

МЕТОДИКА ВИМІРЮВАННЯ ІДЕНТИФІКАЦІЙНИХ ПАРАМЕТРІВ АУДІОЗАПИСУВАЛЬНИХ ПРИСТРОЇВ

© Нємкова О. А., Шандра З. А., 2015

Досліджено динамічні спектри шуму пристроїв аудіозапису, а також аудіоплат комп'ютерів. Запропоновано методику ідентифікації таких пристроїв, основу на порівнянні коефіцієнта Хьорста для спектральних щільностей нестационарного шуму аудіозаписуючих пристроїв. Запропоновано поняття портрету Хьорста пристроїв аудіозапису. Результати дають змогу ідентифікувати конкретний пристрій. Зроблено висновок про загальний характер цієї методики для аналізу шумів будь-якого походження та ідентифікації їх джерел.

Ключові слова: динамічний спектр шуму, ідентифікація пристроїв аудіозапису, портрет Хьорста.

This article is dedicated to research of dynamic noise spectra of audio recording device, as well as computer audio card. Identification technique of such devices is proposed. The technique is based on comparing Hurst index for amplitude of the non-stationary noise spectral of different audio recording device. Concept portrait of Hurst is introduced to characterize audio recording devices. The results allow identifying specific audio recording device. Conclusion are made about the general nature of this technique for the analysis of any nature noise and identification of their sources.

Key words: dynamic range noise, identification of audio recording device, portrait of Hurst.

Вступ

Ідентифікація аудіопристроїв привертає інтерес дослідників з багатьох причин: при проведенні судової експертизи файлів аудіозапису [1]; у зв'язку з вимогами рекомендацій Центрального Європейського банку щодо застосування мобільних пристроїв для здійснення банківських транзакцій; для вирішення проблем безпеки в кіберпросторі тощо.

Завдання полягає в розробленні методів розпізнавання аудіопристроїв, які давали б однозначну інформацію про тип пристрою, його елементної бази тощо. Очевидно, найбільш прийнятним було б ідентифікувати пристрій за деякими характеристиками сигналів, властивих тільки конкретному пристрою. Багато дослідників доходять висновку, що така інформація може бути закладена в шумових сигналах. Будь-який аудіопристрій складається з множини елементів, які мають відмінності в параметрах у межах допусків. Неможливо виготовити абсолютно однакові елементи на мікрорівні, тому на макрорівні ці відмінності проявляються в відхиленнях параметрів пристроїв: лінійності характеристик тракту підсилення, резонансних частотах, коефіцієнті шумопоглинання тощо. Природа шуму сучасних аудіопристроїв зумовлена нерівномірністю процесів генерації та рекомбінації носіїв струму в напівпровідникових пристроях, тепловим рухом носіїв струму у провідниках, а також зовнішніми наводками. На шуми тракт аудіопристрою реагує двояко: з одного боку, шум, як і корисний сигнал, підсилюватиметься, а з іншого – система шумопоглинання не дасть шуму підсилитись суттєво. В результаті спектр шуму набуває складного нестационарного характеру, специфіка поведінки шумів залежить від відхилень параметрів аудіопристрою.

Відомо, що шуми характеризуються шириною спектра, потужністю, а також спектральною щільністю. Сьогодні зроблено спробу ідентифікувати шуми за переліченими характеристиками, наприклад, за аналізом спектрограми шуму [2]. У роботі [1] здійснено вейвлетний аналіз сигналу для визначення наявності компіляції запису. В принципі вищезгадані характеристики шумів можна тиражувати, тим самим нівелюючи різницю між приладами. Тому бажано мати більш тонкий метод ідентифікації, який виключав би маніпуляції з характеристиками шумів. У [3] надано пропозицію розрізняти коміркові телефони однієї моделі і серії за характеристиками шумів. Зауважимо, що для багатьох задач потрібно мати методику ідентифікації аудіопристрою в режимі он-лайн, що накладає вимоги на час і апаратні можливості процедури.

У роботі використано методику RS-аналізу [4] для розв'язання задачі ідентифікації аудіопристроїв. Методика використовується для обробки експериментальних даних часових рядів з випадковою поведінкою і дає змогу знайти характер випадковості: персистентність або антиперсистентність даних часового ряду. Найчастіше цю методику використовують в економічних науках для задач прогнозування.

Методика RS-аналізу та класифікація шумів

Методика RS-аналізу працює з еквідистантними часовими рядами, в яких накопичений розмах відхилень від ковзного середнього значення, нормованого на ковзне середньоквадратичне відхилення, залежить від довжини вибірки накопичення як показникова функція [5, 6]. Показник функції називається коефіцієнтом Хьорста H . Для кожного часового ряду можна обчислити коефіцієнт Хьорста як коефіцієнт регресії логарифма нормованого накопиченого розмаху до логарифма довжини вибірки.

У більшості прикладних задач фрактальний аналіз часового ряду використовують як інструментарій прогнозування. Стійкість тренду оцінюється тим, як змінюється з часом нормований розмах R/S (відношення розмаху R до середньоквадратичного відхилення S) часового ряду, або наскільки коефіцієнт Хьорста H перевищує значення 0,5. Якщо часовий ряд відображає суто випадковий процес, то значення коефіцієнта Хьорста $H \approx 0,5$. Якщо коефіцієнт Хьорста $H > 0,6(6)$, то часовий ряд має довготривалу пам'ять. У нашому випадку фрактальні характеристики шумового ряду дають змогу оцінювати ідентифікаційні параметри досліджуваних пристроїв.

У роботі використано такий алгоритм RS-аналізу. Розглядається одновимірний часовий ряд x_n , де номер n елементарної події відповідає випадковому відліку часу $t(n)$, що параметрично визначає функцію змінної $x(t)$ на дискретній множині точок.

1. Для вихідного часового ряду $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ розраховуємо ковзне середнє значення приростів $x(n)$ на кроці n за вибіркою довжини k :

$$\bar{x}(n, k) = \frac{1}{k} \sum_{i=n-k+1}^n x(i).$$

2. Обчислюємо ковзну дисперсію:

$$\sigma_x^2(n, k) = \frac{1}{k} \sum_{i=n-k+1}^n (x(i) - \bar{x}(n, k))^2.$$

3. Розраховуємо накопичене відхилення від середнього для вибірки завдовжки k (розмах):

$$R(n, k) = \max_{j \leq n} \left(\sum_{i=n-k+1}^j (x(i) - \bar{x}(n, k)) \right) - \min_{j \leq n} \left(\sum_{i=n-k+1}^j (x(i) - \bar{x}(n, k)) \right).$$

4. Розмах нормуємо на середньоквадратичне відхилення:

$$RS(n, k) = R(n, k) / \sigma_x(n, k).$$

5. Розраховуємо логарифм від $RS(n, k)$. RS-траєкторію подаємо на графіку послідовністю точок $\{(\log n, \log RS(n, k))\}$. За методом найменших квадратів будемо лінію тренду (пряму). Коефіцієнт Хьорста H дорівнює коефіцієнту регресії.

Коефіцієнт Хьорста часто використовують для прогнозування фінансових процесів у часі, наприклад, прогнозування біржових цін. Також поширена практика прогнозування метеорологічних та інших природних явищ [7]. У таких випадках говорять про персистентність (часовий ряд скоріше продовжує тренд) та антиперсистентність (часовий ряд скоріше не продовжує тренд) ряду.

Методика RS-аналізу використовується також для опису характеру шуму, що дає змогу характеризувати процес, що породжує шум, і порівнювати його з аналогічним процесом. Областю застосування може бути медицина, технічні науки. Традиційно вважають, що білий шум характеризується інтервалом $H \in [0,4;0,6)$, коричневий шум – інтервалом $H \in (0;0,2)$, тобто очікується повна невизначеність у відношенні прогнозу часового ряду. Для рожевого шуму $H \in [0,2;0,4)$ часовий ряд є антиперсистентним. Сірий шум характеризується інтервалом $H \in [0,6;0,6(6))$ – область нечіткого переходу між білим та чорним шумом. Для чорного шуму $H \in [0,6(6);1)$ і часовий ряд характеризується достатньою стійкістю тренду.

Гіпотеза поведінки спектральних компонент нестационарного шуму

Ідея запропонованого підходу ґрунтується на уявленнях про шум як про нестационарну систему некорельованих гармонійних коливань. Кожна спектральна компонента шуму змінюється в часі за амплітудою і фазою, набуваючи в якісь моменти часу максимальних значень або повністю зникаючи. Час виникнення кожної спектральної компоненти, тривалість її наростання або спадання, інтервали часу між максимальними значеннями визначаються внутрішніми процесами, що відбуваються в звукозаписувальному пристрої, і залежать від його конкретної фізичної реалізації. Оскільки не існує абсолютно однакових пристроїв, то інтервали часу між максимальними значеннями спектральних амплітуд для різних пристроїв дещо відрізнятиметься, до того ж збільшення і загасання спектральних компонент не відбуваються рівномірно. Величина відхилення від рівномірності також зумовлена неоднаковістю пристроїв. Отже, шум – це ансамбль коливань, в якому кожна спектральна компонента з'являється, досягає максимуму і загасає незалежно від інших компонент (в лінійному наближенні), причому цей процес є нерівномірним в часі. Можна припустити, що процес Хьорста для кожної спектральної компоненти буде індивідуальним. Тому набір коефіцієнтів Хьорста для всіх спектральних компонент повинен повніше характеризувати нюанси відмінностей різних приладів. Такий набір коефіцієнтів запропоновано називати портретом Хьорста. Нижче наведено методику вимірювань і розрахунків запропонованої характеристики приладу.

Методика вимірювань та розрахунків

Основна ідея ідентифікації за шумовим сигналом, запропоновано в роботі, полягає у відмінності розкиду часових залежностей спектральних компонент шуму для різних об'єктів. Портретом Хьорста у цій роботі вважаємо залежність величини коефіцієнта Хьорста від номерів спектральних компонент Фур'є перетворення сигналу.

Для отримання портрету Хьорста обраного аудіопристрою було використано методику згідно із рис. 1. Шумові сигнали, які брались з виходу аудіоплати комп'ютера, вимірювали з використанням комп'ютерної програми Oscillometer. Було протестовано 4 різні плати. Сигнали на перший погляд (програма дає змогу спостерігати динамічний спектр вимірюваного сигналу) мали характеристики шумових з діапазоном частот від 10 Гц до 20 кГц, амплітудне значення сигналів становило близько 10 мкВ, частота оцифрування 44,1 кГц. Потім звуковий файл записувався в стереоформаті з розширенням *wav*. Це розширення не стискає дані і дає змогу дослідити амплітуду напруги для кожного відліку часу. Запис тривав близько 2 сек, отже, запис кожної доріжки містив до 88 тисяч відліків. Для обробки даних була використана програма MathCAD. Файл імпортувався в програму, для подальших розрахунків було використано дані однієї доріжки.

Обрали вікно в розмірі 128 відліків, що відповідає 2,9 мсек. Із застосуванням швидкого перетворення Фур'є на 128 відліках отримано значення 65 спектральних компонент, кожна з яких є комплексною амплітудою. Так було отримано динамічний спектр шуму.

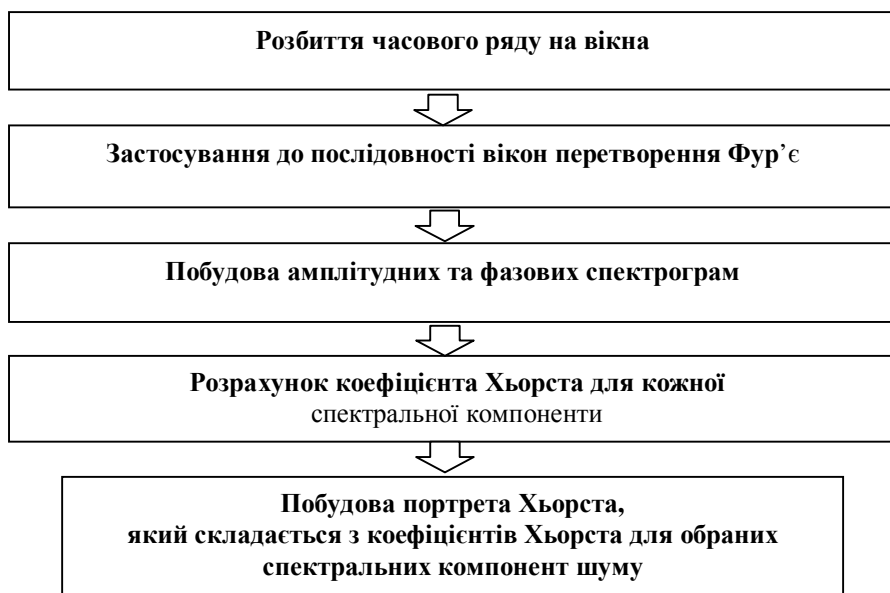


Рис. 1. Методика побудови портрета Хьорста аудіопристрою

Зауважимо, що додатковим індикатором правильності розрахунків слугує величина середньоквадратичного відхилення, яка для бітової випадкової послідовності дорівнювала 0,5, а для випадкового раціонального числа в інтервалі $[0,1]$ дорівнювала 0,297. При розрахунку показника Хьорста для порівнюваних послідовностей повинна бути однакова кількість відліків n .

Результати експерименту

Перевіряли методику та правильність розрахунків за допомогою тестового шуму – білого шуму, що був згенерований програмним генератором. Результати для тестового шуму наведено на рис. 2.

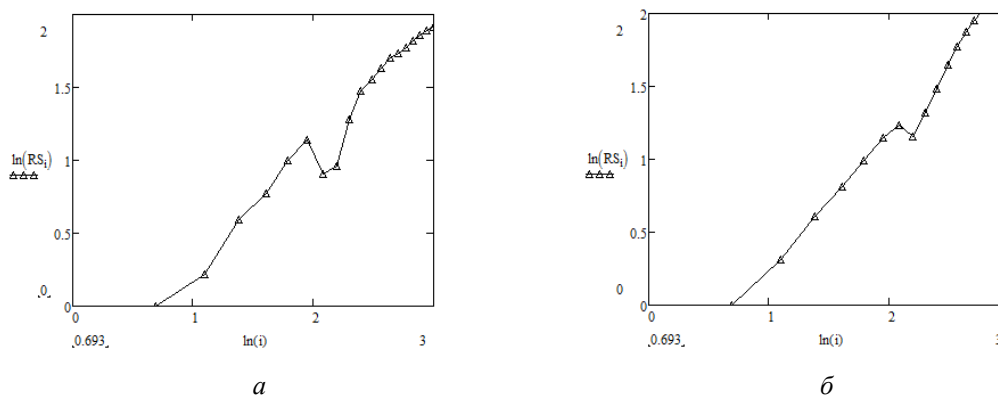


Рис.2. Графік RS статистики для спектральних компонент шуму від програмного генератора:
а – для 64-ї компоненти; б – для 10-ї компоненти

З'ясовано, що процес Хьорста відбувається однаково для різних спектральних компонент. Індикатором цього є кут нахилу тренду, який виявився практично однаковим для різних спектральних компонент.

Результати розрахунків RS статистики для мікрофона наведено на рис. 3–5. Рис. 3 представляє амплітуду власних шумів мікрофона. На рис.4 зображено динаміку змін спектральних компонент шуму з часом. Процеси Хьорста для високочастотних і низькочастотних компонент відрізняються. Зміни спектральних амплітуд низькочастотних компонент шуму виявилися більш плавними.

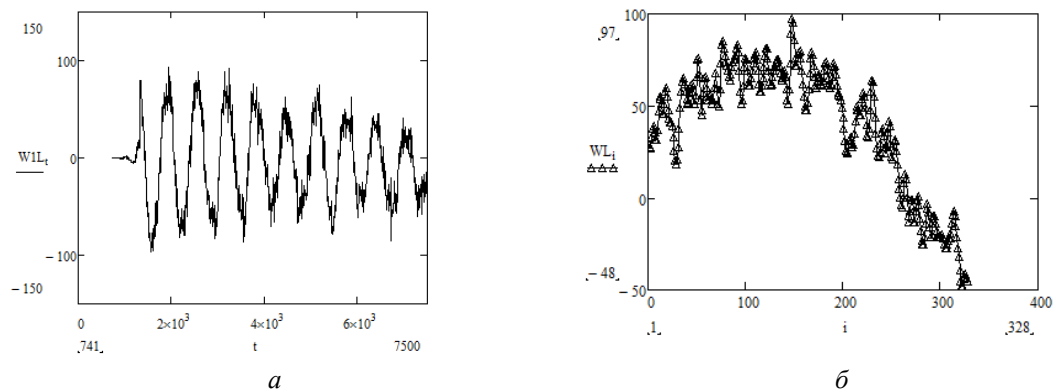


Рис. 3. Власні шуми мікрофона:

а – амплітуда шумів мікрофону залежно від часу; б – ділянка графіка (а) в околі відліків $t=2440$

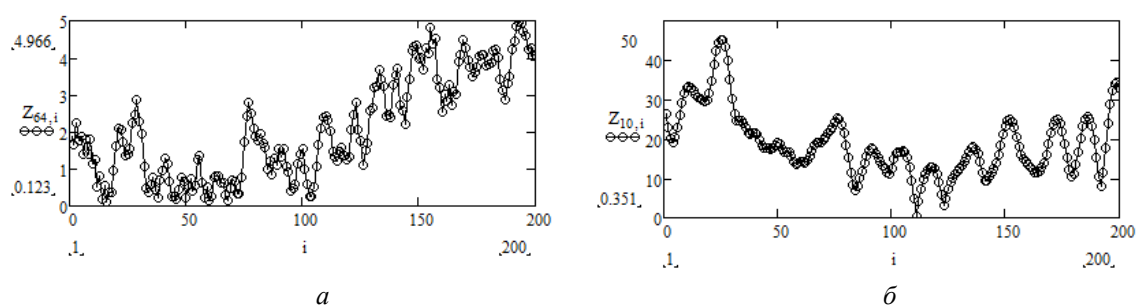


Рис.4. Динаміка змін спектральних компонент шуму:

а – для 64-ї компоненти; б – для 10-ї компоненти

Можна спостерігати суттєву різницю між процесами Хьорста для високочастотних та низькочастотних спектральних компонент. Для низькочастотних компонент можна очікувати більших коефіцієнтів Хьорста порівняно з високочастотними компонентами, що підтверджує рис.5.

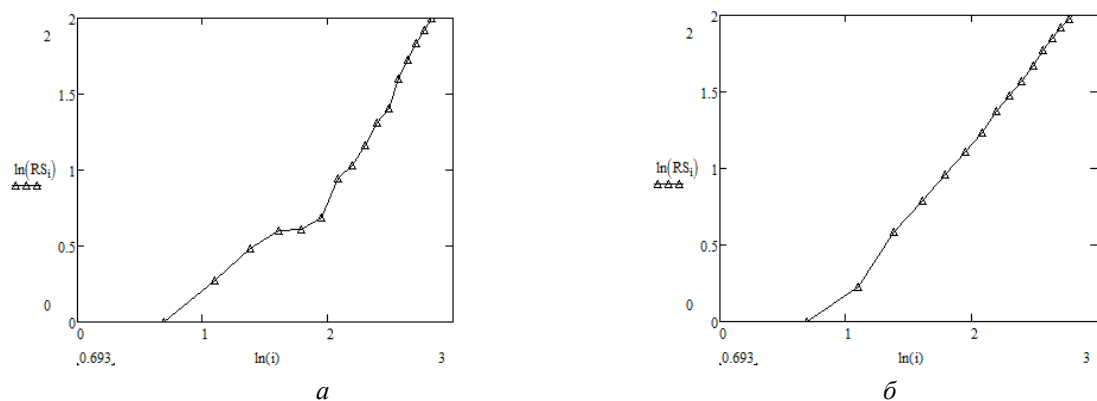
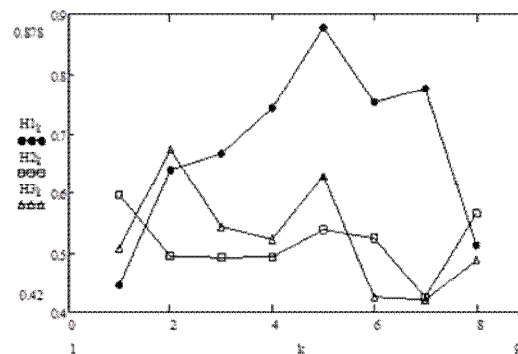


Рис.5. Графік RS статистики спектральних компонент шуму:

а – для 64-ї компоненти; б – для 10-ї компоненти

На рис. 6 наведено результати експерименту для аудіоплат різних комп'ютерів. По осі ординат відкладено значення показників Хьорста, розрахованих за вищеприведеною методикою. По осі абсцис відкладено номери гармонік шумового сигналу: точка $k=1$ відповідає восьмій гармоніці розкладання в ряд Фур'є, кожне наступне значення k є кратним числу 8 (16, 24, 32, 40, 48, 56, 64 гармоніки відповідно). Як видно з рис.6, значення показника Хьорста для плати стаціонарного комп'ютера є доволі близькими для всього частотного діапазону, тоді як для плати нетбука, починаючи з 24 по 56 гармоніки, його значення суттєво відрізняється. Отже, за портретом Хьорста можна ідентифікувати аудіоплату комп'ютера, а також мікрофона.

Рис. 6. Портрети Хьорста для трьох файлів із записаним шумом. Графіки з білими квадратами і трикутниками відповідають аудіоплаті стаціонарного комп'ютера, графік з чорними точками відповідає аудіоплаті нетбука



Висновок

Запропоновано концептуальні основи методики вимірювання ідентифікаційних параметрів аудіозаписувальних пристроїв. В основу методики покладено гіпотезу, що процес Хьорста часового ряду, утвореного з відліків амплітуди шумів звукового діапазону, залежить від індивідуальних особливостей конкретних пристроїв – природного розкиду їх параметрів. Внаслідок нестационарності шумів детальнішою буде характеристика приладу, що складається з набору коефіцієнтів Хьорста (портрета Хьорста) для часової послідовності амплітуд спектральних компонент.

Доведено експериментально, що портрет Хьорста однозначно ідентифікує аудіозаписувальний пристрій і не залежить від конкретної реалізації шумового процесу. Також експериментально доведено, що портрет Хьорста не залежить від початкової точки виборки процесу Хьорста. Це дає підставу пропонувати цю характеристику, а також методику вимірювання та розрахунку як надійні ідентифікатори для конкретного приладу. Методику перевірено на тестових часових послідовностях білого шуму та гармонійного сигналу, що були згенеровані програмним генератором.

Отже, результати роботи показують, що для ідентифікації аудіопристроїв за їх шумовими характеристиками потрібно побудувати портрет Хьорста з подальшим порівнянням між собою для кожного пристрою. Разом із спектрограмами портрет Хьорста розширює можливості ідентифікації аудіопристроїв.

Розглядаючи в ширшому сенсі запропоновану методику з використання показника Хьорста в задачах визначення специфічних параметрів динамічного спектра шумів, можна зробити висновок про можливість її застосування не тільки для аудіосигналів, а і для сигналів іншої природи, наприклад, для ідентифікації об'єктів за характеристиками у просторовій області.

1. Рыбальский О. В. Система идентификации аппаратуры аудиозаписи на основе мультифрактального подхода / О. В. Рыбальский, В. И. Соловьев // Вісник Східноукраїнського національного університету ім. В. Даля. – Луганськ, 2010. – № 9 (151). – С. 58–63.
2. Jakob Hasse, Thomas Gloe, Martin Beck Forensic Identification of GSM Mobile Phones [electronic resource]: - Access: http://www.dence.de/publications/Hasse13_GSMMobilePhoneIdentification.pdf (online).
3. Чумаченко А. Б. Идентификация цифровых микрофонов по неидеальностям тракта записи / Д. П. Рублёв, А. Б. Чумаченко, О. Б. Макаревич, В. М. Фёдоров // Известия ЮФУ. Технические науки. Тематический выпуск “Информационная безопасность”. – Таганрог, 2007. – № 8. – С. 84–92.
4. Калущ Ю. А. Показатель Хёрста и его скрытые свойства / Ю. А. Калущ, В. М. Логинов // Сиб.журн. индустр. матем. 2002. – № 4, Т. 5. – С. 29–37.
5. Кириллов Д. С. Распределения показателя Херста нестационарного маркированного временного ряда / Д. С. Кириллов, О. В. Короб, Н. А. Митин, Ю. Н. Орлов, Р. В. Плешаков // Препринты ИПМ им. М. В. Келдыша. – 2013. – № 11. – 16 с. URL: <http://library.keldysh.ru/preprint.asp?id=2013-11>.
6. Ширяев А. Н. Основы стохастической финансовой математики. – М.: Фазис, 1998. – Т. 1. – 512 с. – ISBN 5-7036-0043-X..
7. Логинов О. А. Прогнозирование уровня грунтовых вод с применением клеточных автоматов / О. А. Логинов, Л. В. Сарычева // Управляющие системы и машины. – 2009. – № 1. – С. 86–92.