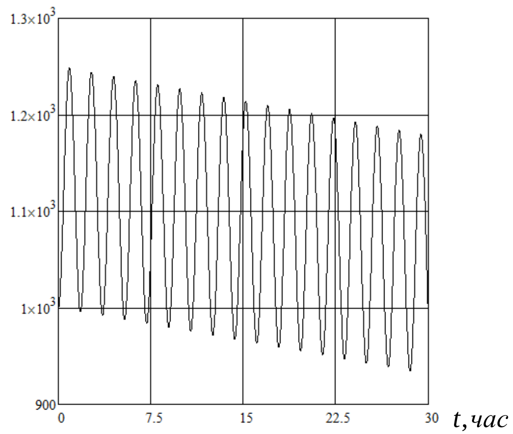


Рисунок 2

Таким образом, в работе показано, что с помощью ЭДКТС можно значительно изменять параметры орбиты центра масс тросовой системы, если обеспечить работу ЭДКТС в режиме генерации тяги.

**Литература**

1. Белецкий, В.В. Динамика космических тросовых систем [Текст]/В.В. Белецкий, Е.М. Левин. – М.: Наука. Гл. ред. Физ.–мат. лит., 1990. – 336 с.

2. Осипов В.Г., Шошунов Н.Л. Космические тросовые системы: история и перспективы // Земля и Вселенная – 1998. - №4. – С. 19-29.

3. Zhong R., Zhu Z.H. Dynamics of Nanosatellite Deorbit by Bare Electrodynamic Tether in Low Earth Orbit // J. of Spacecraft and Rockets – 2013. – V.50. – №3. – P.691-700.

4. Охоцимский, Д.Е. [Текст] Основы механики космического полета // Д.Е.Охоцимский, Ю.Г.Сихарулидзе. – М.:Наука, 1990. – 448 с.

В.А.Засов, Е.Н. Никоноров, М.В.Ромкин

## МОДЕЛИРОВАНИЕ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ РАЗДЕЛЕНИЯ СИГНАЛОВ В УСЛОВИЯХ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ВОЗМУЩЕНИЙ

(Самарский государственный университет путей сообщения)

Разделение сигналов – это решение задачи определения сигналов источников, недоступных для прямых измерений, по измеренным в доступных точках сигналам приемников, сигналы в которых представляют собой аддитивную смесь искаженных в процессе передачи сигналов источников.





Алгоритмы и вычислительные устройства разделения сигналов разрабатываются на основе знания модели образования сигналов, представляемой в виде линейной многомерной динамической системы, описываемой системой уравнений типа дискретной свертки

$$x_m(k)=\sum_{n=1}^{N}\sum_{g=0}^{G-1}(h_{mn}(g,l))s_n(k-g).$$

Входные сигналы модели в момент времени $k$ представляются в виде $N$- мерного вектора $s(k)=[s_1(k),s_2(k),\dots,s_N(k)]^T$, выходные сигналы – в виде $M$- мерного вектора $x(k)=[x_1(k),x_2(k),\dots,x_M(k)]^T$, $h_{mn}(g,l)$- элементы $M\times N$ матрицы $h(g,l)$ каналов передачи сигналов, описываемых конечными импульсными характеристиками с числом отсчетов $G$. Динамические характеристики каналов $h_{mn}(g,l)$ являются квазистационарными, т.е. изменяются в зависимости от некоторого параметра $l$ (времени, температуры и т.д.) [1].

В общем случае решение задачи разделения сигналов может быть представлено как $\tilde{s}_n(k)=\sum_{m=1}^{M}\sum_{g=0}^{G}w_{nm}(g,l)x_m(k-g)$, где $w_{nm}(g,l)$ - элемент $N\times M$ разделяющей матрицы, $\mathbf{W}(\omega,\mathbf{l})$ - разделяющая матрица частотных коэффициентов передачи, равная $\mathbf{W}(\omega,\mathbf{l})=\mathbf{H}^{-1}(\omega,\mathbf{l})$, если смешивающая матрица частотных коэффициентов передачи $\mathbf{H}(\omega,\mathbf{l})$ обратима и $N=M$. Для случая $N<M$ общее решение представляется в виде $\mathbf{W}(\omega,\mathbf{l})=\mathbf{H}^{+}(\omega,\mathbf{l})$.

Из общего решения следует, что задача разделения сигналов относится к классу обратных задач, которые в общем случае могут быть некорректными. Из свойства некорректности задачи разделения сигналов следует, что её решение может быть неустойчивым. Для обеспечения устойчивости решения задачи необходимо, чтобы параметры объекта, описываемого моделью образования сигналов, удовлетворяли ряду априорных ограничений, например, количество источников $N$ и приёмников $M$ сигналов должно быть одинаковым, смешивающая матрица должна быть обратимой, полиномы, описывающие передаточные функции каналов $H_{mn}(\omega,l)$ не должны иметь общих корней и др.

В реальных условиях априорные ограничения могут быть нарушены, т.к. параметры объекта могут подвергаться вариациям из-за эволюции объекта во времени, погрешности измерения параметров, неточности изготовления и других причин, которые невозможно предсказать. Таким образом, реальная и расчётная модели будут отличаться, вследствие чего решение из устойчивого может стать неустойчивым, и поэтому непригодным для практического применения.

Поэтому исследование влияния на устойчивость решения как отклонений вышеперечисленных свойств сигналов источников от априори предполагаемых, так и отклонений требований к характеристикам каналов, являются актуальными задачами, которые необходимо решить перед конкретными практическими применениями методов разделения сигналов.

Целью работы является разработка системы для моделирования различных алгоритмов решения задачи разделения сигналов в условиях различных видов возмущений, задаваемых вариациями параметров модели образования сигналов.

Модель образования сигналов с вариациями параметров приведена на рисунке и описывается следующим выражением

$$x_m(k)=\sum_{n=1}^{N}\sum_{g=0}^{G-1}(h_{mn}(g,l)+\delta\tilde{h}_{mn}(g,l)+\delta\hat{h}_{mn}(g,l))s_n(k-g)+y_m(k),$$

где $\delta\tilde{h}_{mn}(g,l)$ - элементы $M\times N$ матрицы $\delta\tilde{h}(g,l)$ детерминированных сингулярных вариаций параметров, которые отражают возможные малые возмущения в каналах, неточности измерения параметров каналов и т.п., $\delta\hat{h}_{mn}(g,l)$- элементы $M\times N$ матрицы $\delta\hat{h}(g,l)$ стохастических сингулярных вариаций параметров и $y(k)=[y_1(k),y_2(k),\ldots,y_M(k)]^T$ - вектор шума, например, в виде сигналов от неучтенных в модели источников.

При исследовании алгоритмов можно задавать как детерминированные (относительные, абсолютные, критические), так и стохастические вариации параметров, а также их комбинации, что позволяет моделировать работу алгоритмов в условиях априорной неопределенности возмущений.

Предлагаемая система позволяет моделировать детерминированные и статистические алгоритмы решения задачи разделения сигналов.

Группа детерминированных алгоритмов основывается преимущественно на информации о каналах передачи сигналов (статистических, частотных, амплитудных и т.п. характеристик каналов), т.е. известны каналы передачи и наблюдаемые сигналы.

Группа статистических алгоритмов основывается преимущественно на информации об источниках сигналов, например, некоррелированности источников сигналов, знании законов распределения сигналов и т.д. В этом случае информация о каналах передачи в явном виде недоступна, а известны лишь наблюдаемые сигналы, поэтому эти алгоритмы часто называют «слепыми (blind)».

Для указанных алгоритмов решение задачи разделения источников сигналов сводится к вычислению детерминированным или статистическим алгоритмом разделяющей матрицы $\mathbf{w}(g)$, которая является равной или близкой по тому или иному критерию матрице, обратной матрице $\mathbf{h}(g)$.

Предлагаемая система позволяет путем моделирования выбрать наиболее эффективный алгоритм разделения сигналов при определенной априорной информации о модели образования сигналов, а также определить интервалы параметров модели, в которых достигается устойчивое разделение сигналов.

В качестве примера в таблице приведены результаты моделирования некоторых статистических алгоритмов разделения сигналов [2] с целью определения наиболее эффективных для моделей образования сигналов с различными параметрами.





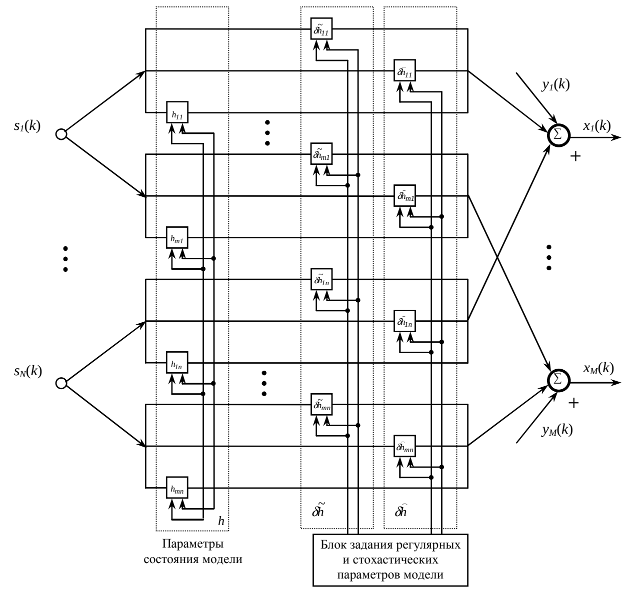


Рис. 1. Модель образования сигналов с вариациями параметров

Таблица

| Наличие опорного входа | Частотная зависимость каналов | Соответствие функции распределе-ния гауссовой | Статистическая независимость источников | Некоррелированность источников | Нестационарность сигналов источников | Название алгоритма |
|---|---|---|---|---|---|---|
| + | - | - | - | + | - | BSSAF |
| - | - | - | - | + | - | CBSNS |
| - | + | - | - | - | + | SONS |
| - | - | - | - | + | - | AMUSE |
| - | - | + | + | - | - | ICA |
| - | - | + | - | + | - | PCA |

Для определения эффективности алгоритмов разделения сигналов использовалась оценка качества разделения - SIR (signal to interference ratio) [2]

$$SIR=10\log_{10}\frac{\left\|s_{target}\right\|^2}{\left\|e_{interf}\right\|^2}.$$

Для вычисления SIR выделенный из смеси сигнал $\hat{s}_j$ представляется суммой $\hat{s}_j=s_{target}+e_{interf}$, в которой $s_{target}$ представляет оригинальный сигнал, а $e_{interf}$ - ошибку интерференции (влияния других сигналов).

Статистические алгоритмы выгодно отличаются от детерминированных тем, что для их работы требуется меньший объем априорной информации о сигналах. С другой стороны, моделирование показало, сильную зависимость погрешности и устойчивости разделения от соответствия реальных свойств сигналов априори предполагаемым свойствам [3].

Результаты моделирования показывают, что разделение сигналов этими алгоритмами производится с точностью до масштабного множителя и перестановки, т.е. решение задачи примет вид

$$\hat{\mathbf{s}} = \mathbf{Wx} = \mathbf{PAH}^{-1}\mathbf{x},$$

где $\mathbf{P}$ - матрица перестановки, $\mathbf{A}$ – диагональная масштабирующая матрица, диагональными элементами которой являются масштабные множители.

Разделение сигналов с точностью до масштабного множителя означает, что амплитуды разделенных сигналов $\hat{\mathbf{s}}$ могут быть произвольными и не соответствовать их вкладам в аддитивные смеси $\mathbf{x}$ (в наблюдаемые сигналы), кроме того фазы сигналов источников $\mathbf{s}$ и разделенных сигналов $\hat{\mathbf{s}}$ могут отличаться. Другими словами, в разделенных сигналах $\hat{\mathbf{s}}$ достоверна только их форма, а амплитудные и фазовые параметры произвольны.

Разделение с точностью до перестановки означает, что в процессе разделения позиция разделенных сигналов на выходах разделяющей матрицы $\mathbf{W}$ может меняться: сигнал от первого источника $s_1$ может быть на втором выходе $\hat{s}_2$, а сигнал второго источника $s_2$ может перейти на первый выход $\hat{s}_1$ и т.д.

## Литература

1. Засов В.А. Алгоритмы и вычислительные устройства разделения и восстановления сигналов в многомерных динамических системах: монография. – Самара: СамГУПС, 2012. – 233 с.; ил.

2. Cichocki A., Amari S. Adaptive blind signal and image processing: Learning algorithms and applications. - John Wiley & Sons, Ltd, 2002. - 587 p.

3. Ромкин М.В. Особенности статистических методов разделения и восстановления сигналов. Труды межд. науч-техн. конф. «Современные информационные технологии». - Пенза: ПГТУ, 2014г., вып. 20. – С. 9-13.

А.И. Заико

# ИЗМЕРЕНИЕ ПЛОТНОСТИ ВЕРОЯТНОСТИ СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА С ЛИНЕЙНОЙ КОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИЕЙ. ЭКСТРАПОЛЯЦИЯ

(Уфимский государственный авиационный технический университет)

Задача измерения плотности вероятности случайных сигналов актуальна. Традиционный метод гистограмм пригоден для равномерно распределенного случайного процесса со ступенчатой корреляционной функцией при экстраполяции сигнала между отсчетами, шаге дискретизации равном интервалу корреляции и равномерном распределении погрешности квантования [1]. Другие случаи приводят к появлению погрешностей, комплексный подход к оценке которых приведен в [1, 2].





В данной работе изложено решения этой задачи с линейной корреляционной функцией случайного процесса.

Реализация $x(t)$ случайного процесса, равномерно дискретизируются во времени с шагом $T_0$ и квантуется по уровню с шириной кванта $2\Delta_к$. Получаются дискретные отсчеты $x_{il}$, где $i$ – номер отсчета, датируемого моментом времени $t_i$, а $l$ – номер кванта, соответствующий уровню квантования $x_l$. Количество уровней квантования $L$, а номера уровней квантования $l = 1, 2, ..., L$ [2].

Оценка одномерной плотности вероятности при *экстраполяции в будущее* реализации процесса по последнему отсчету

$$\langle w_1[X]\rangle_э = \frac{1}{T_0}\langle P(x_l)\rangle \int_0^{T_0} w_1[X|\lambda; x_l]d\lambda, \tag{1}$$

где $\langle P(x_l)\rangle$ – *частость* появления отсчетов $x_{il}$, равных уровню квантования $x_l$ и определяющих условную плотность распределения вероятности $w_1[X|\lambda; x_l]$; $\lambda$ – текущее время между соседними отсчетами, $0 \le \lambda \le T_0$.

Аналогично оценка одномерной плотности вероятности при *интерполяции* реализации процесса между уровнями квантования $x_l$ и $x_k$

$$\langle w_1[X]\rangle_и = \frac{1}{T_0}\langle P(x_l, x_k)\rangle \int_0^{T_0} w_1[X|\lambda; x_l, x_k]d\lambda, \tag{2}$$

где $\langle P(x_l, x_k)\rangle$ – частость появления отсчетов, следующих друг за другом и соответствующих уровням квантования $x_l$ и $x_k$, определяющих плотность вероятности $w_1[X|\lambda; x_l, x_k]$.

Случайный процесс опишем моделью Заико с равномерным законом распределения плотности вероятности $w_1[X]$ [3, 4]. Такая модель проста, требует минимума априорной информации и позволяет получить пригодные для инженерной практики результаты. Она описывается тремя параметрами: нижней $X_н$ и верхней $X_в$ границами изменения случайного процесса и нормированной корреляционной функцией $\rho(\tau)$, которую положим равной

$$\rho(\tau) = \begin{cases} 1 - |\tau|/\tau_0, & 0 \le |\tau| \le \tau_0; \\ 0, & |\tau| \ge \tau_0, \end{cases} \tag{3}$$

где $\tau$ – временной сдвиг; $\tau_0$ – интервал корреляции.

Для него распределение плотности вероятности процесса

$$w_1[X] = \begin{cases} (X_в - X_н)^{-1} = (2\Delta_к L)^{-1}, & X_н \le X \le X_в; \\ 0, \text{ в остальных случаях,} \end{cases}$$