениями из предполагаемого распределения шума. В работе отмечается, что для определения экстремальных статистических значений, которые должны быть заменены, требуется получить достоверное представление о поведении канала связи, что также на практике оказывается весьма затруднительно.

В настоящей работе для решения проблемы обнаружения и оценки временного положения сигналов предлагается подход, основанный на синтезе асимптотически робастных инвариантных алгоритмов с использованием расширенной модели приближенно финитных распределений шума.

1. Модель наблюдаемого процесса и наблюдаемая выборка

Наблюдаемая выборка представляет собой вектор $\mathbf{x} = \{x_0, \dots, x_{N-1}\}$ отсчетов комплексной огибающей $x(t)$, $t \in [0, T_{SYNC}]$ процесса на выходе линейного тракта приемника, где T_{SYNC} – длительность интервала, в пределах которого может присутствовать синхросигнал. Процесс $x(t)$ представляет собой аддитивную смесь комплексных огибающих полезного сигнала $S(t)$, приходящего по «прямому» лучу, помехового сигнала $P(t)$, полученного в результате зеркального отражения от подстилающей поверхности, а также шума $\eta(t)$ с неизвестными распределением и дисперсией:

$$x(t) = S(t) + P(t) + \eta(t). \quad (1)$$

В качестве полезного сигнала используется широкополосный сигнал, получаемый с помощью прямого расширения спектра:

$$S(t) = \lambda_s e^{j(2\pi F_{Ds} + \phi_s)} s(t - \tau_{Ds}), \quad (2)$$

где $s(t) = \sum_{i=0}^{L_{ПСП}-1} M_i s_e(t - i\tau_e)$, $\lambda_s = \sqrt{E_s / L_{ПСП}}$ – энергетический параметр; E_s – энергия синхросигнала; M_i – i -й элемент ПСП, принимающий значения из множества $\{-1, 1\}$; $L_{ПСП}$ – длина ПСП; F_{Ds} – доплеровский сдвиг частоты полезного сигнала; τ_{Ds} – величина времени задержки полезного сигнала относительно начала интервала наблюдения; τ_e – длительность одного элемента (чипа) ПСП,

$s_e(t)$ – сигнал задающий форму чипа. Величины λ_s , ϕ_s и F_{Ds} считаются априорно неопределенными соответственно на множествах $(0, \infty)$, $[0, 2\pi)$ и $[-F_{D\max}, F_{D\max}]$, $F_{D\max}$ – максимальная абсолютная величина доплеровского сдвига частоты.

Каждый элемент ПСП имеет форму окна Ханна для ограничения уровня внеполосного излучения и задается выражением

$$s_e(t) = \begin{cases} a_e \cos^2 \left(\pi \frac{t - \frac{1}{2}\tau_e}{\tau_e} \right) & \text{при } 0 \leq t < \tau_e, \\ 0 & \text{в противном случае.} \end{cases} \quad (3)$$

Для удобства вычисления энергий всех сигналов параметр a_e в (3) выбран таким образом, чтобы энергия чипа $\|s_e(t)\|^2 = 1$.

Помеха, обусловленная зеркальным отражением от подстилающей поверхности, совпадает по форме с сигналом прямого прохождения и имеет вид

$$P(t) = \lambda_p e^{j(2\pi F_{Dp} + \phi_p)} s(t - \tau_{Ds} - \tau_{Dp}), \quad (4)$$

где λ_p – энергетический параметр; F_{Dp} – доплеровский сдвиг частоты; ϕ_p – начальная фаза отраженного сигнала; τ_{Dp} – запаздывание отраженного сигнала относительно сигнала, пришедшего по прямому лучу.

Случайная составляющая на выходе линейного тракта приемника обусловлена его собственными шумами, диффузными отражениями от подстилающей поверхности, атмосферными, индустриальными, специально поставленными помехами и т. п. В связи с тем, что часть источников шума невозможно полностью охарактеризовать, в настоящей работе принято, что $\eta(t)$ является комплексным случайным процессом с нулевым средним и неизвестной дисперсией, распределение вероятностей которого заранее неизвестно.

2. Асимптотически робастный инвариантный алгоритм

Как и в работе [12] для обнаружения синхросигнала и определения его временного положения, разобьем интервал наблюдения на конечное число интервалов, соответствующих всевозможным задержкам сигнала с шагом равным периоду дискретизации τ_s . Далее задача обнаружения сигнала будет решаться для каждой из возможных дискретных задержек.

При синтезе алгоритма наличие мешающих отражений не учитывалось в связи с использованием широкополосных сигналов с малым уровнем боковых лепестков автокорреляционной функции (АКФ). Доплеровский сдвиг несущей частоты также не учитывался, потому что его наличие оказывает существенное влияние только при длительностях синхросигнала, сопоставимых с периодом доплеровского сдвига [12]. Влияние данных помех будет оценено в дальнейшем методом имитационного моделирования.

С учетом сказанного выше исходными данными для алгоритма обнаружения выступает вектор $\mathbf{x}^{(m)}$ с компонентами $x_i^{(m)} = x_{i+m}$, $i = 0, N_s - 1$, $N_s = \frac{T_{SYNC}}{\tau_s}$,

соответствующий некоторой дискретной задержке $m \in \mathfrak{M}$. Вектор $\mathbf{x}^{(m)}$ можно представить в следующем виде:

$$\mathbf{x}^{(m)} = \lambda_s e^{j\phi_s} \mathbf{s} + \boldsymbol{\eta}, \quad (5)$$

где $\mathbf{s} = \{s_0, \dots, s_{N_s-1}\}$ – вектор, с компонентами $s_i = s(i\tau_s)$, $i = \overline{0, N_s-1}$; $\boldsymbol{\eta}$ – вектор отсчетов комплексной огибающей шума; $\mathfrak{M}$ – множество возможных дискретных задержек.

Квадратурные составляющие вектора отсчетов шума $\boldsymbol{\eta}$ являются статистически независимыми с одинаковыми неизвестными маргинальными плотностями распределения вероятности (ПРВ). Для вероятностного описания случайной составляющей наблюдаемого процесса примем расширенную модель приближенно финитных распределений [14], представленных множеством

$$\mathcal{P} = \left\{ p(t) = \frac{1}{\sigma} w\left(\frac{t}{\sigma}\right), w \in \mathcal{W}, \sigma \in (0, \infty) \right\}, \quad (6)$$

где $\mathcal{W} = \left\{ w: \int_{-1}^1 w(t) dt = q, I(w) < \infty \right\}$ – класс ПРВ с нулевым средним и фиксиро-

ванной вероятностью q интервала $[-1, 1]$; $I(w) = \int_{-\infty}^{\infty} \psi_w^2(t) w(t) dt$ – информация

Фишера о сдвиге; $\psi_w(t) = \frac{d}{dt} \ln w(t)$ – логарифмическая производная ПРВ; σ – априорно неопределенный параметр масштаба. Вероятность q является параметром модели (6).

Для построения алгоритма обнаружения была использована приведенная в [14] методика синтеза асимптотически робастных инвариантных алгоритмов. Согласно принятой методике алгоритмы выражаются через логарифмическую производную плотности с минимальной информацией Фишера в классе $\mathcal{W}$. Для принятой модели минимальная информация Фишера имеет плотность

$$w_0(t) = \begin{cases} \frac{C}{\cos^2(A/2)} \cos^2(At/2), & |t| \leq 1; \\ C \exp[-B(|t|-1)], & |t| > 1, \end{cases}$$

логарифмическая производная которой

$$\psi_{w_0}(t) = \begin{cases} -B, & t \in (-\infty, -1); \\ A \operatorname{tg}(At/2), & t \in [-1, 1]; \\ B, & t \in (1, \infty), \end{cases}$$

где параметры A и B зависят от величины q и определяются из уравнений

$$\int_{-1}^1 w_0(t) dt = q, \quad A \operatorname{tg}(A/2) = B \quad \text{при} \quad C = \cos^2(A/2) / [1 + (2/B)].$$

Решающая функция АРИ-алгоритма обнаружения имеет вид

$$\varphi_s(\mathbf{x}^{(m)}) = \begin{cases} 1, T(\mathbf{x}^{(m)}) \geq C(\alpha); \\ 0 \text{ в противном случае,} \end{cases} \quad (7)$$

где

$$T(\mathbf{x}^{(m)}) = \frac{\sqrt{N_s} \left\langle \Psi\left(\frac{\mathbf{x}^{(m)}}{\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)})}\right), \mathbf{s} \right\rangle}{\left\| \Psi\left(\frac{\mathbf{x}^{(m)}}{\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)})}\right) \right\|}, \quad (8)$$

$\|\cdot\|$ – норма, $\langle \cdot, \cdot \rangle$ – скалярное произведение векторов в комплексном евклидовом пространстве, $C(\alpha)$ – регулируемый порог, с помощью которого устанавливается

заданный уровень α вероятности ложного обнаружения; $\Psi\left(\frac{\mathbf{x}^{(m)}}{\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)})}\right) = \left\{ \Psi\left(\frac{x_0^{(m)}}{\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)})}\right), \dots, \Psi\left(\frac{x_{N_s-1}^{(m)}}{\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)})}\right) \right\}$ – комплексная векторная статистика,

$\psi(t) = \psi_{w_0}(\operatorname{Re} t) + j\psi_{w_0}(\operatorname{Im} t)$; $\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)})$ – эквивариантная и $\sqrt{N_s}$ – состоятельная оценка параметра масштаба.

В качестве оценки $\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)})$ параметра масштаба будем использовать квантильную оценку [15, 16] в форме

$$\hat{\sigma}(\mathbf{x}^{(m)}) = \frac{1}{2} \left[z_{(p)}(\operatorname{Re} \mathbf{x}^{(m)}) + z_{(p)}(\operatorname{Im} \mathbf{x}^{(m)}) \right], \quad (9)$$

где $z_{(p)}(\operatorname{Re} \mathbf{x}^{(m)})$ и $z_{(p)}(\operatorname{Im} \mathbf{x}^{(m)})$ – p -е порядковые статистики векторов $\mathbf{z}(\operatorname{Re} \mathbf{x}^{(m)}) = \left(\left| \operatorname{Re} x_0^{(m)} \right|, \dots, \left| \operatorname{Re} x_{N_s-1}^{(m)} \right| \right)$ и $\mathbf{z}(\operatorname{Im} \mathbf{x}^{(m)}) = \left(\left| \operatorname{Im} x_0^{(m)} \right|, \dots, \left| \operatorname{Im} x_{N_s-1}^{(m)} \right| \right)$, $p = \lfloor (N_s - 1)q \rfloor$, $\lfloor \cdot \rfloor$ – целая часть числа.

Аналогично работе [12] для эффективного вычисления статистик (8) для всех возможных задержек алгоритм (7) может быть выражен в частотной области, что позволит использовать процедуру быстрого преобразования Фурье (БПФ). Тогда решающая функция АРИ-алгоритма обнаружения синхросигнала с неизвестной задержкой будет иметь вид

$$\varphi_s(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1, \max_{m \in \mathfrak{M}} Z_m(\mathbf{x}) \geq C(\alpha); \\ 0 \text{ в противном случае,} \end{cases}$$

где статистика $Z_m(\mathbf{x}) = \frac{\left| (\mathcal{F}^{-1}(\tilde{\mathbf{X}} \times \mathbf{S}^*))_m \right|}{\|\tilde{\mathbf{X}}\|}$, $\forall m \in \mathfrak{M}$, $\mathcal{F}(\cdot)$ – дискретное преобразование Фурье (ДПФ); $*$ – знак комплексного сопряжения; $\tilde{\mathbf{X}} = \mathcal{F}\left(\Psi\left(\frac{\mathbf{x}}{\hat{\sigma}(\mathbf{x})}\right)\right)$,

$\mathbf{S}' = \mathcal{F}(\mathbf{s}')$, $\mathbf{s}'$ – вектор отсчетов сигнала $s(t)$, дополненный нулями до размерности вектора $\mathbf{x}$, знаком « $\times$ » обозначено поэлементное умножение векторов.

Для определения дискретной задержки синхросигнала относительно начала интервала наблюдения воспользуемся следующей оценкой:

$$\tilde{m}_d = \min_{\tilde{m} \in \tilde{\mathfrak{M}}} \tilde{m},$$

где $\tilde{\mathfrak{M}}$ – множество дискретных задержек $\tilde{m}$, соответствующих локальным максимумам статистик $Z_{\tilde{m}}(\mathbf{x})$, для которых выполняется неравенство $Z_{\tilde{m}}(\mathbf{x}) \geq \rho \max_{m \in \mathfrak{M}} Z_m(\mathbf{x})$, $\rho = 0,6 - 0,8$. Подобная оценка уменьшает вероятность ошибки, связанной с наличием зеркальных помех, когда глобальный максимум среди статистик $Z_m(\mathbf{x})$ может располагаться в области временного положения такой помехи.

3. Результаты моделирования

Исследование эффективности разработанного алгоритма обнаружения и оценки временного положения сигнала проводилось методом имитационного моделирования на ЭВМ. Для расширения спектра полезного сигнала использовалась М-последовательность длиной $L_{\text{ПСП}} = 255$, причем длительность одного элемента последовательности принималась равной восьми интервалам дискретизации. Задержка зеркальной помехи относительно полезного сигнала в каждом эксперименте формировалась генератором случайных чисел с равномерным распределением на интервале $\tau_{Dp} \in [0, 1; 10000] \tau_s$. Максимальный доплеровский сдвиг как полезного сигнала, так и зеркальной помехи принимался равным $F_d = 5000 \text{ Гц}$. Начальные фазы полезного сигнала и помех в каждом эксперименте считались неизвестными и формировались генератором случайных чисел с равномерным распределением на интервале $[0, 2\pi)$. В качестве фактического распределения шума использовалось ϵ -загрязненное распределение. При $\epsilon = 0$ оно совпадает с гауссовским распределением, а при $\epsilon = 0,05$ – имеет более тяжелые хвосты. Для сравнения моделировался также алгоритм [12], разработанный авторами ранее, в основе которого лежит согласованный коррелятор.

На рис. 1 представлены зависимости вероятности правильного обнаружения сигнала от отношения энергии сигнала к спектральной плотности мощности шума. Из графиков видно, что при $\epsilon = 0,05$ АРИ алгоритм имеет энергетическое преимущество до 7 дБ по сравнению с корреляционным алгоритмом, а при гауссовском шуме практически не уступает ему.

На рис. 2 показаны зависимости смещения Δ_S и среднеквадратического отклонения (СКО) σ_S оценки задержки сигнала от отношения сигнал/шум, выраженные в периодах дискретизации.

Как видно из рисунка 2, при $E_s/N_0 < 19 \text{ дБ}$ АРИ-алгоритм обеспечивает лучшую эффективность при распределениях шума с тяжелыми хвостами ($\epsilon > 0$) по сравнению с корреляционным алгоритмом. Точность оценки менее одного периода дискретизации достигается при $E_s/N_0 \geq 12 \text{ дБ}$ для $\epsilon = 0,05$ и при $E_s/N_0 \geq 19 \text{ дБ}$ для $\epsilon = 0$. При достаточно высоком отношении сигнал/шум ($E_s/N_0 \geq 19 \text{ дБ}$) использование АРИ-алгоритма не дает преимуществ по сравнению с корреляционным алгоритмом.

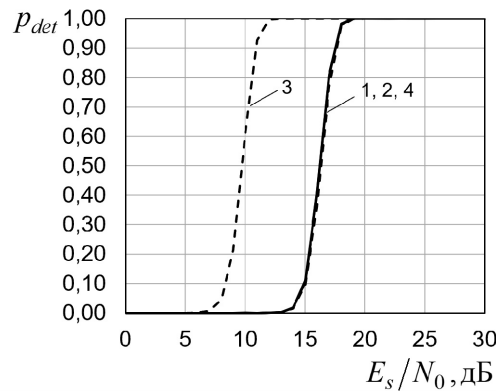


Рис. 1 – Зависимости вероятности правильного обнаружения сигнала от отношения сигнал/шум для корреляционного алгоритма (сплошные линии) и АРИ-алгоритма (пунктирные линии):

1, 2 – $\epsilon = 0$; 3, 4 – $\epsilon = 0,05$

Fig. 1 – Detection probability performance of Correlation algorithm (solid lines) and ARI algorithm (dashed lines):

1, 2 – $\epsilon = 0$; 3, 4 – $\epsilon = 0,05$

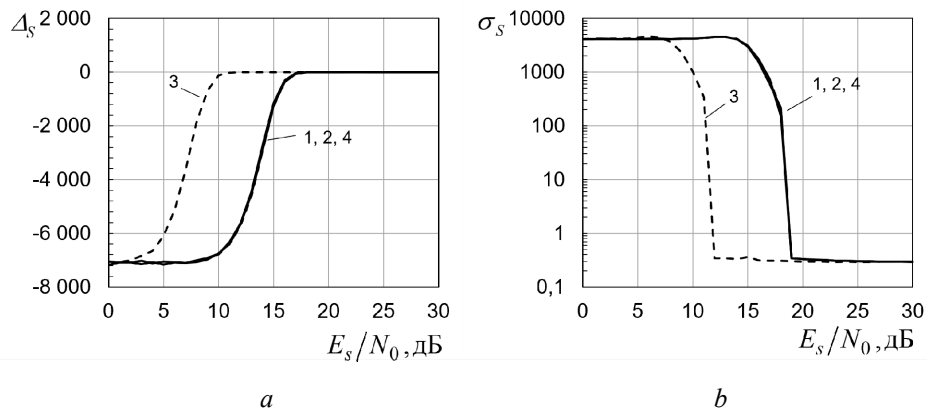


Рис. 2 – Зависимости смещения (a) и среднеквадратического отклонения (b) оценки времени задержки сигнала от отношения сигнал/шум для корреляционного алгоритма (сплошные линии) и АРИ-алгоритма (пунктирные линии):

1, 2 – $\epsilon = 0$; 3, 4 – $\epsilon = 0,05$

Fig. 2 – Time delay estimation performance versus SNR (a – Mean error, b – Root mean square error) of Correlation algorithm (solid lines) and ARI algorithm (dashed lines):

1, 2 – $\epsilon = 0$; 3, 4 – $\epsilon = 0,05$

Заключение

Предложен АРИ-алгоритм обнаружения и оценки временного положения сигнала, основанный на расширенной модели приближенно финитных распределений шума. Результаты имитационного моделирования показывают, что в случае

распределений шума с тяжелыми хвостами при $E_s/N_0 < 19$ дБ АРИ-алгоритм обеспечивает выигрыш до 7 дБ в пороговом отношении сигнал/шум по сравнению с корреляционным алгоритмом, а в случае гауссовского шума АРИ-алгоритм практически не уступает ему. Как и в работе [12], предложенный алгоритм реализован в частотной области, что позволяет использовать БПФ для уменьшения вычислительных затрат. Однако следует отметить, что АРИ-алгоритм имеет большую вычислительную сложность, что обусловлено необходимостью введения дополнительного нелинейного преобразования исходной выборки.

ЛИТЕРАТУРА

1. ETSI EN 302 307 V1.1.1 (2004-01), Digital Video Broadcasting (DVB) – second generation framing structure, channel coding and modulation systems for broadcasting, interactive services, news gathering and other broadband satellite applications, 2004.
2. ETSI EN 301 790 V1.3.1 (2003-03), Digital Video Broadcasting (DVB) – interaction channel for satellite distribution systems, 2003.
3. **Young T.** Integrated Network Enhanced Telemetry (iNET): impact to the telemetry community for the ettc2018 // Proceedings of the European Test and Telemetry Conference, 26–28 June 2018. – Nürnberg, Germany, 2018. – P. 155–161. – DOI: 10.5162/ettc2018/8.1.
4. **Massey J.L.** Optimum frame synchronization // IEEE Transactions on Communications. – 1972. – Vol. 20 (2). – P. 115–119. – DOI: 10.1109/TCOM.1972.1091127.
5. **Gansman J.A., Fitz M.P., Krogmeier J.V.** Optimum and suboptimum frame synchronization for pilot-symbol-assisted // IEEE Transactions on Communications. – 1997. – Vol. 45 (10). – P. 1327–1337. – DOI: 10.1109/26.634696.
6. **Choi Z.Y., Lee Y.H.** Frame synchronization in the presence of frequency offset // IEEE Transactions on Communications. – 2002. – Vol. 50 (7). – P. 1062–1065. – DOI: 10.1109/TCOMM.2002.800815.
7. **Варакин Л.Е.** Системы связи с шумоподобными сигналами. – М.: Радио и связь, 1985. – 384 с.
8. **Гантмахер В.Е., Быстров Н.Е., Чеботарев Д.В.** Шумоподобные сигналы: анализ, синтез, обработка. – СПб.: Наука и техника, 2005. – 400 с.
9. **Lottici V., D’Andrea A., Mengali U.** Channel estimation for ultrawideband communications // IEEE Journal on Selected Areas in Communications. – 2002. – Vol. 20 (9). – P. 1638–1645. – DOI: 10.1109/JSAC.2002.805053.
10. **Fei Z., Tiejun Y., Shunji H.** TOA estimation algorithm based on multi-search // Journal of Systems Engineering and Electronics. – 2005. – Vol. 16 (3). – P. 561–565.
11. **Carbonelli C., Mengali U.** Synchronization algorithms for UWB Signals // IEEE Transactions on Communications. – 2006. – Vol. 54 (2). – P. 329–338. – DOI: 10.1109/TCOMM.2005.863728.
12. **Вострецов А.Г., Хайло Н.С.** Синхронизация радиотехнических систем с временным разделением каналов при наличии мешающих отражений // Вопросы радиоэлектроники. – 2020. – № 11. – С. 37–44. – DOI: 10.21778/2218-5453-2020-11-37-44.
13. On methods to improve time delay estimation for underwater acoustic source localization / B. Patel, S. Vadali, S. Nandy, S.N. Shome // Indian Journal of Geo-Marine Sciences. – 2015. – Vol. 44 (2). – P. 237–244.
14. **Богданович В.А., Вострецов А.Г.** Применение принципов инвариантности и робастности при разработке алгоритмов демодуляции для широкополосных систем связи // Радиотехника и электроника. – 2009. – Т. 54, № 11. – С. 1353–1361.
15. **Lehmann E.L.** Theory of point estimation. – New York: Wiley, 1983. – 506 с.
16. **Mosteller F.** On some useful “inefficient” statistics // Annals of Mathematical Statistics. – 1946. – Vol. 17 (4). – P. 377–408. – DOI: 10.1214/aoms/1177730881.

ROBUST DETECTION AND ESTIMATION OF WIDEBAND SIGNALS

Khailo N.S.

Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

An asymptotically robust invariant (ARI) algorithm for signal detection and time delay estimation is proposed. It is based on the q-point model of noise distributions. The algorithm is based on calculating the correlation statistics of the nonlinear transformation of the observed sample with the vector of reference signal samples. Time delay estimate is determined by special processing of the obtained statistics, taking into account the presence of mirror interference in the observed process. The algorithm is implemented in the frequency domain, which allows the use of the fast Fourier transform to reduce computational costs. The simulation results show that in the case of heavy-tailed noise distributions, ARI algorithm provides an energy gain compared to the classical correlation algorithm, and it has similar performance in the case of Gaussian noise.

Keywords: time delay estimation, a priori uncertainty, detection, noise, robustness.

DOI: 10.17212/1727-2769-2024-1-90-99

REFERENCES

1. ETSI EN 302 307 V1.1.1 (2004-01), Digital Video Broadcasting (DVB) – second generation framing structure, channel coding and modulation systems for broadcasting, interactive services, news gathering and other broadband satellite applications, 2004.
2. ETSI EN 301 790 V1.3.1 (2003-03), Digital Video Broadcasting (DVB) – interaction channel for satellite distribution systems, 2003.
3. Young T. Integrated Network Enhanced Telemetry (iNET): impact to the telemetry community for the ettc2018. *Proceedings of the European Test and Telemetry Conference*, Nürnberg, Germany, 26–28 June 2018, pp. 155–161. DOI: 10.5162/ettc2018/8.1.
4. Massey J.L. Optimum frame synchronization. *IEEE Transactions on Communications*, 1972, vol. 20 (2), pp. 115–119. DOI: 10.1109/TCOM.1972.1091127.
5. Gansman J.A., Fitz M.P., Krogmeier J.V. Optimum and suboptimum frame synchronization for pilot-symbol-assisted modulation. *IEEE Transactions on Communication*, 1997, vol. 45 (10), pp. 1327–1337. DOI: 10.1109/26.634696.
6. Choi Z.Y., Lee Y.H. Frame synchronization in the presence of frequency offset. *IEEE Transactions on Communications*, 2002, vol. 50 (7), pp. 1062–1065. DOI: 10.1109/TCOMM.2002.800815.
7. Varakin L.E. *Sistemy svyazi s shumopodobnymi signalami* [Communication systems with pseudonoise signals]. Moscow, Radio i svyaz' Publ., 1985. 384 p.
8. Gantmakher V.E., Bystrov N.E., Chebotarev D.V. *Shumopodobnye signaly: analiz, sintez, obrabotka* [Pseudonoise signals. Analysis, synthesis, processing]. St. Petersburg, Nauka i tekhnika Publ., 2005. 400 p.
9. Lottici V., D'Andrea A., Mengali U. Channel estimation for ultrawideband communications. *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, 2002, vol. 20 (9), pp. 1638–1645. DOI: 10.1109/JSAC.2002.805053.
10. Fei Z., Tiejun Y., Shunji H. TOA estimation algorithm based on multi-search. *Journal of Systems Engineering and Electronics*, 2005, vol. 16 (3), pp. 561–565.
11. Carbonelli C., Mengali U. Synchronization algorithms for UWB Signals. *IEEE Transactions on communications*, 2006, vol. 54 (2), pp. 329–338. DOI: 10.1109/TCOMM.2005.863728.
12. Vostretsov A.G., Khailo N.S. Sinkhronizatsiya radiotekhnicheskikh sistem s vremennym razdeleniem kanalov pri nalichii meshayushchikh otrazhenii [Time synchronization for TDMA-based data-transmission radio systems in conditions of multipath fading]. *Voprosy radioelektroniki = Issues of radio electronics*, 2020, no. 11, pp. 37–44. DOI: 10.21778/2218-5453-2020-11-37-44.
13. Patel B., Vadali S., Nandy S., Shome N.S. On methods to improve time delay estimation for underwater acoustic source localization. *Indian Journal of Geo-Marine Sciences*, 2015, vol. 44 (2), pp. 237–244.

14. Bogdanovich V.A., Vostretsov A.G. Application of the invariance and robustness principles in the development of demodulation algorithms for wideband communications systems. *Journal of Communications Technology and Electronics*, 2009, vol. 54, pp. 1283–1291. DOI: 10.1134/S1064226909110072. Translated from *Radiotekhnika i elektronika*, 2009, vol. 54, no. 11, pp. 1353–1361.
15. Lehmann E.L. *Theory of point estimation*. New York, Wiley, 1983. 506 p.
16. Mosteller F. On some useful “inefficient” statistics. *Annals of Mathematical Statistics*, 1946, vol. 17 (4), pp. 377–408. DOI: 10.1214/aoms/1177730881.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Хайло Никита Сергеевич – родился в 1991 году, младший научный сотрудник кафедры конструирования и технологии радиоэлектронных средств Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: статистическая теория обработки сигналов в условиях априорной неопределенности. Опубликовано более 10 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. Email: xajlo.2009@corp.nstu.ru).

Khailo Nikita Sergeevich (b. 1991) – junior research associate at the department of construction and technology of radio electronic devices, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on the statistical theory of signal processing in condition of a priori uncertainty. He is the author of more than 10 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: xajlo.2009@corp.nstu.ru).

Статья поступила 06 февраля 2024 г.
Received February 06, 2024

To Reference:

Khailo N.S. Robastnoe obnaruzhenie i otsenivanie shirokopolosnykh signalov [Robust detection and estimation of wideband signals]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii = Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2024, no. 1 (62), pp. 90–99. DOI: 10.17212/1727-2769-2024-1-90-99.