

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ВІННИЦЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ОДЕСЬКА НАЦІОНАЛЬНА АКАДЕМІЯ ЗВ'ЯЗКУ
НАЦІОНАЛЬНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ УКРАЇНИ «КПІ»
НАЦІОНАЛЬНИЙ АВІАЦІЙНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ «ЛЬВІВСЬКА ПОЛІТЕХНІКА»
ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ РАДІОЕЛЕКТРОНІКИ
ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ КОШИЦЕ
ЧЕРКАСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ТЕХНОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

*Пам'яті професора
Ю.П. Кунченка*

П Р А Ц І

VI Міжнародної
науково-практичної конференції

"ОБРОБКА СИГНАЛІВ І НЕГАУСІВСЬКИХ ПРОЦЕСІВ"

24 – 26 травня 2017 р.,
м. Черкаси, Україна

Черкаси



2017

УДК 621.3;681.3;519.2;519.6

СПІВГОЛОВИ ПРОГРАМНОГО КОМІТЕТУ КОНФЕРЕНЦІЇ:

Маломуж М.Г. екс-голова служби зовнішньої розвідки України,
Кунченко-Харченко В.І. д.т.н., професор, ЧДТУ, президент Благодійного фонду
«Наукова школа ім. професора Ю.П. Кунченка»,
Палагін В.В. д.т.н., професор, Черкаський державний технологічний університет
Сікора Л.С. д.т.н., професор, Національний університет «Львівська політехніка».

ЧЛЕНИ ПРОГРАМНОГО КОМІТЕТУ:

Безрук В.М. д.т.н., професор, ХНУРЕ,
Білецький А.Я. д.т.н., професор, НАУ,
Бунін С.Г. д.т.н., професор, НТУУ «КПІ»,
Ващенко В.А. д.т.н., професор, ЧДТУ,
Велев Дімітер Георгиев д.т.н., професор, Університет національного та світового господарства, Софія, Болгарія,
Верлань А.Ф. д.т.н., професор, Інститут проблем моделювання
в енергетиці ім. Г.Є. Пухова,
Власенко В.О. д.т.н., професор, університет Ополя, Польща,
Возняк М. д.т.н., професор, Технічний університет Острави, Чеська Республіка,
Воробієнко П.П. д.т.н., професор, ректор ОНАЗ,
Гордієнко В.І. д.т.н., с.н.с., заступник генерального директора
по науці – головний конструктор ДП НВК «Фотоприлад»,
Долгов Ю.О. д.т.н., професор, Придністровський державний університет
ім. Т.Г. Шевченка, Тирасполь, Молдова,
Драган Я.П. д.т.н., професор, Національний університет «Львівська політехніка»,
Дурняк Б.В. д.т.н., професор, ректор Української академії друкарства,
Лега Ю.Г. д.т.н., професор, ЧДТУ,
Лужецький В.А. д.т.н., професор, ВНТУ,
Луценко В.І. д.ф.-м.н., с.н.с., Інститут радіофізики та електроніки ім. А.Я. Усікова НАНУ,
Мандзій Б.А. д.т.н., професор, Національний університет «Львівська політехніка»,
Мархевський С. д.т.н., професор, Технічний університет Кошице, Республіка Словаччина,
Мачуський Є.А. д.т.н., професор, декан НТУУ «КПІ»,
Медиковський М.О. д.т.н., професор, Національний університет «Львівська політехніка»,
Парвіз Алі Зада д.т.н., професор, Університет Окан, Стамбул, Туреччина,
Петренко І.М. заступник директора ТОВ «Навіс-Україна»,
Політанський Л.Ф. д.т.н., професор, Чернівецький національний університет ім. Юрія Федьковича,
Поповський В.В. д.т.н., професор, ХНУРЕ,
Правда В.І. к.т.н., професор, НТУУ «КПІ»,
Сагатов М.В. д.т.н., професор, Ташкентський державний технічний університет, Узбекистан,
Саліга Я. д.т.н., професор, Технічний університет Кошице, Республіка Словаччина,
Стертен Ю. доцент, керівник проектів OPL, SID, PhD,
Норвезький університет науки і технології (NTNU), Норвегія,
Юхар Й. д.т.н., професор, Технічний університет Кошице, Республіка Словаччина;
Шлезінгер М.І. д.ф.-м.н., професор, Міжнародний науково-навчальний центр
ЮНЕСКО інформаційних технологій і систем на базі
Інституту кібернетики НАН України.

Відповідальний редактор Філіпов В.В., к.т.н., доцент, ЧДТУ.

П70 Праці VI Міжнародної науково-практичної конференції «Обробка сигналів і негаусівських процесів», присвяченої пам'яті професора Ю.П. Кунченка: Тези доповідей. [Електронний ресурс] – Черкаси: ЧДТУ, 2017. – 266 с. – Назва з титульного екрана.

У виданні відображено результати актуальних наукових і прикладних досліджень, пов'язаних із опрацюванням інформації, зокрема, наукової школи професора Ю.П. Кунченка з обробки сигналів і негаусівських процесів, що охоплюють широке коло сучасних аспектів розвитку науково-технічного прогресу: створення математичних моделей сигналів та систем; синтез і аналіз методів та алгоритмів обробки сигналів та статистичних даних; розробка апаратних та програмних засобів опрацювання сигналів та даних; комп'ютерне моделювання.

УДК 621.3;681.3;519.2;519.6

© Автори, 2017

© Макет кафедри радіотехніки та інформаційно-телекомунікаційних систем ЧДТУ, 2017



*Присвячується пам'яті
професора
Юрія Петровича Кунченка*

Математичні моделі сигналів та систем

ІНФОРМАЦІЙНА ІДЕНТИФІКАЦІЯ РАДІОЕЛЕКТРОННИХ АВТОМАТИЧНИХ СИСТЕМ

Бичковський В.О., Реутська Ю.Ю.

Київ, Національний технічний університет України

“Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського”

03056, Київ, вул. Політехнічна 12, 17-й корпус, радіотехнічний факультет

E-mail: reutska_rtf@ukr.net, тел. (044) (383-95-97), (093) 547-58-02

Радіоелектронні автоматичні системи (РАС) входять у склад майже всіх засобів радіоелектронного обладнання. Методи математичного опису РАС, як і інших систем керування, є досить відомими, а в останні роки все найчастіше застосовуються інформаційні методи аналізу. Доцільність переходу до інформаційного опису зумовлена тим, що традиційний підхід залишає прихованою змістовну складову керування. Поруч із задачами інформаційного аналізу РАС актуальною є також задача їх інформаційної ідентифікації. Традиційні методи ідентифікації є досить відомими [1]. Розглянемо один з підходів до інформаційної ідентифікації РАС. Прийmemo до уваги, що один із варіантів інформаційного аналізу базується на перехідних характеристиках [2]. Враховується залежність між інформаційною спроможністю N та відносною помилкою від перехідного процесу γ : $N = 1/2\gamma$ [3].

Розглянемо РАС, яка ідентифікується моделлю заміщення з передаточною функцією $W_2(p) = \frac{K_2}{T_2 p + 1}$.

Для такої моделі $\gamma_2 = \exp\left(-\frac{t}{T_2}\right)$, $N_2 = 0.5 \exp\left(\frac{t}{T_2}\right)$. Розглянемо інформаційну модель РАС. Нехай $I_2(t)$ – кількість інформації на виході РАС, C_1 – швидкість надходження інформації в РАС, K_2 – константа швидкості втрат інформації. Тоді можна записати

$$\frac{dI_2}{dt} = C_1 - K_2 I_2. \quad (1)$$

Оскільки $I_2 = \ln N_2$, то на підставі формули (1) знаходимо

$$\frac{dN_2}{N_2 dt} = C_1 - K_2 \ln N_2. \quad (2)$$

Використовуючи залежність між N_2 та γ_2 , на підставі формули (2) визначаємо

$$K_2 t = C_1 T_2 + K_2 T_2 \ln 2 - 1. \quad (3)$$

Оскільки $t > 0$, то на підставі формули (3) встановлюємо вимоги для моделі:

$$C_1 T_2 + 0.693 K_2 T_2 > 1. \quad (4)$$

Доречним буде розглянути ситуацію, коли в РАС надходить інформація із пристрою, передаточна функція якого $W_1(p) = \frac{K_1}{T_1 p + 1}$.

Прийmemo до уваги, що $\gamma_1 = \exp\left(-\frac{t}{T_1}\right)$, $N_1 = 0.5 \exp\left(\frac{t}{T_1}\right)$, $C_1 = dI_1/dt$,

$I_1 = \ln N_1$. Тоді $C_1 = 1/T_1$, і на підставі залежності (4) визначаємо

$$\frac{T_2}{T_1} + 0.693 K_2 T_2 > 1$$

Отримані результати дають можливість перевести процедуру ідентифікації РАС на якісно новий рівень, який враховує інформаційну складову процесу керування.

Література

1. Остапенко Ю. О. Ідентифікація та моделювання технологічних об'єктів керування. / Ю. О. Остапенко. – К.: Задруга, 1999. – 420 с. – ISBN 966-7405-36-2.
2. Ацюковский В. А. Построение систем связей комплексов оборудования летательных аппаратов / В. А. Ацюковский. – М.: Сов. радио, 1974. – 160 с.
3. Новицкий П. В. Основы информационной теории измерительных устройств. / П. В. Новицкий. – Л.: Энергия, 1968. – 248 с.

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЕРТИКАЛЬНОГО НАКЛАДНОГО ВИХРЕТОКОВОГО ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЯ ДЕФЕКТОСКОПА

Гальченко В.Я.

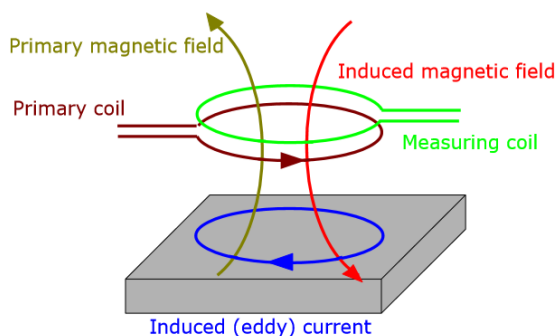
Черкасский государственный технологический университет

18006, Черкассы, бул. Шевченка, 460

Email: halchvl@gmail.com

В традиционных классических трансформаторных накладных вихретоковых преобразователях (ВТП), предназначенных для неразрушающего дефектоскопического контроля токопроводящих объектов, катушка возбуждения информационного электромагнитного поля располагается в подавляющем большинстве случаев горизонтально, т.е. параллельно контролируемой поверхности, где наводятся вихревые токи. Типовой график, иллюстрирующий закономерности в возбуждении вихревых токов и поведение их плотности, показан на рис.1.

а)



б)

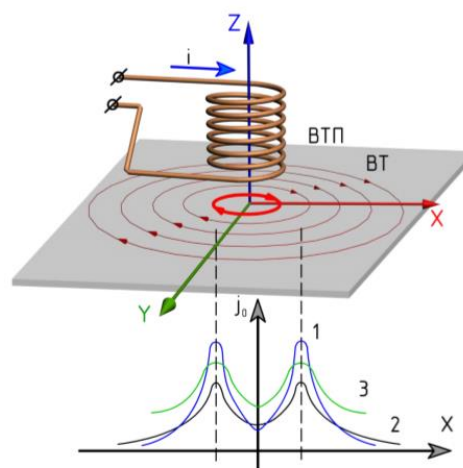
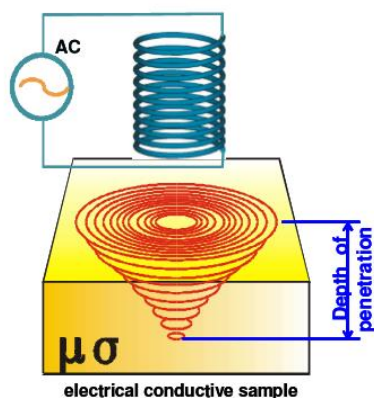


Рис.1 – Вихретоковый контроль электропроводящего объекта: а - возбуждение вихревых токов электромагнитным полем; б - распределение вихревых токов в поверхностном слое объекта контроля

Горизонтальное расположение генераторной катушки не всегда обеспечивает эффективность проведения контроля вследствие характерных для такой конструкции ВТП особенностей распределения плотности

вихревых токов в объеме объекта. Во многом чувствительность ВТП к дефекту определяется его размерами, местоположением и ориентацией относительно измерительной системы преобразователя. Вихревые токи проникают лишь на некоторую глубину объекта и, если на пути протекания токов встречается препятствие в виде несплошности или локального изменения электрофизических характеристик токопроводящей среды, то они изменяют свою обычную траекторию и искажают индуцированное ими поле, которое фиксируется измерительной катушкой, формируя выходной сигнал ВТП. В ряде случаев возможны ситуации практически нулевой чувствительности к дефектам, что характерно, например, для дефектов типа "расслоение" и иллюстрируется рис. 2.

а)



б)

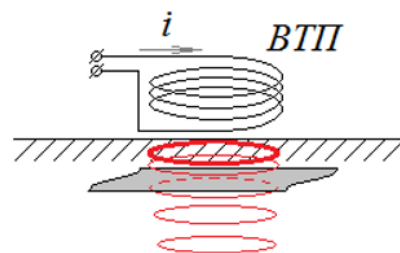


Рис.2 – Влияющие факторы при дефектоскопии объекта: а - распределение вихревых токов по глубине объекта контроля; б - влияние ориентации дефекта на вихревые токи (дефект типа "расслоение")

Исключить этот недостаток позволяет применение при дефектоскопии вертикальных прямоугольных ВТП, которые возбуждают вихревые токи перпендикулярные к поверхности дефекта типа "расслоение". Конструкция ВТП применительно к этому случаю представлена на рис.3. Исходя из сформулированных соображений, возникает задача исследования распределения плотности вихревых токов для вертикального трансформаторного ВТП как на поверхности объекта контроля, так и на глубине проникновения токов в объем объекта.

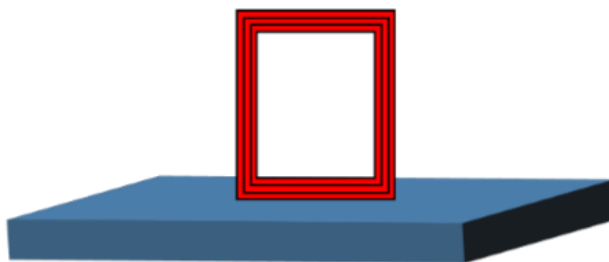


Рис.3 – Конструкция вертикального прямоугольного ВТП

Для обеспечения одинаковой чувствительности дефектоскопа к дефектам в идеале желательно реализовать возбуждение полезадающей системой ВТП однородных вихревых токов как на поверхности объекта, так и по его глубине. Учитывая физику процесса, с помощью одной катушки выполнить данные требования даже в локально ограниченном объеме объекта не представляется возможным. В то же время, используя технологию оптимального синтеза источников магнитного поля [1], представляется возможным реализация априори заданного распределения плотности вихревых токов в ограниченном конечном объеме объекта с применением системы прямоугольных катушек, характеризующихся различными геометрическими параметрами.

Аналитически решая соответствующие уравнения Максвелла в дифференциальном виде с помощью двойных прямых и обратных преобразований Фурье для движущегося с постоянной скоростью относительно объекта контроля ВТП дефектоскопа, можно получить составляющие вектора магнитной индукции в электропроводящем объекте:

$$B_x = -\frac{\mu_0 \mu_r I}{4\pi^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\xi^2 e^{jx_0 \xi}}{\eta(\xi^2 + \eta^2)} \frac{\sin(b\eta)}{1 - e^{2\gamma d}} \left[\left\{ -(1 + \lambda_0) e^{2\gamma d} + v_0 e^{-\left(\sqrt{\xi^2 + \eta^2} - \gamma\right)d} \right\} e^{\gamma z} + \right. \\ \left. + \left\{ 1 + \lambda_0 - v_0 e^{-\left(\sqrt{\xi^2 + \eta^2} - \gamma\right)d} \right\} e^{-\gamma z} \right] e^{-z_0 \sqrt{\xi^2 + \eta^2}} \left(e^{a\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} - e^{-a\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} \right) e^{-j(x\xi + y\eta)} d\xi d\eta,$$

$$B_y = -\frac{\mu_0\mu_r I}{4\pi^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\xi e^{jx_0\xi} \sin(b\eta)}{(\xi^2 + \eta^2) 1 - e^{2\gamma d}} \left[\left\{ -(1 + \lambda_0)e^{2\gamma d} + v_0 e^{-\left(\sqrt{\xi^2 + \eta^2} - \gamma\right)d} \right\} e^{\gamma z} + \right. \\ \left. + \left\{ 1 + \lambda_0 - v_0 e^{-\left(\sqrt{\xi^2 + \eta^2} - \gamma\right)d} \right\} e^{-\gamma z} \right] e^{-z_0\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} \left(e^{a\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} - e^{-a\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} \right) e^{-j(x\xi + y\eta)} d\xi d\eta,$$

$$B_z = -j\frac{\mu_0\mu_r I}{4\pi^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\xi e^{jx_0\xi} \sin(b\eta)}{(\xi\eta) 1 - e^{2\gamma d}} \left[\left\{ -(1 + \lambda_0)e^{2\gamma d} + v_0 e^{-\left(\sqrt{\xi^2 + \eta^2} - \gamma\right)d} \right\} e^{\gamma z} - \right. \\ \left. - \left\{ 1 + \lambda_0 - v_0 e^{-\left(\sqrt{\xi^2 + \eta^2} - \gamma\right)d} \right\} e^{-\gamma z} \right] e^{-z_0\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} \left(e^{a\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} - e^{-a\sqrt{\xi^2 + \eta^2}} \right) e^{-j(x\xi + y\eta)} d\xi d\eta,$$

где

$$\gamma = \sqrt{\xi^2 + \eta^2 - j\sigma\mu_0\mu_r(v_x\xi + v_y\eta) + j\omega\sigma\mu_0\mu_r}, \\ \lambda_0 = \frac{\{\gamma^2 - \mu_r^2(\xi^2 + \eta^2)\}(1 - e^{-2\gamma d})}{\left(\gamma + \mu_r\sqrt{\xi^2 + \eta^2}\right)^2 - \left(\gamma - \mu_r\sqrt{\xi^2 + \eta^2}\right)^2 e^{-2\gamma d}}, \\ v_0 = \frac{4\mu_r\sqrt{\xi^2 + \eta^2}\gamma e^{\left(\sqrt{\xi^2 + \eta^2} - \gamma\right)d}}{\left(\gamma + \mu_r\sqrt{\xi^2 + \eta^2}\right)^2 - \left(\gamma - \mu_r\sqrt{\xi^2 + \eta^2}\right)^2 e^{-2\gamma d}}.$$

Откуда плотность вихревых токов может быть легко определена в соответствии с выражениями:

$$J_x = \frac{1}{\mu_0\mu_r} \left(\frac{\partial B_z}{\partial y} - \frac{\partial B_y}{\partial z} \right), \\ J_y = \frac{1}{\mu_0\mu_r} \left(\frac{\partial B_x}{\partial z} - \frac{\partial B_z}{\partial x} \right).$$

Процедура оптимального синтеза системы катушек возбуждения заключается в поиске условного оптимума степенного функционала, построенного в виде суммы отклонений априори заданного распределения вихревых токов в произвольно взятых контрольных точках локального объема от фактически полученных реализованной системой катушек

возбуждения. Для поиска экстремума целесообразно использовать гибридный популяционный метаэвристический алгоритм оптимизации роем частиц с эволюционным формированием состава роя [2,3]. Алгоритм реализует стохастическую стратегию поиска решения и хорошо зарекомендовал себя в подобных приложениях[4,5], характеризуется высокой скоростью сходимости к решению за минимально возможное количество вычислений громоздкой и достаточно сложной алгоритмически заданной целевой функции[2].

Литература

1. Galchenko V.Ya. A Turmitobionic Method for the Solution of Magnetic Defectometry Problems in Structural–Parametric Optimization Formulation / V.Ya. Galchenko, A.N. Yakimov // Russian Journal of Nondestructive Testing. - 2014 - Vol. 50. - No. 2. - Pp. 59–71.
2. Гальченко В.Я. Популяционные метаэвристические алгоритмы оптимизации роем частиц: Учебное пособие / В.Я. Гальченко, А.Н. Якимов. Черкассы: ФЛП Третьяков А.Н., 2015. 160 с.
3. Гальченко В.Я. Поиск глобального оптимума функций с использованием гибрида мультиагентной роевой оптимизации с эволюционным формированием состава популяции. / В.Я. Гальченко, А.Н. Якимов, Д.Л. Остапущенко // Информационные технологии. – 2010. – № 10. – С. 9-16.
4. Galchenko V.Ya. Pareto Optimal Parametric Synthesis of Axisymmetric Magnetic Systems with Allowance for Nonlinear Properties of the Ferromagnet / V.Ya. Galchenko, A.N. Yakimov, D.L. Ostapushchenko // Technical Physics. - 2012. - Vol. 57. - No. 7. - Pp. 893–899.
5. Galchenko V.Ya. Solution of the Inverse Problem of Creating a Uniform Magnetic Field in Coercimeters with Partially Closed Magnetic Systems / V.Ya. Galchenko, A.N. Yakimov, D.L. Ostapushchenko // Russian Journal of Nondestructive Testing. - 2011. - Vol. 47. - No. 5. - Pp. 295–307.

АНАЛИЗ ЭФФЕКТОВ НОРМАЛИЗАЦИИ И ДЕНОРМАЛИЗАЦИИ В СИСТЕМАХ ПЕРВОГО ПОРЯДКА МЕТОДОМ ПУАССОНОВСКИХ СПЕКТРОВ

Гармаш О.В.

Национальный технический университет Украины

«Киевский политехнический институт имени Игоря Сикорского»

03056, Киев, ул. Политехническая, 16, корп. 12, тел. (044) 204-81-22

E-mail: oks.garmash@gmail.com

Сложные линейные системы удобно представлять совокупностью более простых систем, что позволяет моделировать системы общего вида и достаточно просто осуществлять их математический анализ. Фильтры нижних и верхних частот первого порядка являются базовыми узлами многих устройств обработки сигналов, поэтому представляет интерес исследование законов распределения процессов на выходе этих систем при воздействии на них шумовых, в общем случае, негауссовских сигналов.

Наиболее общей моделью шумовых сигналов, отражающей физику их возникновения, в настоящее время являются линейные случайные процессы

$$\xi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(t-\tau) d\eta(\tau), \quad (1)$$

где ядро $h(t)$ – интегрируемая с квадратом неслучайная функция, а порождающий процесс $\eta(\tau)$ – стохастически непрерывный однородный случайный процесс с независимыми приращениями. Процессы (1) имеют безгранично делимые распределения и хорошо изучены в теоретическом плане. Установлено, что перспективным методом исследования законов распределения линейных случайных процессов является метод пуассоновских спектров, который лежит в основе данной работы.

В результате применения метода пуассоновских спектров исследовано трансформацию закона распределения в системах первого порядка – фильтрах нижних и верхних частот процесса (1) (ФВЧ и ФНЧ), ядро

которого имеет вид

$$h_0(t) = A_0 E(t) E(\tau_0 - t),$$

где $E(x)$ – функция Хэвисайда; $A_0 > 0$, $\tau_0 > 0$; амплитуды η_k распределены по показательному закону с параметром β .

Получены точные аналитические выражения для нахождения пуассоновских спектральных функций отклика ФНЧ и ФВЧ, что позволило проанализировать режимы неискаженной передачи сигнала, режимы дифференцирование и интегрирование сигнала для соответствующих систем.

Исследованы эффекты нормализации и денормализации в ФНЧ и ФВЧ. Степень близости законов распределения воздействия и отклика к гауссовскому распределению оценим в метрике пуассоновских спектральных функций:

$$d(\xi_\Gamma, \xi) = \int_{-\infty}^{\infty} \left| E(x) - \overset{\circ}{K}_\xi(x) \right| dx = \gamma_3,$$

где $\overset{\circ}{K}_\xi(x)$ – исследуемая нормированная ПСФ; γ_3 – коэффициент асимметрии.

Анализ полученных результатов показали, что при неискаженной передаче сигнала обе системы не меняют законы распределения воздействия. Расстояние между распределением отклика и гауссовского распределением по сравнению с аналогичным расстоянием для воздействия в ФНЧ в режиме интегрирования сигнала уменьшается, а в ФВЧ при дифференцировании - увеличивается. Значения метрик $d(\xi_\Gamma, \xi)$ при $A_0 = 1$, $\tau_0 = 10^{-6}$ и разных $\lambda\tau_0$ представлены на рис. 1.

Введем коэффициент d_Γ , который показывает, во сколько раз изменится расстояние между законом распределения отклика и гауссовским распределением по сравнению с аналогичным расстоянием для воздействия:

$$d_\Gamma = \frac{d(\xi_\Gamma, \xi_{\text{ВНХ}})}{d(\xi_\Gamma, \xi_{\text{ВХ}})}.$$

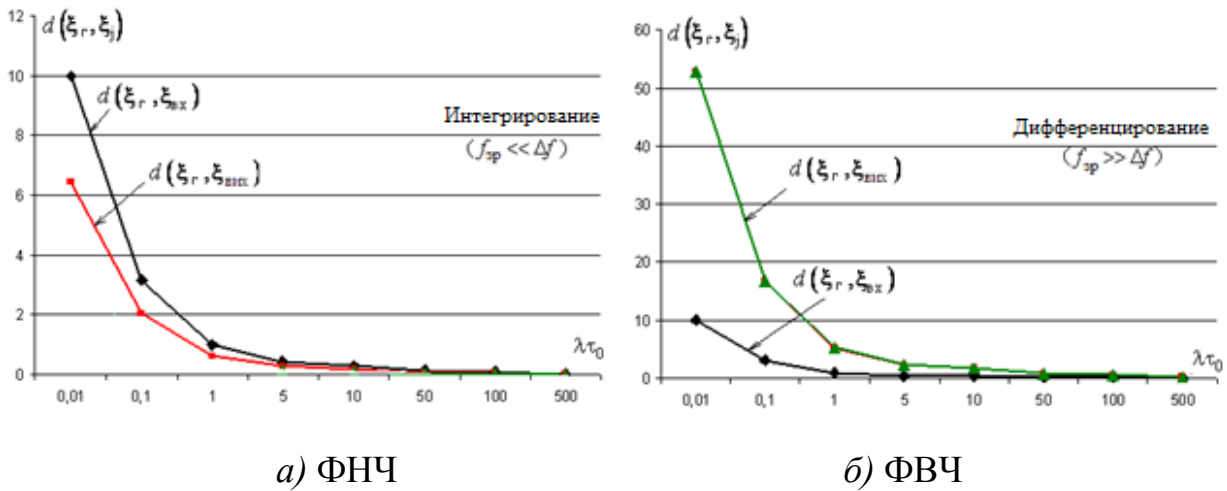


Рис. 1. Зависимость метрики $d(\xi_r, \xi)$ от $\lambda\tau_0$ для систем первого порядка
 Числовые значения коэффициента d_r приведены в табл. 1.

Таблица 1. Значение коэффициента d_r , при различных значений $\lambda\tau_0$

$\lambda\tau_0$	0,01	0,1	5	10	50	100	500
Неискаженная передача, d_r	0,957	0,956	0,956	0,957	0,959	0,957	0,960
Дифференцирование, d_r	5,29	5,28	5,29	5,29	5,29	5,28	5,24
Интегрирование, d_r	0,646	0,645	0,645	0,646	0,645	0,645	0,650

Анализ результатов табл. 1 показывает, что степень близости к гауссовскому распределению законов распределения отклика по сравнению с воздействием является постоянной величиной.

Таким образом, изменение степени близости к гауссовскому распределению зависит только от параметров системы и не зависит от $\lambda\tau_0$, в частности, если $d_r > 1$, то степень близости увеличивается, если $d_r < 1$, то уменьшается. Из этого следует, что в низкочастотной RC - цепи наблюдается эффект «нормализации» закона распределения отклика, а в высокочастотной RC - цепи – эффект его «денормализации».

ЛІНІЙНІ СТАЦІОНАРНІ СИСТЕМИ ПІД ЧАС ВИВЧЕННЯ ДИСЦИПЛІНИ «СИГНАЛИ ТА ПРОЦЕСИ В РАДІОТЕХНІЦІ»

Даник В.О.

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. 8(0472)730261

E-mail: volodimir.danik@yandex.ua

Нині процес вивчення багатьох дисциплін стає до певної міри більш ущільненим і дедалі виразніший акцент робиться на умінні студентів самостійно розібратися у незнайомій для них теоретичній і практичній тематиці. А отже, все більш актуальною є необхідність не тільки пояснити ті чи інші розділи предмета, а і підштовхнути студентську аудиторію до активного самостійного мислення, до бажання і уміння за мереживом складних математичних формул помічати суть того, що ці формули описують. Все це у повній мірі відповідає і такому складному, і в той же час надзвичайно цікавому предмету як «Сигнали та процеси в радіотехніці».

Розглядаючи питання, пов'язані з лінійними стаціонарними системами, слід насамперед звернути увагу студентів на умову, що визначає фундаментальний принцип суперпозиції. Адже це теоретичне положення справедливе саме у випадку лінійних систем. Якщо оператор системи такий, що відповідають істині рівності

$$T(\bar{U}_{\text{ex}1} + \bar{U}_{\text{ex}2}) = T\bar{U}_{\text{ex}1} + T\bar{U}_{\text{ex}2}; \quad (1)$$

$$T(\alpha \bar{U}_{\text{ex}}) = \alpha T\bar{U}_{\text{ex}},$$

де α – довільне число, то дана система буде лінійною.

Якщо ми маємо математичну модель сигналу, що поступає на вхід системи, то, звичайно, дуже важливо було б мати і математичні моделі, що відповідають самій системі. Маємо кілька таких моделей і це дає додаткові можливості при розв'язанні тих чи інших теоретичних та прикладних задач.

Одна з них, імпульсна характеристика, відповідає такому рівнянню

$$h(t) = T \delta(t) \quad (2)$$

Отже по суті імпульсна характеристика є реакцією на дельта-імпульс. Оскільки ж маємо справу саме з лінійною стаціонарною системою, то співвідношення (2) можна доповнити і співвідношенням (3), що відповідає випадку, коли вхідний вплив зсунутий у часі на довільний інтервал t_0 –

$$h(t-t_0) = T \delta(t-t_0) \quad (3)$$

Інша модель, що описує лінійну стаціонарну систему – це перехідна характеристика, що відповідає рівності –

$$g(t) = T \sigma(t) \quad (4)$$

Виходячи з (4), можна відзначити, що перехідна характеристика є реакцією лінійної системи на функцію включення. А, враховуючи стаціонарність лінійної системи, справедливим буде і співвідношення (5), що враховує те, що маємо, коли вхідний вплив є зсунутим у часі –

$$g(t-t_0) = T \sigma(t-t_0) \quad (5)$$

Ось тут і слід звернути увагу студентської аудиторії на те, що розглядаючи раніше динамічне представлення сигналу, ми мали на увазі насамперед два види такого представлення – за допомогою функції включення і за допомогою дельта-функції. І, мабуть, це було таки не випадково.

Адже маючи динамічне представлення сигналу за допомогою дельта-функції

$$s(t) = \int_{-\infty}^{\infty} s(\tau) \delta(t-\tau) d\tau \quad (6)$$

і знаючи імпульсну характеристику системи, ми поступово приходимо до однієї з форм інтеграла Дюамеля.

$$u_{\text{вих}}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} u_{\text{вх}}(\tau) h(t-\tau) d\tau \quad (7)$$

Інтеграл Дюамеля в свою чергу дозволяє, знаючи вхідний вплив та імпульсну характеристику, обчислити вихідну реакцію лінійної стаціонарної системи. А маючи динамічне представлення сигналу за допомогою функції включення

$$s(t) = s_0 \sigma(t) + \int_0^{\infty} \frac{ds}{d\tau} \sigma(t-\tau) d\tau \quad (8)$$

і знаючи перехідну характеристику системи, ми знаходимо і іншу форму інтеграла Дюамеля –

$$u_{\text{вх}}(t) = u_{\text{вх}}(0) g(t) + \int_0^{\infty} \frac{du_{\text{вх}}}{d\tau} g(t-\tau) d\tau \quad (9)$$

Ця форма інтеграла Дюамеля теж дозволяє, знаючи вхідний вплив, з'ясувати, яка ж вихідна реакція лінійної стаціонарної системи. Але у цьому випадку використовується уже перехідна характеристика.

Слід підкреслити студентам, кожна з характеристик – і імпульсна, і перехідна повністю описують роботу системи і є абсолютно рівноправними. А оскільки ці функції відповідають одній і тій же лінійній системі, то між ними має бути певний взаємозв'язок. І такий зв'язок і справді є. Так, знаючи перехідну характеристику $g(t)$, ми можемо визначити, а якою ж є характеристика імпульсна $h(t)$.

$$h(t) = \frac{dg(t)}{dt} \quad (10)$$

І в свою чергу, знаючи імпульсну характеристику $h(t)$, ми можемо визначити перехідну характеристику $g(t)$.

$$g(t) = \int_{-\infty}^t h(\xi) d\xi \quad (11)$$

Активне, вдумливе, уважне ставлення студентів до предмету, що вивчається, лише сприятиме поглибленню отриманих знань.

Література

1. Баскаков С.И. Радиотехнические цепи и сигналы. М.: «Радио и связь», 1988 г.
2. Гоноровский И.С. Радиотехнические цепи и сигналы. М.: «Советское радио», 1977 г.
3. Зиновьев А.Л., Филиппов Л.И. Введение в теорию сигналов и цепей. М.: «Высшая школа», 1975 г.
4. Андреев В.С. Теория нелинейных электрических цепей. - М.: Связь, 1972.
5. Сборник задач по курсу "Радиотехнические цепи и сигналы". Под ред. И.С.Гоноровского. М.: «Радио и связь», 1989.

**ІМПУЛЬСНІ СИГНАЛИ
ПРИ ВИВЧЕННІ ДИСЦИПЛІНИ
«СИГНАЛИ ТА ПРОЦЕСИ В РАДІОТЕХНІЦІ»**

Даник В.О.

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. 8(0472)730261
E-mail: volodimir.danik@yandex.ua

При вивченні курсу «Сигнали та процеси в радіотехніці» студенти так чи інакше зустрічаються з багатьма питаннями, тісно пов'язаними з імпульсними сигналами, отож і хотілося б хоча б на деяких з них зупинитись.

Розглядаючи імпульсні сигнали, ми маємо справу з відеоімпульсами та радіоімпульсами. І якщо $u_e(t)$ – відеоімпульс, то відповідний йому радіоімпульс $u_p(t) = u_e(t) \cos(\omega_0 t + \varphi_0)$ (частота ω_0 і початкова фаза φ_0 довільні). При цьому $u_e(t)$ називається обвідною радіоімпульса, а функція $\cos(\omega_0 t + \varphi_0)$ його заповненням.

Цікавим питанням є і те, яка спектральна щільність того чи іншого імпульсного сигналу. Так у випадку прямокутного відеоімпульса спектральна щільність матиме вигляд

$$S(\omega) = U \tau_i \frac{\sin \xi}{\xi} \quad (1)$$

де $\xi = \frac{\omega \tau_i}{2}$. При цьому слід звернути увагу на те, спектральна щільність цього сигналу представлена дійсною функцією частоти ω .

У випадку ж експоненційного відеоімпульса спектральна щільність має такий вигляд

$$S(\omega) = \frac{U}{\alpha + j\omega}. \quad (2)$$

А це вже комплекснозначна функція. Отож і слід пояснити студентам, у чому саме полягає різниця між спектральними щільностями прямокутного відеоімпульса і експоненційного відеоімпульса.

У відповідності з (2) величина $S(\omega)$ для експоненційного відеоімпульса не перетворюється в нуль ні при якому кінцевому значення частоти ω . А також спектральна щільність є комплекснозначною функцією, яку можна представити у вигляді

$$S(\omega) = |S(\omega)| \exp(j\varphi(\omega)). \quad (3)$$

При цьому модуль спектральної щільності буде представлений так

$$|S(\omega)| = \frac{U}{\sqrt{\alpha^2 + \omega^2}}. \quad (4)$$

Аргумент же спектральної щільності матиме вигляд

$$\varphi(\omega) = -\operatorname{arctg}\left(\frac{\omega}{\alpha}\right). \quad (5)$$

Коли ж ми розглядаємо гаусівський відеоімпульс, то помічаємо, що у цьому випадку і миттєве значення сигналу, і його спектральна щільність представлені по суті однією і тією ж функцією, а з подібним усе ж ми зустрічаємося досить рідко.

Миттєве значення гаусівського відеоімпульса описується функцією виду

$$s(t) = U \exp(-\beta t^2). \quad (6)$$

Таку математичну модель часто використовують тоді, коли імпульс, що досліджується, характеризується досить немалою мірою «гладкості». Коли ж спробувати з'ясувати, яка ж спектральна щільність подібного сигналу, то виявиться, що

$$S(\omega) = U \sqrt{\frac{\pi}{\beta}} e^{-\frac{\omega^2}{(4\beta)}}. \quad (7)$$

Отже ми бачимо, що спектральна щільність гаусівського відеоімпульса є дійсною і описується також гаусівською функцією, але вже частоти.

Дуже цікавим для студентів може бути і питання, а якою ж буде спектральна щільність радіоімпульса, а особливо у тому випадку, коли відома спектральна щільність відеоімпульса, що є для радіоімпульса обвідною.

Припустимо, що нам відома спектральна щільність обвідної радіоімпульса $S_e(\omega)$. Тоді враховуючи властивості перетворення Фур'є, спектральна щільність радіоімпульса буде згортокою спектрів двох сигналів: $u_e(t)$, тобто обвідної радіоімпульса, і гармонічного коливання $\cos(\omega_0 t + \varphi_0)$.

Отже в результаті спектральна щільність радіоімпульса мала б такий вигляд

$$S_p(\omega) = \frac{1}{2} e^{j\varphi_0} S_e(\omega - \omega_0) + \frac{1}{2} e^{j\varphi_0} S_e(\omega + \omega_0). \quad (8)$$

Виходячи з (8), можна було б визначати спектральні щільності радіоімпульсів, коли обвідними для них служать згадані вище відеоімпульси. Так для прямокутного радіоімпульса (для простоти вважатимемо початкову фазу нульовою) спектральну щільність можна було б записати так

$$S_p(\omega) = \frac{U \tau_i}{2} \left[\frac{\sin \frac{(\omega - \omega_0) \tau_i}{2}}{\frac{(\omega - \omega_0) \tau_i}{2}} + \frac{\sin \frac{(\omega + \omega_0) \tau_i}{2}}{\frac{(\omega + \omega_0) \tau_i}{2}} \right]. \quad (9)$$

Спектр радіоімпульса у випадках, коли обвідною радіоімпульса служать чи експоненційний, чи, скажімо, гаусівський відеоімпульси, можна знайти аналогічно, використовуючи спектральні щільності кожного зі згаданих вище відеоімпульсів.

Література

1. Баскаков С.И. Радиотехнические цепи и сигналы. М.: «Радио и связь», 1988 г.
2. Гоноровский И.С. Радиотехнические цепи и сигналы. М.: «Советское радио», 1977 г.
3. Зиновьев А.Л., Филиппов Л.И. Введение в теорию сигналов и цепей. М.: «Высшая школа», 1975 г.
4. Андреев В.С. Теория нелинейных электрических цепей. - М.: Связь, 1972.
5. Сборник задач по курсу "Радиотехнические цепи и сигналы". Под ред. И.С.Гоноровского. М.: «Радио и связь», 1989.

ЭКСПОНЕНЦИАЛЬНЫЙ И ПРЕДЕЛЬНО ГИПЕРБОЛИЧЕСКИЙ ТИПЫ СТАТИСТИК КАК РЕШЕНИЕ ВАРИАЦИОННОЙ ЗАДАЧИ

Делас Н.И.

Киевский национальный авиационный университет
03058, Киев, пр. Космонавта Комарова 1, (067) 501-62-77
E-mail: nikolaivad@gmail.com

У реальных макросистем (физических, экономических, социальных) наблюдаются как правило два типа статистических распределений – экспоненциальный и степенной (гиперболический, с тяжелым хвостом).

Экспоненциальный тип имеют распределения Больцмана, Гиббса, распределения городских транспортных потоков [1], распределения предпочтений в активных системах [2]. Степенной тип присущ эмпирическим законам Парето, Ципфа, Лотки, Бредфорда, Ауэрбаха, Кудрина. Кроме того «тяжелый хвост» имеют распределения размеров усталостных микродефектов в твердых материалах [3], масштабов турбулентных вихрей в атмосфере [4], объема продаж в Интернете. И, если экспоненциальный закон был изначально получен «на кончике пера», то феномен гиперболических (степенных) распределений установлен лишь как эмпирический факт. Идейному обоснованию условий возникновения распределений с тяжелым хвостом уделено много внимания, и все же общепринятая точка зрения о причинах и механизме таких распределений пока не сформирована.

В работе показано, как с единых теоретических позиций получить распределения и спектры, относящиеся к *экспоненциальному и гиперболическому* типу. Выявлены условия, приводящие к формированию каждого из них, а также показано наличие комбинированной симметрии между этими двумя существенно отличающимися статистиками.

Для этого предложен расширенный энтропийный подход. Его основные идеи следующие.

1) Реальные макросистемы рассматриваются как объекты, где *на конечном множестве абстрактных «носителей» распределяется ограниченное множество абстрактных «ресурсов»* [5,6]. Так, среди молекул газа распределена энергия, среди городов – население, среди людей – материальные блага.

2) Используется более широкий взгляд на понятие равновесного состояния системы [5,6]. В существующей практике энтропийного анализа статистический вес в основном определяют, лишь по числу разбиений множества носителей. Расширенный энтропийный подход *учитывает количество комбинаторных конфигураций, как множества носителей, так и множества ресурсов – двух равноправных агентов системы.*

При этом обоюдный процесс присоединения элементов одного множества к элементам другого протекает обычно на фоне доминирующей активности какого-то из них. Например, в социальной географии население (ресурсы) более активно, чем города (их носители). В то же время в замкнутой термодинамической системе более динамичны носители, так как время релаксации по параметру плотности меньше времени релаксации по параметру температуры (те есть энергии – ресурсов).

Показано, что *сравнительная активность носителей и ресурсов как раз и является тем ключевым фактором, который определяет вид статистического распределения в макросистеме. Более высокая активность носителей формирует экспоненциальное распределение, а большая динамичность ресурсов обуславливает распределение «с тяжелым хвостом».*

Пусть некоторая замкнутая система состоит из N абстрактных носителей, среди которых распределено количество E абстрактных ресурсов. Каждый носитель обладает своей индивидуальной порцией ресурса ε . Разобьем диапазон возможного изменения координаты ε на M равных интервалов $\Delta\varepsilon$ с усредненными в пределах интервала значениями координат $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_M$. По этому признаку выделяется M ячеек пространства индивидуальных состояний. Так, в ячейке с координатой ε_i содержится количество n_i носителей и $E_i = n_i \cdot \varepsilon_i$ ресурсов.

С учетом принятых обозначений, выполняются условия баланса носителей и ресурсов $\sum_{i=1}^M n_i = N$; $\sum_{i=1}^M E_i = \sum_{i=1}^M n_i \varepsilon_i = E$.

Статистический вес макросостояния каждого из них можно рассчитать [7] как число упорядоченных разбиений конечных множеств $R(\cdot)$. Применяя к ним приближение Стирлинга, можно получить выражения соответственно для энтропии распределения носителей и ресурсов:

$$S_H(n_1, n_2 \dots n_M) = -\sum_{i=1}^M \left(\frac{n_i}{N} \ln \frac{n_i}{N} \right),$$

$$S_P(E_1, E_2 \dots E_M) = -\sum_{i=1}^M \left(\frac{E_i}{E} \ln \frac{E_i}{E} \right).$$

Определив условный максимум энтропии $S_H(n_1, n_2 \dots n_M)$ с учетом вышеприведенных условий баланса, можно получить распределения носителей и ресурсов, относящиеся к экспоненциальному типу статистики:

$$\frac{n_i}{n_{**}} = \exp\left(1 - \frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_{**}}\right); \quad \frac{E_i}{E_{**}} = \frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_{**}} \cdot \exp\left(1 - \frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_{**}}\right),$$

Они здесь записаны через модальные параметры ε_{**}, n_{**} .

Аналогично, определив условный максимум энтропии $S_P(E_1, E_2 \dots E_M)$, можно получить (также записанные через модальные параметры ε_{**}, n_{**}) распределения носителей и ресурсов, относящиеся к отдельному типу статистики, который определен автором как *предельно гиперболический*:

$$\frac{n_i}{n_*} = \frac{\varepsilon_*}{\varepsilon_i} \cdot \exp\left(1 - \frac{\varepsilon_*}{\varepsilon_i}\right); \quad \frac{E_i}{E_*} = \exp\left(1 - \frac{\varepsilon_*}{\varepsilon_i}\right)$$

Он имеет «тяжелый хвост», а название связано с тем, что при уменьшении координаты экстремума ε_* экспоненциальный множитель стремится к постоянному значению, и кривая $n_i = f(\varepsilon_i)$ приближается к чисто гиперболической зависимости. Можно показать, что у реальных систем это происходит в случае дефицита ресурсов.

На рисунке представлены оба распределения и соответствующие им ресурсные спектры.

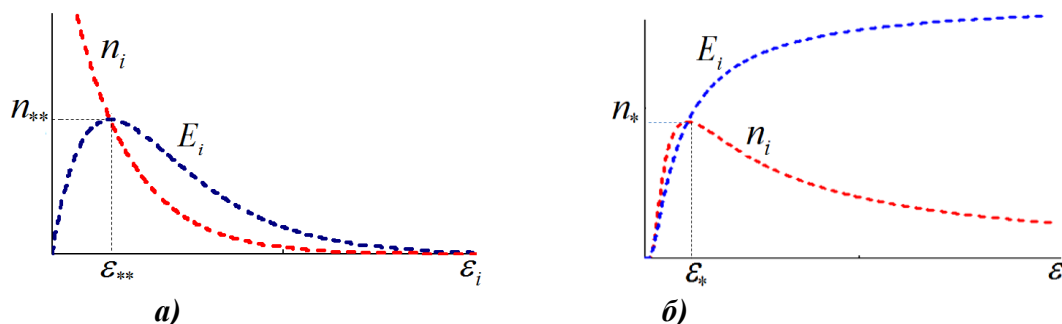


Рис. 1. а) Экспоненциальное распределение и его ресурсный спектр,
б) Предельно гиперболическое распределение и его ресурсный спектр.

Между этими двумя статистиками существует комбинированная симметрия. Отношение симметрии инвариантно относительно комбинации двух преобразований – взаимобмена статусами агентов системы и обращения их сравнительной активности.

Литература:

1. Вильсон, А.Дж. Энтропийные методы моделирования сложных систем. М.: Наука, 1978. – 248 с.
2. Касьянов, В. А. Субъективный анализ. – Киев: НАУ, 2007. – 512 с.
3. Ботвина Л. Р., Баренблатт Г. И. Автомодельность накопления повреждаемости // Проблемы прочности. – 1985. – №12. – С. 17–24.
4. Голицин Г. С., Мохов, И. И., Акперов М. Г., Бардин М. Ю. Функции распределения вероятностей для циклонов и антициклонов. // Докл. РАН. – 2007. – Т. 413, №2. – С. 254–256.
5. Делас, Н. И., Касьянов В. А. Предельно гиперболический закон распределения в самоорганизованных // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – 2012. – Т. 4, № 4 (58). – С. 13–18.
6. Делас, Н. И. Эволюция сложных систем с гиперболическим распределением // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – 2013. – Т. 3, № 4 (63).
7. Эндрюс, Г. Теория разбиений / Пер. с англ. – М.: Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1982. – 256 с.

МОДЕЛЮВАННЯ ПОСЛІДОВНОГО ОЦІНЮВАННЯ СЕРЕДНЬОГО МЕТОДОМ МАКСИМІЗАЦІЇ ПОЛІНОМУ

Заболотній С.В., Іващенко К.В.

Черкаський державний технологічний університет

18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730261

E-mail: s.zabolotnii@chdtu.edu.ua

Послідовний статистичний аналіз є спеціальним розділом математичної статистики, основною специфікою постановки задач якого є те, що рішення приймаються не на основі опрацювання вибірок фіксованого обсягу, а шляхом формування статистик із даних, що поступають у ході експерименту. Теоретичний базис підходів до вирішення задач послідовного аналізу був закладений в роботах Вальда ще у середині минулого століття [1]. Відомо, що послідовні методи надають більшу гнучкість при проведенні статистичного експерименту, і в багатьох ситуаціях є значно ефективніші, ніж традиційні статистичні процедури, з точки зору середнього обсягу спостережень. Ще однією позитивною властивістю послідовного аналізу є можливість застосування ефективних (з обчислювальної точки зору) рекурентних алгоритмів при формуванні результируючих статистик.

Відомо, що одним із практично важливих результатів фундаментальної роботи [2], в якій розвинуто новий метод статистичного оцінювання параметрів випадкових величин – метод максимізації полінома (ММПл) є теоретичне обґрунтування можливості застосування ММПл для знаходження оцінок параметрів із використанням ітеративних і рекурентних обчислювальних алгоритмів.

У даній роботі шляхом статистичного моделювання досліджуються особливості декількох варіантів алгоритмів послідовного оцінювання середнього (параметра зсуву) негаусових випадкових послідовностей, заснованих на застосуванні ММПл степені $S=2$, та здійснюється порівняння із лінійною послідовною оцінкою параметра (що еквівалентна оцінці ММПл при $S=1$).

На рис.1 представлено один із результатів проведеного в середовищі Mathcad моделювання на прикладі оцінювання середнього $\alpha=1$ випадкової послідовності $x(n)$ (рис.1,а), ймовірнісний характер якої описується кумулянтю $\kappa_2=2$ та кумулянтними коефіцієнтами асиметрії $\gamma_3=1.4$ і ексцесу $\gamma_3=3$. На рис.1,б наведено динаміку залежності 4-х типів послідовних оцінок $\hat{\alpha}(n)$ від кількості отриманих даних n . Оцінки перших 2-х типів, отримані із

застосуванням ММПл при $S=1$ та $S=2(1)$ обчислюються на основі відомого рекурентного співвідношення:

$$\hat{m}_i(n) = \frac{1}{n} [(n-1)\hat{m}_i(n-1) + x(n)],$$

де m_i - початковий момент i -го порядку.

Отримання послідовних оцінок 3-го та 4-го тупу (які є більш згладженими), базується на застосуванні для розв'язку квадратичного рівняння максимізації поліному рекурентних алгоритмів, заснованих на методі Ньютона-Рафсона ($S=2(2)$), та при додатковому використанні ітеративної процедури накопичення Фішера ($S=2(3)$), що при незначному зменшенні точності спрощує алгоритмічну реалізацію.

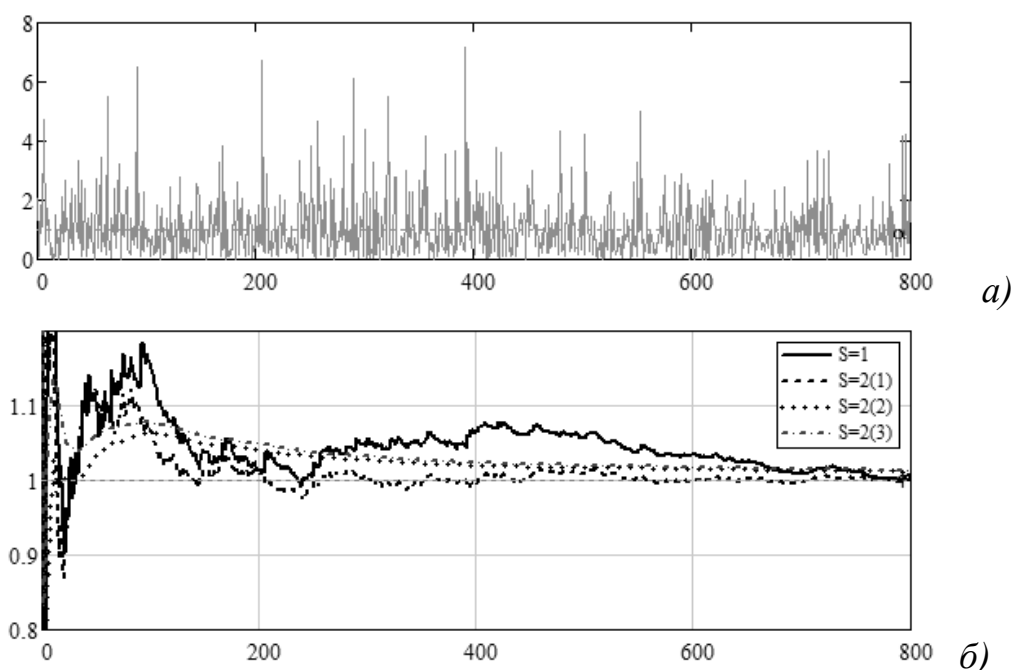


Рис. 1 – Послідовне оцінювання середнього

Наведені на рис.1 та інші отримані результати статистичного моделювання підтверджують працездатність запропонованих в [2] алгоритмів послідовного поліноміального оцінювання, заснованих на рекурентних процедурах Ньютона-Рафсона і ітеративній процедурі накопичення Фішера, та загальну ефективність застосування ММПл для тих ситуацій коли розподіл статистичних даних має відмінний від гаусового характер.

Література

1. Вальд А. Последовательный анализ. – М.: Физматлит, 1960. – 328 с.
2. Кунченко Ю.П., Лега Ю.Г. Оценка параметров случайных величин методом максимизации полинома. – К.: Наукова думка, 1991. – 180 с.

TO THE CONSTRUCTION OF THE ALGORITHM OF CALCULATION OF ONE OBJECTIVE OF FILTRATION OF STRUCTURED FLUIDS

Sh. Kayumov, M.M. Sagatov

Tashkent State Technical University 100095, Tashkent, st. Universitetskaya 2,
 phone: (998 71) 246-86-22 e-mail: informtgu@mail.ru

The tasks of filtration of structured fluids with a moving interface are actual problems of mathematical modeling of the process of fluid filtration in underground porous media. Movable boundaries arise in the process of displacement of one fluid by other fluids. This process also occurs during the filtration of anomalous fluids between perturbed and undisturbed filtering zones. Such phenomena also occur in the filtration of structured fluids between zones with a disrupted structure and zones of low mobility, etc. Consequently, the choice the solution method for such types of problems remains in demand for mathematical models describing these processes. [1]

Suppose that in the region Ω there are fluids with different physico-mechanical properties having interfaces $l(t)$. The tasks such types of filtration of fluids can be described by the following initial-boundary value problem.

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\bar{k}_\alpha \left(\frac{|\nabla u|}{\beta} \right) \frac{\partial u^{3-\alpha}}{\partial x} \right) = m_\alpha \frac{\partial u}{\partial t} + f_\alpha, \quad x \in \Omega, \quad t > 0 \quad (1),$$

with initial $U_0(x,0) = \varphi(x)$

and boundary $\bar{k}_\alpha \frac{|\nabla u|}{\beta} \frac{\partial u}{\partial x} |_{x=x_0} = \psi_0, \quad k(u) \frac{\partial u}{\partial x} |_{x=L} = \psi_1 \quad (3),$ as well as the conditions

on the interface $l(t)$:

$$\frac{dl}{dt} = -\beta K \frac{\partial u}{\partial x} |_{x=l(t)+0}, \quad l_0(t) = l(0) \quad (4), \quad u(l-0, t) = U(l+0, t) \quad (5).$$

$$\bar{k}_\alpha \frac{|\nabla u|}{\beta} \frac{\partial u}{\partial x} |_{x=l(t)-0} = K \frac{\partial u}{\partial x} |_{x=l(t)+0} \quad (6),$$

where

$$\alpha = \overline{1,2}, \quad \Omega = D_1 \cup D_2; \quad d_i = \{x: x_0 + (\alpha-1)(1-x_0) < x < 1 + (\alpha-1)(L-1)\}, \quad \beta = \frac{1}{m_\sigma}, \quad K = \frac{k_\alpha}{m_\alpha},$$

$$\bar{k}_\alpha \frac{|\nabla u|}{\beta}.$$

To construct the solution of problems (1) - (6), we denote by $W = K \frac{\partial u}{\partial x}$. (7)

Then (1) - (6) can be written as follows: $\frac{\partial w}{\partial x} = M \frac{\partial u}{\partial t} + f, \quad (8) \quad u(x, 0) = \varphi(x) \quad (9),$

$$AW |_{x=x_0} = \psi_0, \quad AW |_{x=L} = \psi_1 \quad (10), \quad \frac{dl}{dt} = \tilde{\beta} w |_{x=l(t)+0}, \quad l_0(t) = l(0)$$

$$U |_{x=l(t)-0} = U |_{x=l(t)+0}, \quad W |_{x=l(t)-0} = W |_{x=l(t)+0} \quad (11).$$

We sample the region Ω , we introduce in it a uniform grid [2]
 $\overline{W}_{h\tau} = \{x_i = ih, i = \overline{0, N}, h = \frac{1}{N}, t_j = j\tau, j = \overline{0, N_2}, \tau = \frac{1}{N_2}\}$.

Then the problems (7) - (11) after some calculations are reduced to the form:

$$a_{i+\frac{1}{2}}W_{i+\frac{1}{2}} - a_{i-\frac{1}{2}}W_{i-\frac{1}{2}} - \frac{h}{\tau}M_iU_i + \frac{h}{\tau}\Phi_i, i = \overline{1, n_i - 1} \quad (12);$$

$$W_{i-\frac{1}{2}} = K_{i-\frac{1}{2}} \frac{U_i - U_{i-1}}{h}, i = \overline{1, N} \quad (13);$$

$$U_i^0 = \varphi_i, i = \overline{0, N} \quad (14); a_0w_0 = \psi_0, a_1w_1 = \psi_1 \quad (15),$$

Suppose that the relationship between the flow W and the function U has the following relationship: $W_{i+\frac{1}{2}} = \frac{h}{\tau}(\alpha_i U_i + \beta_i)$ (16).

Performing the substitution $i = i-1$ and the support (16) in (12), we obtain

$$a_{i+1/2}W_{i+1/2} - \frac{h}{\tau}a_{i-\frac{1}{2}}\alpha_{i-1}U_{i-1} = \frac{h}{\tau}M_iU_i + \frac{h}{\tau}\Phi_i + \frac{h}{\tau}a_{i-\frac{1}{2}}\beta_{i-1},$$

$$U_{i-1} = \frac{K_{i-\frac{1}{2}}}{K_{i-\frac{1}{2}} + \frac{h^2}{\tau}\alpha_{i-\frac{1}{2}}}U_i - \frac{\frac{h^2}{\tau}\beta_{i-1}}{K_{i-\frac{1}{2}} + \frac{h^2}{\tau}\alpha_{i-\frac{1}{2}}} \quad (18).$$

From the relation (17), taking into account the substitution (18), we determine $W_{i+\frac{1}{2}}$:

$$W_{i+\frac{1}{2}} = \frac{h}{\tau} \frac{1}{a_{i+\frac{1}{2}}} \left(M_i + \frac{a_{i-\frac{1}{2}}\alpha_{i-1}K_{i-\frac{1}{2}}}{K_{i-\frac{1}{2}} + \frac{h^2}{\tau}\alpha_{i-\frac{1}{2}}} \right) U_i + \frac{h}{\tau} \frac{1}{a_{i+\frac{1}{2}}} \left(\Phi_i + \frac{a_{i-\frac{1}{2}}\beta_{i-1}K_{i-\frac{1}{2}}}{K_{i-\frac{1}{2}} + \frac{h^2}{\tau}\alpha_{i-\frac{1}{2}}} \right).$$

Let us compare (18) with (16) and obtain for calculating α_i and β_i recurrence relations

$$\alpha_i = \frac{1}{a_{i-\frac{1}{2}}} \left(M_i + \frac{a_{i-\frac{1}{2}}\alpha_{i-1}K_{i-\frac{1}{2}}}{K_{i-\frac{1}{2}} + \frac{h^2}{\tau}\alpha_{i-\frac{1}{2}}} \right), \beta_i = \frac{1}{a_{i+\frac{1}{2}}} \left(\Phi_i + \frac{a_{i-\frac{1}{2}}\alpha_{i-1}K_{i-\frac{1}{2}}}{K_{i-\frac{1}{2}} + \frac{h^2}{\tau}\alpha_{i-\frac{1}{2}}} \right).$$

Using expansions $a_{\frac{1}{2}}w_{\frac{1}{2}} = a_0w_0 + \frac{h}{2} \frac{\partial(aw)}{\partial x} |_{x=0} + o(h^2)$, And the boundary condition for $x = x_0 (x_0 = 0)$, we obtain for α_0 and β_0 initial values

$$\alpha_0 = 0,5 \frac{M_0}{a_{\frac{1}{2}}}, \beta_0 = \frac{1}{a_{\frac{1}{2}}} \left(\frac{\tau}{h} \psi_0 + 0,5 \Phi_0 \right). \quad \text{From (13) we find}$$

$$U_{i-1} = U_i - \frac{h}{K_{i-\frac{1}{2}}} W_{i-\frac{1}{2}}. \quad \text{We rewrite, taking into account the replacement}$$

$$i = i - 1 \text{ as: } W_{i-\frac{1}{2}} = \frac{h}{\tau}(\alpha_{i-1}U_{i-1} + \beta_{i-1}) \quad (23). \quad \text{Performing the substitution in}$$

(22) from (23), we obtain $W_{i-\frac{1}{2}} = \frac{h}{\tau} \alpha_{i-1} U_i - \frac{h^2}{\tau} \frac{\alpha_{i-1}}{K_{i-\frac{1}{2}}} W_{i-\frac{1}{2}} + \frac{h}{\tau} \beta_{i-1}$ (24). After

excluding U_i from (24) and (12), we have

$$W_{i-\frac{1}{2}} = \frac{\frac{\tau}{h^2} K_{i-\frac{1}{2}} A_{i+\frac{1}{2}}}{\frac{M_i}{\alpha_{i-1}} \left(\frac{\tau}{h^2} K_{i-\frac{1}{2}} + \alpha_{i-1} \right) + \alpha_{i-\frac{1}{2}}} W_{i+\frac{1}{2}} + \frac{\frac{1}{h} K_{i-\frac{1}{2}} (M_i \frac{\beta_{i-1}}{\alpha_{i-1}} - \Phi_i)}{\frac{M_i}{\alpha_{i-1}} \left(\frac{\tau}{h^2} K_{i-\frac{1}{2}} + \alpha_{i-1} \right) + A_{i-\frac{1}{2}}}.$$

Next, we need to find the value of the function U_n , in order to use formula (18). For this, from the expansion $a_{N-\frac{1}{2}} W_{N-\frac{1}{2}} = a_N W_N - \frac{h}{2} \frac{\partial (aw)}{\partial x} \Big|_{x=\alpha} + O(h^2)$, and from (16) with $i = N-1$ we find the values of U_n in the form

$$U_N = \left[\psi_1 - \frac{h}{2\tau} \Phi_N - a_{N-\frac{1}{2}} \frac{\beta_{N-1} K_{N-1}}{h \left(\alpha_{N-1} + \frac{\tau}{h^2} K_{N-\frac{1}{2}} \right)} \right] / \left[\frac{a_{N-\frac{1}{2}} \alpha_{N-1} K_{N-\frac{1}{2}}}{\alpha_{N-1} + \frac{\tau}{h^2} K_{N-\frac{1}{2}}} + \frac{h}{2\tau} M_N \right].$$

Thus, the authors propose the following algorithm of computational formulas: we construct an iterative process for nonlinear terms; define α_0 and β_0 ; for $i = 1, 2, \dots, N-1$ we successively find α_i and β_i by the formulas; we find U_N by formula , and $W_N = \psi_1/a_N$; for $i = N - 1, N - 2, \dots, 2, 1$ we calculate U_i from (18), and also, considering $W_{N-\frac{1}{2}} \approx W_N$, further define $W_{i-\frac{1}{2}}$ by the formula (25).

The position of the phase transition interface after each time step t_j is refined by

formulas (11) $l_j = l_{j-1} - \frac{\Delta\tau}{h} (U_{i+1} - U_i) = l_{j-1} - \Delta\tau W_i$, where

$W(\tilde{l}_j) = W_{j-1} + \frac{W_j - W_{j-1}}{h} (\tilde{l} - ih)$, and the resulting expression is refined by the formula $l_j = l_{j-1} - \frac{\Delta\tau}{2} (W_j + W(\tilde{l}))$. Iteration continues until the inequalities are fulfilled: $|l_j^s - l_{j-1}^s| < E_1, |U_{ij}^s - U_{ij}^{s-1}| < E_2$.

As the result of the application of the flow variant of the sweep method for the problem of filtration of fluids with moving boundaries, the obtained computational formulas of which can be used to calculate the indices of actual deposits development, when two fluids are displaced, for example, gas with water or gas with oil, or oil with gas condensate, etc.

Literature

1. Kayumov Sh, Iskanodzhiev I, and Narziev A. Construction of multiparametric mathematical models of the theory of filtration of structured and anomalously structured fluids (gas, gas condensate, oil and water). Proceedings of the scientific and technical conference "Oil and Gas of Western Siberia" Tyumen, 2011.
2. Marchuk G.I. Methods of computational mathematics. M: Science, 1980.-536 pp.

ОПИСАНИЕ И АНАЛИЗ КВАЗИПЕРИОДИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ РАСПРОСТРАНЯЮЩИХСЯ В СРЕДАХ С ПОГЛОЩЕНИЕМ И ДИСПЕРСИЕЙ

В.И. Луценко¹, И.В. Луценко¹, Ло Иян², А.В. Соболяк³

¹Институт радиофизики и электроники им. А.Я. Усикова НАН Украины

²Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского (ХАИ)

³Государственное предприятие Харьковское конструкторское бюро по машиностроению им. А.А. Морозова

Корреляционный интеграл является достаточной статистикой, используемой при обнаружении сигналов на фоне гауссовых шумов [1]. Теория разрешения основывается на использовании двумерной корреляционной функции – функции неопределенности по времени и частоте [1]. Распознавание типов сигналов, оптимальная фильтрация, корреляционные методы наведения также основаны на использовании корреляционной обработки. В настоящей работе введено понятие модифицированного корреляционного интеграла, и его Фурье образа в виде согласованного фильтра, которые могут использоваться при решении задач обнаружения, измерения и распознавания объектов в средах с дисперсией и потерями.

Модифицированная корреляционная функция, учитывает возможную деформацию временного масштаба

$$Z(\tau, b) = \int_0^{\infty} X(t) Y\left(\frac{t-\tau}{b}\right) dt \quad (1)$$

Фурье образы сигналов:

$$X(t) \Rightarrow X(i\omega) = \int_0^{\infty} X(t) \exp(-i\omega t) dt, Y\left(\frac{t}{b}\right) \Rightarrow Y(bi\omega) = \int_0^{\infty} Y\left(\frac{t}{b}\right) \exp(-i\omega t) dt \quad (2)$$

также имеют деформированный масштаб по частоте. Такое преобразование полезно для описания процессов, например, при разных длинах волн РЛС. При этом доплеровское смещение частоты F_i сигнала, рассеянного движущимся со скоростью V объектом:

$$F_i = \frac{2V}{\lambda_i} = 2V \frac{f_i}{c}, \quad (3)$$

где λ_i = длина волны и f_i частота i облучающего сигнала существенно отличается для РЛС с разными длинами волн, что не позволяет осуществлять их совместную когерентную обработку и анализ. Если доплеровские частоты пересчитать через коэффициент $\frac{\lambda_i}{2}$ в скорости движения рассеивателей (3), то полученные спектры можно сравнивать и совместно обрабатывать [2]. При распространении волнового пакета в среде с комплексной постоянной распространения \dot{k} каждая из его спектральных составляющих $S(\omega)$ может быть записана в виде:

$$\dot{S}(\omega) = \dot{S}(\omega) \exp(i(\omega t - \dot{k}z)) = \exp(i\omega(t - \frac{z}{c}n') - \omega \frac{z}{c}n'') \quad (4)$$

где $\dot{k} = k' - ik'' = k_0(n' - in'')$, а n', n'' - действительная и мнимая часть коэффициента преломления среды, $k_0 = \frac{\omega}{c}$ - волновое число, c - скорость света. При этом действительная часть коэффициента преломления среды, входящая в первый сомножитель влияет на фазовое запаздывание спектральной компоненты $\varphi(\omega, z) = \omega(\frac{z}{c}n') = \omega\tau_0 n'$, где τ_0 - временное запаздывание в вакууме при распространении волны на расстояние z , а $\tau_0 n'$ - учитывает его увеличение в среде с коэффициентом преломления n' .

Мнимая часть коэффициента преломления среды, входящая во второй сомножитель описывает затухание $L(\omega, z) = \exp(-\omega \frac{z}{c}n'')$ спектральных компонент сигнала при распространении. В случае дисперсной среды, т.е., когда коэффициент преломления $n' = n'(\omega)$ зависит от частоты (длины волны), как видно из (4) различные частотные компоненты получают разную временную задержку и, кроме того, по разному затухают в среде.

Использование модифицированной корреляционной функции также может быть полезно при описании квазипериодических процессов у которых меняется период, например акустических шумов двигателя. На рис. 1 а приведены временные реализации акустического шума дизеля при различных оборотах - рис. 1 а и их двумерные модифицированные взаимно корреляционные функции рис. 1 б и сечения рис. 1 в.

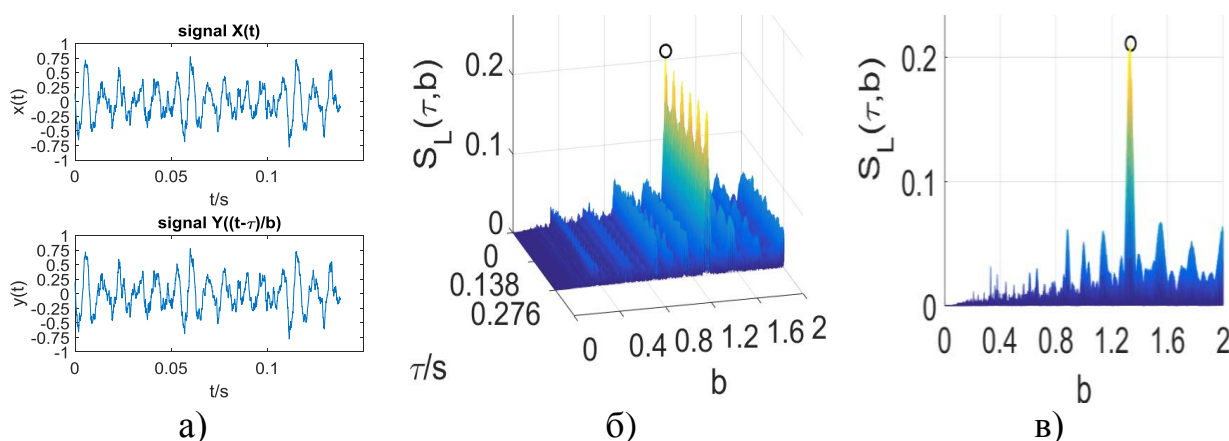


Рис. 1. Временные реализации (а), двумерные модифицированные корреляционные функции (б) и их сечения (в) для акустического шума дизеля при различных оборотах Коэффициент масштабирования (1) - $b=1,33$.

Предлагаемый подход открывает новые возможности для анализа квазипериодических процессов, в том числе при распространения волн в средах с дисперсией и поглощением.

Литература

- [1] Радиоэлектронные системы: основы построения и теория. Справочник / Ширман Я.Д., Лосев Ю.И., Минервин Н.Н., Москвитин С.В., Леховицкий Д.И. / под. ред. Я.Д. Ширмана.- М.: МАКВИС, 1998. – 828с.
- [2] V.I. Lutsenko Propagating in Media with Absorption and Dispersion / V.I. Lutsenko, I.V. Lutsenko, I.V. Popov, A.V. Sobolyak // International Kharkov Symposium on Physics and Engineering of Microwaves, Millimeter and Submillimeter Waves. -Kharkov, Ukraine, June 21-24, 2016 – 1 электрон. опт. диск (CD – ROM).

**МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ НЕКОТОРЫХ КЛАССОВ
НЕЛИНЕЙНЫХ ДИСКРЕТНЫХ СИГНАЛОВ ДЛЯ ПРИМЕНЕНИЯ
В ТЕЛЕКОММУНИКАЦИОННЫХ СИСТЕМАХ
КРИТИЧНОГО НАЗНАЧЕНИЯ**

Морозов В.

Харківський національний університет імені В. Н. Каразіна

61000, Харків, майдан Свободи, 4

E-mail: ilissar@hotmail.com, тел. (095) 1072619

В ряде приложений телекоммуникационных систем (ТКС) критического назначения информационный обмен осуществляется в условиях внутренних и внешних негативных воздействий. В качестве примера внутренних воздействий могут выступать помехи, создаваемые другими станциями входящих в многопользовательскую систему относительно данной. Под внешними воздействиями понимают преднамеренные помехи, устанавливаемые станциями противодействия. Задачами станции-постановщика преднамеренных помех являются препятствие нормальной работы данной многопользовательской системы по обеспечению надежного информационного обмена с минимальными затратами. Под задачей построения защищенной ТКС понимаем создание системы, устойчивой к воздействию множества различных угроз. В многопользовательских ТКС при передаче информации на значительные расстояния мощность преднамеренной помехи на входе приемного устройства в его полосе пропускания может значительно превышать мощность полезного сигнала, передаваемого одной из станций данной ТКС.

В процесс решения целого ряда узловых проблем развития радиотехнических систем различного назначения привело к идее сложных широкополосных систем. К основным достоинствам таких систем можно отнести [1]:

- достижение высокой помехоустойчивости по отношению к узкополосной помехе без увеличения энергии сигнала и пиковой мощности;
- возможность повышения защищенности системы от заградительной помехи (спектр помехи покрывает спектр сигнала) в условиях ограничений как на пиковую мощность полезного сигнала, так и на мощностной ресурс постановщика помех на основе использования сигналов с большим значением частотно-временного произведения полосы частот сигнала (F) на его длительность (T);
- возможность системы предотвращать обнаружение своего сигнала потенциальным перехватчиком на основе использования сигналов с распределенным спектром, обладающих максимально возможным значением выигрыша от обработки FT ;
- возможность применения сигналов с практически не раскрываемой структурой и многое другое.

В широкополосных системах нашли своё применение дискретно-кодированные сигналы (ДКС), в которых манипулируемые параметры (амплитуда, фаза, частота) изменяются через строго фиксированные интервалы времени. С помощью дискретных последовательностей (ДП) задается закон применения манипулируемого параметра в ДКС, которые полностью определяют свойства ДКС и часто отождествляются с ними. По этой причине исследователи широкополосных систем уделяют большое внимание анализу, синтезу и обработке ДП.

Проектирование широкополосных систем во многом основывается на нахождении ДКС с соответствующими ансамблевыми, корреляционными, структурными, технологическими и другими свойствами [2]. Под технологическими свойствами ДКС понимают существование регулярных правил и алгоритмов формирования ДП, допускающих возможность аппаратной, программно-аппаратной и программной их реализации.

Анализ результатов исследований [2-4], приведенных в докладе, указывают на возможность применения сигналов с нелинейными законами

построения в телекоммуникационных системах и сетях критического назначения. Использование нелинейных дискретных последовательностей в качестве манипулирующих последовательностей для формирования сложных широкополосных сигналов позволит разрешить противоречие между разрешающей способностью и дальностью действия систем, повысить их помехоустойчивость, скрытность и электромагнитную совместимость, повысить эффективность использования радиодиапазона за счет кодового разделения каналов. Для ряда приложений телекоммуникационных систем требуются особые корреляционные, ансамблевые, структурные, технологические и другие свойства. В докладе представлены результаты сравнительного анализа ансамблевых, корреляционных, структурных свойств. Представлено описание комплекса программных средств, позволяющего реализовывать синтез и исследование свойств, представленных в работе нелинейных дискретных сигналов.

Список литературы:

1. Ipatov Valery P. Spread Spectrum and CDMA. Principles and Applications / Valery P. Ipatov. University of Turku, Finland and St. Petersburg Electrotechnical University 'LETI', Russia. - John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England, 2005. – 385 p.
2. Замула А.А. Перспективы применения нелинейных дискретных сигналов в современных телекоммуникационных системах и сетях / Замула А.А., Семенко Е.А // Системи обробки інформації:– Х.: ХУПС, 2015. – Вип. 5 (130).– С. 129 - 134.
3. Gorbenko I.D., Zamula A.A., Semenko Ye.A. Ensemble and correlation properties of cryptographic signals for telecommunication system and network applications // Telecommunications and Radio Engineering. - Volume 75, 2016 Issue 2. pages 169-178.
4. Замула, А.А. Ансамбли дискретных сигналов с минимальными значениями боковых лепестков функций корреляции / Замула А.А. // Системи обробки інформації:– Х.: ХУПС, 2015. – Вип. 10 (135).– С. 35-39.

УДК 621.396.982.2

**ПОСТРОЕНИЕ МОДЕЛЕЙ АДДИТИВНОГО ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ
ПОСТОЯННОГО СИГНАЛА И КОРРЕЛИРОВАННОЙ НЕГАУССОВОЙ
ПОМЕХИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ СТАТИСТИЧЕСКИХ
ХАРАКТЕРИСТИК ВЫСШИХ ПОРЯДКОВ**

В.В. Палагин, А.В. Ивченко, Д.А. Ведерников

Черкасский государственный технологический университет

бул.Шевченко, 460 г.Черкаси, 18006 тел.: (0472) 73-02-61

E-mail: sania_ivchenko@ukr.net

В последнее время при статистической обработке случайных данных широко используют статистические характеристики. Эффективность описания негауссовых случайных процессов с помощью моментных и кумулянтных функций отмечалась в работах А.Н. Ширяева, С.А. Прохорова, О.И. Шелухина Д. Бриллинджера, А.Н. Колмогорова, А.Н. Малахова, Ю.П. Кунченка. Работ, посвященных рассмотрению методов обработки случайных процессов по статистическим характеристикам низших порядков значительно больше, что может объясняться простотой алгоритмической обработки. В системах радиолокации, радионавигации в каналах связи встречается большое количество коррелированных помех, математическая модель которых может быть представлена в виде случайного процесса, который имеет многомоментное описание [1]. В работе рассматриваются особенности математического описания случайных процессов, которые представляют собой аддитивную смесь полезного сигнала $S(\vartheta)$ и негауссовой коррелированной помехи $\eta(t)$, т.е. $\xi(t) = S(\vartheta) + \eta(t)$. В качестве функций, с помощью которых можно представить основные свойства рассматриваемого процесса, выбираются статистические характеристики высших порядков. Такой выбор может быть полезным для разработки новых алгоритмов обработки коррелированных негауссовых процессов.

Рассмотрим случай, когда из наблюдаемого процесса $\xi(t)$ осуществляется выборка $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ объемом n . Предположим, что выборочные значения x_v одинаково распределены и имеют вид:

$$x_v = S_g + \eta_v, \quad v = \overline{1, n}, \quad (1)$$

где для краткости обозначено $S_g = S(\vartheta)$.

Коррелированность помехи $\eta(t)$ и ее негауссовый характер может быть представлен моментными и кумулянтными функциями разных порядков [2,3].

На основе предложенной в [4] классификации перфорированных негауссовских процессов в работе [5] получили дальнейшее усовершенствование моментно-кумулянтные модели коррелированных негауссовых случайных процессов. На основе такого подхода получены новые математические модели случайного процесса (1), на основе которых разработаны новые методы оценивания неизвестных параметров ϑ полезного сигнала $S(\vartheta)$.

При данной постановке задачи моментно-кумулянтная модель случайного процесса $\xi(t)$ может быть представлена с помощью моментов одномоментного и двухмоментного распределения.

$$m_1 = \alpha_1 + S_g, \quad m_2 = \alpha_2 + 2\alpha_1 S_g + S_g^2, \quad m_3 = \alpha_3 + 3\alpha_2 S_g + 3\alpha_1 S_g^2 + S_g^3,$$

$$m_4 = \alpha_4 + 4\alpha_3 S_g + 6\alpha_2 S_g^2 + 4\alpha_1 S_g^3 + S_g^4,$$

$$m_5 = \alpha_5 + 5\alpha_4 S_g + 10\alpha_3 S_g^2 + 10\alpha_2 S_g^3 + 5\alpha_1 S_g^4 + S_g^5,$$

$$m_6 = \alpha_6 + 6\alpha_5 S_g + 15\alpha_4 S_g^2 + 20\alpha_3 S_g^3 + 15\alpha_2 S_g^4 + 6\alpha_1 S_g^5 + S_g^6,$$

где α_i - начальные моменты ассиметричной помехи [5].

Для аддитивной смеси сигнала и ассиметричной помехи моменты двухмоментного распределения будут соответственно равны:

$$m_1(0, \tau) = \alpha_1(0, \tau) + S_g, \quad m_2(0, \tau) = \alpha_2(0, \tau) + 2\alpha_1(0, \tau)S_g + S_g^2,$$

$$m_3(0, \tau, \tau) = \alpha_3(0, \tau, \tau) + 3\alpha_2(0, \tau)S_g + 3\alpha_1(0, \tau)S_g^2 + S_g^3,$$

$$m_4(0, \tau, \tau, \tau) = \alpha_4(0, \tau, \tau, \tau) + 4\alpha_3(0, \tau)S_g + 6\alpha_2(0, \tau)S_g^2 + 4\alpha_1 S_g^3 + S_g^4,$$

$$m_4(0,0, \tau, \tau) = \alpha_4(0,0, \tau, \tau) + 4\alpha_3(0, \tau, \tau)S_9 + 6\alpha_2(0, \tau)S_9^2 + 4\alpha_1S_9^3 + S_9^4,$$

$$m_5(0,0, \tau, \tau, \tau) = \alpha_5(0,0, \tau, \tau, \tau) + 5\alpha_4(0,0, \tau, \tau)S_9 + 10\alpha_3(0, \tau, \tau)S_9^2 + \\ + 10\alpha_2(0, \tau)S_9^3 + 5\alpha_1S_9^4 + S_9^5,$$

$$m_6(0,0,0, \tau, \tau, \tau) = \alpha_6(0,0,0, \tau, \tau, \tau) + 6\alpha_5(0,0, \tau, \tau, \tau)S_9 + 15\alpha_4(0,0, \tau, \tau)S_9^2 + \\ + 20\alpha_3(0, \tau, \tau)S_9^3 + 15\alpha_2(0, \tau)S_9^4 + 6\alpha_1S_9^5 + S_9^6,$$

где α_i - моментные функции двухмоментного распределения асимметричной коррелированной помехи [5].

В на основании предложенных математических моделей применен адаптированный метод максимизации полинома (метод Кунченко) [6] для нахождения неизвестных оценок параметров полезного сигнала $S(9)$ при аддитивном воздействии коррелированных негауссовых помех. Полученные результаты оценивания являются более эффективными по сравнению с известными результатами.

Литература

1. Журбенко И.Г. Анализ стационарных и однородных случайных систем. – М.: Изд-во моск. ун-та, 1987. - 240 с.
2. Малахов А.Н. Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований. – М.: Сов. Радио, 1978. - 376 с.
3. Кунченко Ю.П. Нелинейная оценка параметров негауссовских радиотехнических сигналов. – К.: Выща шк., 1987. - 191с.
4. Y.Kunchenko: 'Polynomial parameter estimations of Close to Gaussian Random Variables', Shaker Verlag, Aachen, 2002.
5. Палагін В.В. Особливості оцінювання параметрів статистично залежних випадкових величин / В.В. Палагін, О.В. Івченко // Вісник ЧДТУ. - 2009. - №1. — С.73–78.
6. Палагін В.В. Адаптація методу максимізації полінома для оцінки параметрів випадкових величин за статистично залежною вибіркою / В.В. Палагін, О.В. Івченко // Системи обробки інформації. Харківський університет повітряних сил ім. І.Кожедуба, 2009. - Вип. 2(76). - С. 118–123.

РЕЗОНАНСНИЙ СПОСІБ СЕЛЕКЦІЇ СИГНАЛІВ В ПРИКЛАДНИХ РАДІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМАХ

Пархомей І.Р., Юшкевич О.Е.

Київ, Національний технічний університет України

“Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського”

03056, Київ, вул. Політехнічна 12, 17-й корпус, радіотехнічний факультет

E-mail: alexandery41@gmail.com , тел. (095) 157 49 94

В наш час негативний вплив взаємних завад на ефективність роботи радіотехнічних систем та комплексів значно збільшився. Це пов'язане не тільки зі збільшенням кількості одночасно працюючих радіоелектронних засобів, але й ще більшою мірою із широким застосуванням складних радіоелектронних комплексів.

Усе більша кількість взаємних завад змушує шукати нові підходи для виділення корисних сигналів з апріорно заданими параметрами на тлі інших сигналів. Велика кількість реальних фізичних систем має фрактальну природу, яка характеризується значеннями однієї або декількох відповідних фрактальних розмірностей [4].

Фрактальні властивості, які можуть бути використані для селекції корисних сигналів у радіотехнічних системах, мають поверхні шорсткуватих провідників антен.

Елементарний випромінюючий елемент має циліндроподібну форму (рис. 1).

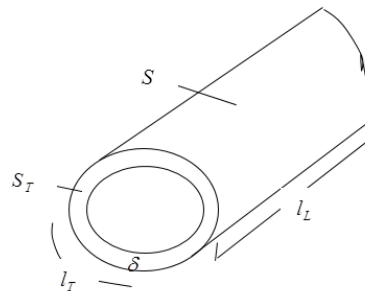


Рис.1 Зразок провідника із фрактальною зовнішньою поверхнею

Отже, li і lr - його фрактальні довжини, поздовжня й поперечна (периметр), а S - фрактальна площа поверхні елементарного випромінювача, укладена між поперечними перерізами, що відстоять друг від друга на відстані li .

Для довільної фрактальної поверхні повинна виконуватися нерівність $S \neq li \cdot lr$. Якщо уздовж циліндра прикладений змінний електричний потенціал з амплітудою V і частотою ω . Відповідна глибина скін-шару визначається виразом:

$$\delta = \sqrt{\frac{2}{\gamma\mu\omega}} \quad (1)$$

де γ, μ - відповідно електропровідність та магнітна проникність речовини, які залежать від її електромагнітних властивостей.

Фрактальні величини lr , li і S породжують фрактальні розмірності dr , di , ds , задаючи їх за допомогою співвідношень:

$$l_L = \frac{1}{\delta^{d_S-1}} \quad (2)$$

$$l_T = \frac{1}{\delta^{d_T-1}} \quad (3)$$

$$S = \frac{1}{\delta^{d_S-2}} \quad (4)$$

Енергія P , що розсіюється провідною речовиною, визначається виразом:

$$P = \int j(r)E(r)d^3r \quad (5)$$

де $j(r)$ – щільність струму;

$E(r)$ – напруженість електричного поля в точці r .

За законом Ома $j(r) = \gamma E(r)$, що дозволяє описати співвідношення (5) у вигляді:

$$P = \sigma \int E^2 d^3r = \sigma \langle E^2 \rangle_{СКІН} \int d^3r = \sigma \langle E^2 \rangle_{СКІН} S \delta \quad (6)$$

Де «скін» означає обсяг $\mathcal{V} \equiv \int_{\text{СКІН}} d^3r = S\delta$ шару речовини в якому електричне поле істотно відмінне від нуля.

Якщо проводиться експеримент із фіксованою щільністю електромагнітного поля то з виразу (6) одержуємо:

$$P \approx S\delta = \delta^{3-d_S} \tag{7}$$

і

$$R \approx \omega^{\frac{1+2d_L-d_S}{2}} \tag{8}$$

У випадку $d_L = d_T = d_S - 1$, зі співвідношень випливає, що вимір R , як функції від ω , дозволяє визначити d_L .

В експериментах обох типів (із проходженням електричного струму й фіксованою щільністю електромагнітного випромінювання в порожнині) просторовий розподіл електромагнітного струму еволюціонує із частотою ω . Що дозволяє полю дослідити фрактальну розмірність системи [6].

Якісно-просторовий розподіл електромагнітного поля зовні (усередині) речовини в експерименті з фіксованою щільністю електромагнітного випромінювання в порожнині (проходження змінного електричного струму) наведений на рис.2а й 2б.

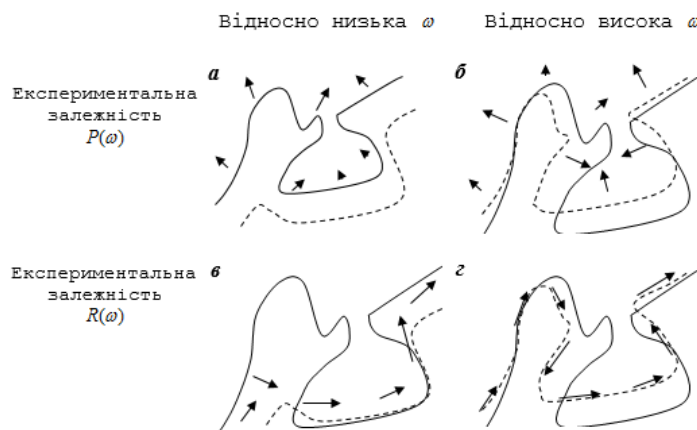


Рис.2 Збільшене зображення поверхні провідника.

Штриховою лінією показаний скін-шар у речовині при певній частоті. В експерименті з фіксованою щільністю електромагнітного випромінювання в порожнині показане електричне поле зовні провідника (а й б); в

експерименті із проходженням електричного струму показане електричне поле усередині провідника (в та г).

Для реалізації фрактальної селекції необхідно встановити відповідність між значенням фрактальної площі апертури антени відповідного радіотехнічного засобу й законом зміни амплітуди сигналу у точці спостереження $P(x, y, z)$ на певних інтервалах часу [3].

У випадку спрямованого випромінювання радіосигналу антеною довільної апертури із площею S^* фрактальної розмірності, результуюче поле у точці спостереження $P(x, y, z)$, в кожний конкретний момент часу, розраховується шляхом інтегрування елементарних елементів випромінювання на майданчику $l_l \cdot l_T$ за всією площею апертури з відповідним розподілом $G(\xi, \eta)$ і виражається рівнянням:

$$F(P) = \frac{1}{4\pi} \int_{S^*} G(\xi, \eta) \frac{e^{-ikr}}{r} \left[\left(ik + \frac{1}{r} \right) \cos(n, r) + ik \cos(n, S) \right] l_L l_T, \quad (9)$$

Список використаних джерел

1. Дудник П. Радиолокационные антенные устройства / П. Дудник. — М.: «Сов. радио», 1977 – 408 с.
2. Стеклов В.К. Теорія електричного зв'язку / В.К. Стеклов, Л.Н. Беркман — К.: «Техніка», 2006 – 390 с.
3. Пархомей І.Р. Резонансні методи отримання і використання інформації в радіотехнології / І.Р. Пархомей, С.В. Толюпа, В.А. Дружинін — К.: Видавництво ДУІКТ, 2011 – 213 с.
4. Дорохов А. Расчет и конструирование антенно-фидерных устройств / А. Дорохов. — Х.: ХГУ, 1960 – 284 с.
5. Jackson J. Classical Electrodynamics / J. Jackson. — NY: Wiley and Sons, 1975 – 699p.
6. Bale H. D. Small-Angle X-Ray-Scattering Investigation of Submicroscopic Porosity with Fractal Properties / H. D. Bale, P.W. Schmidt // Physical Review Letters 53 — 1984. — №596.

АЛГОРИТМИ ЧИСЕЛЬНОЇ РЕАЛІЗАЦІЇ МОДЕЛЕЙ ЕЛЕКТРИЧНИХ КІЛ, ЩО ОПИСУЮТЬСЯ ІНТЕГРАЛЬНИМИ РІВНЯННЯМИ

ТИПУ ВОЛЬТЕРРИ**Симонець О.В., к.т.н., доцент Ключка К.М.**

Черкаський державний технологічний університет

18000, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730256

E-mail: alex.simonets@gmail.com

Для розв'язання інтегральних рівнянь Вольтерри можуть бути застосовані аналітичні, операційні, квадратурні, ітераційні та інші методи. Пряме застосування аналітичних та ітераційних методів розв'язання інтегральних рівнянь може бути пов'язане з певними труднощами при створенні високопродуктивних алгоритмів і, тим більше, структур спеціалізованих засобів обчислювальної техніки, призначених для реалізації непараметричних моделей динамічних систем.

Одним з ефективних методів наближеного розв'язання інтегральних рівнянь є метод квадратур, важливою перевагою якого є простота його реалізації та висока стійкість обчислювальних алгоритмів. При розв'язуванні рівнянь I роду стійкість забезпечується за рахунок регуляризованих властивостей методу, причому параметром регуляризації є крок квадратури. Інтегральні рівняння Вольтерри I роду описують задачу відновлення вхідних сигналів, що поступають на об'єкт, при відомій його динамічній характеристиці і вихідному сигналі, що вимірюється. Особливості рівнянь вимагають цілеспрямованого вибору чисельних алгоритмів для розв'язування. Виходячи з компромісу між складністю обчислювального процесу і точністю результатів, можуть бути вибрані різні модифікації методу квадратур. Достатньо ефективними при розв'язуванні задач з «інженерною» точністю виявляються алгоритми на основі формул прямокутників і трапецій.

Як відмічено в [1], при розв'язанні рівнянь Вольтерри потрібно також враховувати можливість обчислень з великим числом кроків. Така ситуація має місце при моделюванні динамічних об'єктів в природному часі, коли проміжок інтегрування може бути дуже великим або навіть наперед невідомим. Важливою особливістю обчислень при цьому є накопичення похибок із зростанням числа кроків, яке визначається не стільки величиною кроку і точністю обчислень на ньому, скільки вдалим або невдалим вибором способу заміни інтеграла кінцевою сумою.

Для забезпечення високої швидкості обчислень достатньо ефективним є використання властивості роздільності ядер [2]

$$\int_a^t K(t,s)y(s)ds = \int_a^t \sum_{i=1}^m \alpha_i(t)\beta_i(s)y(s)ds = \sum_{i=1}^m \alpha_i(t) \int_a^x \beta_i(s)y(s)ds. \quad (1)$$

При цьому, на відміну від традиційного квадратурного алгоритму, забезпечується незмінна кількість обчислень на кроці, тобто отримано швидкодіючий алгоритм, який може бути основою побудови швидкодіючих програмних засобів та спеціалізованих обчислювачів при розв'язанні задач

аналізу динаміки електричних кіл у реальному часі.

При розв'язанні систем інтегральних рівнянь Вольтерри, що описують складні електричні кола, добре зарекомендував себе метод колокацій [3], заснований на заміні функцій кусково-гладкими поліномами. Значною перевагою алгоритмів на основі методу колокацій є велика гнучкість при виборі параметрів заміни функцій кусково-гладкими поліномами.

Г. Є. Пуховим запропонований інший метод чисельного розрахунку систем інтегральних рівнянь – метод диференціальних тейлоровських (ДТ) перетворень. ДТ – перетворення засновані на зображенні функцій в точці $t = t_i$ рядами Тейлора і пов'язують функцію – оригінал $x(t)$ і функцію – зображення $X(k)$ виразами

$$x(t) = \sum_{k=0}^{\infty} X(k) \left(\frac{t-t_i}{H} \right)^k \rightarrow X(k) = \frac{H^k}{k!} \left[\frac{d^k x(t)}{dt^k} \right]_{t=t_i}, \quad (2)$$

де $k = 0, 1, 2, \dots, \infty$.

Застосування такого роду перетворень дозволяє отримати розв'язок в чисельно-аналітичній формі на нескінченному інтервалі і регулювати його точність зміною як кроку дискредитації так і порядку чисельної схеми.

При моделюванні сучасних складних електротехнічних систем часто виникає необхідність у відтворенні властивостей окремих елементів схеми з високим ступенем адекватності. Оскільки електротехнічні системи в багатьох випадках є нелінійними об'єктами, доводиться мати справу із нелінійними моделями, в тому числі у вигляді нелінійних інтегральних рівнянь та їх систем. Для розв'язування нелінійних інтегральних рівнянь Вольтерри можуть бути використані високоточні алгоритми [2]. Алгоритми базуються на застосуванні до інтегрального члена рівняння п'яти- і семиточкових квадратурних формул Ньютона-Котеса замкнутого типу.

Література

1. Ключка К.М. Моделювання динаміки електричних кіл на основі непараметричних інтегральних моделей / К.М. Ключка // Вісник Черкаського державного технологічного університету. – 2013. – № 2. – С. 98.
2. Ключка К. М. Методи та алгоритми розрахунку перехідних процесів в електричних колах на основі інтегральних динамічних моделей : автореф. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : спец. 05.09.05 “Теоретична електротехніка” / К. М. Ключка – Київ, 2012. – 20 с.
3. Верлань А. Ф. Интегральные уравнения : методы, алгоритмы, программы : Справочное пособие / А. Ф. Верлань, В. С. Сизиков. – К.: Наукова думка, 1986. – 543 с.

О ПОСТРОЕНИИ АЛГОРИТМОВ РЕШЕНИЯ ИНТЕГРАЛЬНЫХ УРАВНЕНИЙ ВОЛЬТЕРРА I РОДА

В ЗАДАЧАХ ВОССТАНОВЛЕНИЯ СИГНАЛОВ**Стертен Ю.**

Норвежский университет науки и технологии (NTNU)

Норвегия, г. Гйовик

Email: jo.sterten@ntnu.no

В последние десятилетия наблюдается значительное расширение области приложения интегральных уравнений первого рода типа Вольтерра. В круг многочисленных естественнонаучных приложений этого класса уравнений входят задачи восстановления сигналов, поступающих на входы измерительных приборов и систем наблюдения, которые ввиду реальности своих характеристик вносят искажения в наблюдаемые и регистрируемые данные. Отличительная особенность данного класса задач [2] заключается в проведении при их решении исследований на стыке традиционных численных методов и методов решения некорректных задач. Таким образом, изучение особенностей методов решения интегральных уравнений Вольтерра I рода является актуальной научной проблемой.

Линейное интегральное уравнение Вольтерра I рода имеет вид

$$\int_a^b K(x,s)y(s)ds = f(x), \quad x,s \in [a,b] \quad (1)$$

При исследовании и решении таких уравнений требуются дополнительные ограничения по сравнению с уравнениями Вольтерра II рода. Если $K(a, a) \neq 0$ и если функции $f(x)$, $K(x, s)$ допускают производные $f'(x)$, $K'(x,s)$, непрерывные в интервале (a, b) , заключенном в интервале интегрирования, внутри которого $K(x, x)$ не обращается в нуль, то уравнение Вольтерра I рода допускает в этом интервале (a, b) непрерывное и единственное решение.

К важной и распространенной разновидности уравнений Вольтерра I рода относятся уравнения типа свертки, имеющие в общем случае вид

$$\int_a^x K(x-s)y(s)ds = f(x), \quad x, s \in [0, b], \quad (2)$$

частными случаями которого являются уравнения с разностными степенными ядрами. Особенности уравнений вида (2) позволяют применять для их решения операционный метод.

Специфика задачи решения уравнений Вольтерра I рода состоит в том, что она является в определенном смысле промежуточной между задачами решения уравнений Вольтерра II рода и Фредгольма I рода. Если задача решения уравнения Вольтерра II рода является корректной и эффективно решается классическими методами (квадратур, итераций и др.), а задача решения уравнения Фредгольма I рода — является некорректной в любых «разумных» функциональных пространствах и решается специальными методами (регуляризации, квазирешений и др.), то задача решения уравнения Вольтерра I рода может быть корректной и некорректной в зависимости от того, в каких пространствах она рассматривается и каким методом решается [1,2].

Для решения интегральных уравнений Вольтерра применяются аналитические, операционные, квадратурные, итерационные и другие методы [1-4]. Применение аналитических методов решения уравнений Вольтерра возможно лишь в некоторых частных случаях, прежде всего, при аналитическом задании ядра и правой части решаемого уравнения. Некоторые принципиальные трудности имеются также при применении аналитических методов к задачам восстановления входных сигналов динамических систем, что объясняется в том числе и тем, что ядро и правая часть системы уравнения обычно имеют экспериментальное происхождение.

Одним из эффективных методов приближенного решения интегральных уравнений является метод квадратур [1], важным достоинством которого являются простота его реализации и высокая устойчивость вычислительных алгоритмов. Устойчивость при этом обеспечивается за счет регуляризирующих свойств метода, причем параметром регуляризации

является шаг квадратуры. Необходимо отметить, что использование формулы левых и средних прямоугольников, а также трапеций для решения интегральных уравнений Вольтерра, обеспечивают сходимость метода, благодаря специфическим соотношением весов указанных квадратур.

Таким образом, с одной стороны, уравнения Вольтерра I рода являются частным случаем уравнений Фредгольма I рода, решение которых представляет собой явно некорректную задачу, и допускают тем самым возможность применения соответствующих классических методов регуляризации. С другой стороны, при определенных ограничениях, например при «хорошей» гладкости ядра и правой части, уравнения Вольтерра I рода относятся к корректно поставленным задачам и допускают непосредственное применение прямых методов, основанных на дискретизации исходного уравнения.

Поэтому наиболее оптимальным является путь, состоящий в использовании регуляризирующих свойств приемов дискретизации и позволяющий благодаря этому совместить достоинства первых двух подходов — помехоустойчивость методов регуляризации и простоту алгоритмов прямых методов дискретизации. Следует отметить, что и это направление в области методов решения уравнений Вольтерра I рода не лишено недостатков, поскольку при его реализации нецелесообразно и даже недопустимо применение точных квадратурных формул, а значит, и невозможно существенное повышение точности разрабатываемых конкретных методов.

Литература

1. Верлань А.Ф., Сизиков В.С. Интегральные уравнения: Методы, алгоритмы, программы. — К: Наук. думка, 1986. — 542 с.
2. Апарцин А.С. Численное решение интегральных уравнений 1 рода типа Вольтерра. — Иркутск, 1981. — 26 с. — (Препринт/ СЭИ; № 1).

ВПЛИВ РАМАНІВСЬКОГО РОЗСІЮВАННЯ НА ПОШИРЕННЯ ОПТИЧНОГО СИГНАЛУ У ОПТИЧНИХ ВОЛОКНАХ

Чорній А.М., к.т.н., Кейсар Мадж, Муафак Кавадрі

Черкаський державний технологічний університет,

18006, м. Черкаси, бул. Шевченко, 460, тел. (0472)730261

e-mail: chorniy134@gmail.com, slavikkaissar@gmail.com, kawadry@gmail.com

На сьогодні одним з найефективніших способів передачі даних є використання оптичних волокон, як середовища передачі, як на її території України, так і її за межами.

В сучасних волоконно-оптичних системах передачі інформації (ВОСПІ) розрізняють три типи оптичних підсилювачів: волоконно-оптичні на основі оптичних волокон; волоконно-оптичні на основі нелінійних оптичних явищ: вимушеного комбінаційного розсіювання (ВКР), стимульованого раманівського розсіювання (SRS) або Мандельштам-Бірюленівського розсіювання; напівпровідникові оптичні підсилювачі.

Для того, щоб використовувати довжину регенераційної ділянки більше 100 км, а також для магістральних наземних ВОСПІ, при проектуванні систем прагнуть максимально збільшити довжину пасивних ділянок оптичного тракту і мінімізувати кількість проміжних пунктів. Одним з методів вирішення цієї задачі є використання для підсилення оптичного нелінійного явища у звичайному волокні, що утворює оптичний тракт ВОСПІ – явища вимушеного комбінаційного розсіювання (ВКР) або стимульованого раманівського розсіювання (SRS – Stimulated Raman Scattering). Надзвичайно цікавими ці підсилювачі є з того боку, що для підсилення сигналу можна використати сам оптичний кабель, що входить до складу оптичного тракту передавання інформації. При цьому підсилювач є розподіленим, тобто з мінімальним коефіцієнтом шуму.

Для дослідження впливу раманівського розсіювання на поширення оптичного сигналу по одномодовому волокні може бути використана модель, зображена на рис. 1 [1].

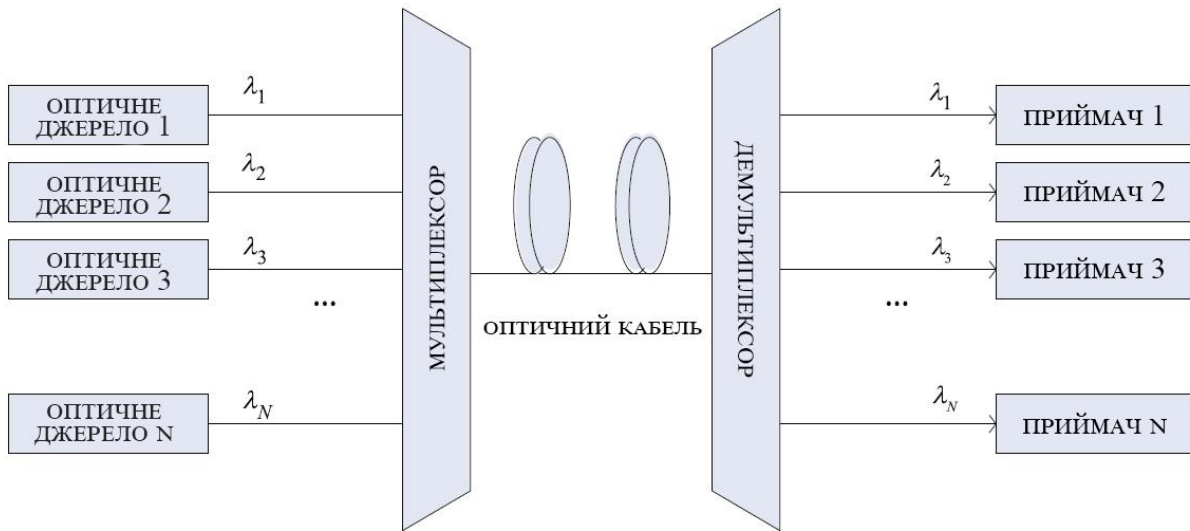


Рис. 1 – Модель для дослідження раманівського розсіювання

Для дослідження раманівського розсіювання використовується її математична модель, яка виглядає наступним чином [2]:

$$\begin{cases} \frac{dn_i(z)}{dz} = -\alpha_i n_i(z) + \sum_{j=1}^N r_{ij} n_j(z) n_i(z) \\ n_i(z)_{z=0} = n_i(0) \end{cases} \quad (1)$$

Для графічного представлення (рис. 2) залежності показника раманівського (нормалізованого) розсіювання в залежності від зсуву частоти скористаємося наступною формулою [1]:

$$g_i(\Delta\tilde{\nu}) = \frac{1}{\lambda_i} g_0(\Delta\tilde{\nu}) \quad (2)$$

У загальному випадку, інтервал між каналами у технології DWDM становить 0,8 нм. Проте, для того, щоб чітко спостерігати за явищем раманівського розсіювання у формульних обчисленнях використовують дане значення на рівні 0,6 нм.

Уся потужність оптичного сигналу зменшується поступово зі збільшенням довжини волокна, через втрати у волокні.

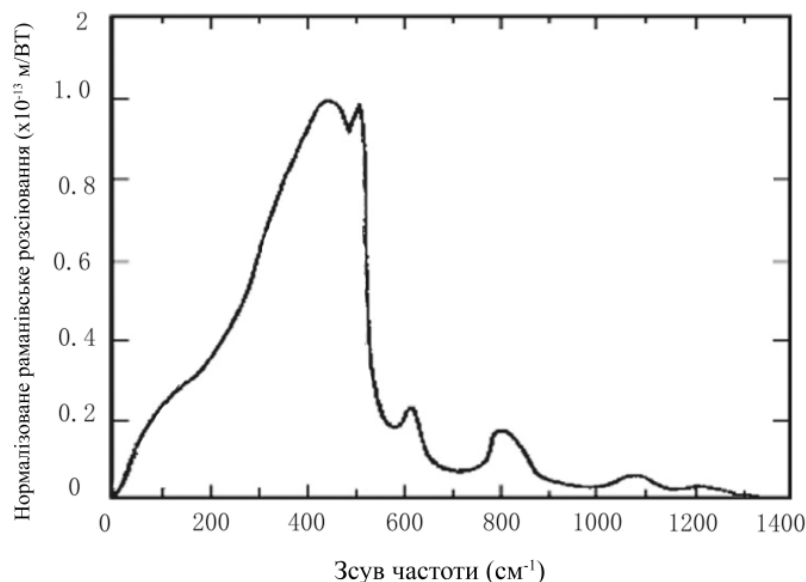


Рис. 2 – Залежність показника раманівського (нормалізованого) розсіювання в залежності від зсуву частоти

Після наведених вище аспектів, можна зробити висновок, що існує чітка залежність між параметрами оптичного сигналу, дальності передачі, коефіцієнт загасання від збільшення ефекту раманівського розсіювання світла, який можна доволі точно описати аналітично. Також, різні коефіцієнти ослаблення істотно впливають різні значення потужності сигналу.

Література

1. Jia-Min Gong. The steady SRS analysis theory of DWDM transmission system in single-mode silica fiber / Jia-Min Gong, Xu Zuo, Yun Zhao // Optics Communications / Jia-Min Gong, Xu Zuo, Yun Zhao., 2015. – С. 257–262.
2. Salim Tariq. Stimulated raman scattering in fiber optic systems / Salim Tariq, Joseph C. Palais. // Fiber and Integrated Optics. – 1996. – №15. – С. 335–352.

**Методи та алгоритми
обробки сигналів та
статистичних даних**

АНАЛИЗ РАЗВИТИЯ ТЕХНОЛОГИИ ЧЕТВЕРТОГО ПОКОЛЕНИЯ (4G) НА ОСНОВЕ СТАНДАРТА LTE – ADVANCE С ВНЕДРЕНИЕМ ВЗВЕШЕННОЙ КОДОВОЙ КОНСТРУКЦИИ

Баранник В.В. Окладной Д.Е.

Харьковский национальный университет Воздушных Сил им. Ивана
Кожедуба

E-mail: barannik_v_v@mail.ru

***Аннотация.** Рассмотрена структура радиокадра LTE. Проанализирован метод распределения частотно - временного ресурса в LTE - радиокадре при частотном дуплексировании линии "DownLink" (от базовой станции к потребителю). Выявлено недостатки диспетчеризации. Предложен более совершенный метод разделения частотно временного ресурса между абонентами основанный на взвешенной кодовой конструкции.*

I. Вступление

Рост потребностей в скорости и в качестве обслуживания растет по закону геометрической прогрессии. Возникает необходимость усовершенствование существующих технологий и разработка принципиально новых. [1]

Задача статьи – изучить и проанализировать технологию четвертого поколения (4G) LTE – Advance на логическом и канальном уровнях. Найти недостатки, ограничивающие качество предоставления услуг, скорости передачи данных и емкости сети в технологии LTE.

Цель статьи – повысить емкость и качество инфокоммуникационных технологий. Обосновать направление дальнейшего развития четвертого поколения (4G). Обосновать наиболее качественный путь эволюции систем сотовой связи.

II. Анализ технологии 4G на базе LTE

На данное время довольно быстрыми темпами внедряется LTE – технология. LTE – технология является еще «сырой» и всё еще в процессе доработки и оптимизации. Для качественного анализа данной технологии подробно рассмотрим суть её функционирования. Начнем из методов распределения данных LTE - радиокадре при частотном дуплексировании линии "DownLink" (от базовой станции к потребителю).

1. Состав и анализ составных элементов в радиокадре LTE

Радиокадр состоит из пяти основных полей:

1. управляющая информация (DCI – Downlink Control Information). Основная функция DCI – указание абонентам на их частотно временные ресурсы в каналах UL и DL;
2. предназначено для функции синхронизации нисходящего потока (DL) с пользовательскими терминалами (UE);
3. предназначено для передачи первичной информации, вспомогательных данных;
4. (RACH – канал случайного доступа). Предназначен для регистрации и аутентификации новых пользователей соты;
5. (PDSCH – Physical Downlink Shared Channel). Для передачи трафика по линии вниз (DL).

Не смотря на значительную оптимизацию разделения ЧБР между абонентами расходуется от 30% до 54% ЧБР на служебную информацию.

2. Взвешенная система кодового разделения каналов

Применение системы с неравномерными весовыми коэффициентами позволяет разделить поток данных между несколькими абонентами без дополнительных служебных затрат канала связи.

Предлагается реорганизовать группы RE входящие в №1, 3, 5. следующим образом:

- удалить поле DCI, заменив группой № 5 (PDSCH);
- перегруппировать PDSCH и группу № 3 в более компактном виде – с использованием системы с неравномерными весовыми коэффициентами.

III. Вывод

Рассмотрена структура радиокадра технологии LTE.

Проанализированы группы ресурсных элементов RE выполняющие единую функцию. [1, 2]

Найдено недостатки технологии ограничивающие пропускную способность канала.

Предложено использовать систему с неравномерными весовыми коэффициентами.

IV. Список литературы

1. *Christopher I.* «An introduction to LTE: LTE, LTE - Advanced, SAE and 4G mobile communications». 1965
2. *Никитин Г. И.* «Применение функций Уолша в сотовых системах связи с кодовым разделением каналов».
3. *Аверин В. Г.* «Дисциплины компьютерные сети и телекоммуникации». 2009 г.
4. *Pradeep P.* «Technical blog, related to the wireless technology LTE physical layer» <http://pro3gsm.com/arhitektura-seti-lte>

МЕТОД ПРОТИВОДЕЙСТВИЯ СКРЫТЫМ ИНФОРМАЦИОННО-ПСИХОЛОГИЧЕСКИМ АТАКАМ НА СОЦИУМ В ИНФОКОММУНИКАЦИОННОМ ПРОСТРАНСТВЕ

Беликова Т.В.

Харьковский национальный университет Воздушных Сил
им. Ивана Кожедуба, e-mail: barannik_v_v@mail.ru

Аннотация В статье предложены подходы к выявлению деструктивных суггестивных воздействий на подсознание человека в текстовых сообщениях в условиях информационно-психологического противоборства

Ключевые слова суггестия; подсознание; воздействие; информационно-психологическое воздействие; фонетическое значение.

Введение

Воздействие на подсознание требует значительного мастерства и знаний. С увеличением количества информации, циркулирующей в информационном пространстве, требуется большое количество специалистов и автоматизация процессов [1, 2] для повышения их оперативности и увеличения сферы применения.

Актуальность научно-прикладной задачи является автоматизированное выявление в текстовой информации суггестивных воздействий на подсознание человека, нейтрализация таких негативных воздействий и составление информационных материалов с заданным видом суггестивного воздействия.

Целью исследования является разработка методов выявления деструктивных суггестивных воздействий на подсознание человека в отдельных словах и текстовых сообщениях в условиях информационно-психологического противоборства на основе семантического дифференциала, фонетического и звукоцветового анализа.

Изложение основного материала.

Методы выявления суггестии ориентированы на анализ слов [3], что дает понимание, каким образом оно воспринимается человеком. Но они

могут быть адаптированы и для анализа всего текста в целом. Первый подход заключается в анализе каждого слова в отдельности и определения среднего значения для всех слов [4]. Недостатком является то, что анализируется каждое отдельное слово, а конечный результат не связан с рядом стоящими словами. А это говорит о том, что любой текст, составленный из этого набора слов, будет иметь одинаковую оценку. Но ведь используя одни и те же слова, можно составить текст абсолютно по разному и с разным посланием.

Следовательно, необходимо каким-то образом зафиксировать слова текста в том порядке, в котором их расположил автор и никак иначе. Это даст уникальную оценку именно для такого упорядоченного набора слов.

Поэтому второй подход [5] предполагает для такой явной фиксации либо же зависимости слов приведения этого набора отдельных слов в единую, неразрывную строку и проведение анализа этой полученной строки, как единого слова.

Каждый из этих подходов имеет свои плюсы и минусы, поэтому стоит рассматривать оба варианта. При этом анализ, во время которого анализируется весь текст целиком - будем называть статическим [2].

Литература:

1. *Герасимов Б.М.* Извлечение информационных фраз из первичных электронных документов в информационно-поисковых системах / Б.М. Герасимов, О.Ю. Сергеев, И.Ю. Субач // Управляющие системы и машины. - 2006. - №1. - С. 26-29.
2. *Рыбаков Ф.И.* Автоматическое индексирование на естественном языке / Ф.И. Рыбаков, Е.А. Руднев, В.А. Петухов. – М.: Энергия, 1980. – 160 с.
3. *Скороходько Е.Ф.* Лінгвістичні основи автоматизації інформаційного пошуку / Е.Ф. Скороходько. – К.: Вища школа, 1970. – 242 с.
4. *Сэлтон Г.А.* Автоматическая обработка, хранение и поиск информации / Г.А. Сэлтон. – М.: Сов. радио, 1973. – 560 с.
5. *Журавлев А.П.* Фонетическое значение / А.П. Журавлев. – Л.: ЛГУ, 1974.

ХАРАКТЕРИСТИКИ ВИЯВЛЕННЯ НЕСПРАВНОСТЕЙ ТЕХНІЧНИХ ОБ'ЄКТІВ ПРИ ВИКОРИСТАННІ КОЕФІЦІЄНТА ЕКСЦЕСУ

Берегун В.С.¹, Красильников О.І.²

¹ – Національний технічний університет України «КПІ ім. І. Сікорського»,
03056, Київ, вул. Політехнічна, 16, корп. 12, тел. (044) 2049072

² – Інститут технічної теплофізики НАН України
03057, Київ, вул. Желябова, 2а, тел. (044) 4532857

E-mail: viktorbergun@i.ua¹, tangorov@voliacable.com²

В багатьох сучасних системах контролю технічних об'єктів джерелами інформації є шумові сигнали, що виникають в працюючих елементах обладнання. Важливою задачею контролю є вибір діагностичних параметрів, які були б найбільш чутливими до зміни стану об'єкта та визначали високу достовірність контролю.

При справному стані об'єктів контролю шумові діагностичні сигнали часто мають нормальний розподіл, а при появі несправностей їх розподіл стає негауссівським, тому для виявлення дефектів діагностичними параметрами можуть бути кумулянтні коефіцієнти, зокрема, коефіцієнт ексцесу. У відомих роботах, що використовують коефіцієнт ексцесу як діагностичний параметр, не вказано як обирати об'єми вибірки, необхідні для успішного діагностування, та не наведені характеристики виявлення дефектів. В даній роботі досліджується чутливість коефіцієнта ексцесу $\gamma_4 = (\mu_4 / \mu_2^2) - 3$, де μ_s – центральні моменти порядку s .

Задачу розпізнавання двох станів об'єкта контролю можна сформулювати як перевірку статистичних гіпотез відносно коефіцієнта ексцесу – $H_0: \gamma_4 = 0$ (об'єкт справний) та $H_1: \gamma_4 > 0$ (об'єкт несправний). При вирішенні задачі контролю замість теоретичного значення γ_4 використовується його оцінка $\hat{\gamma}_4$, що отримана за експериментальними даними. Поріг Γ_0 є критичним значенням для статистичного критерію $\hat{\gamma}_4$: якщо $\hat{\gamma}_4 \leq \Gamma_0$, то приймається гіпотеза H_0 , якщо $\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0$ – гіпотеза H_1 .

Виходячи з теоретичного нормального розподілу оцінки коефіцієнта ексцесу $\hat{\gamma}_4$ імовірність правильного виявлення дефекту дорівнює імовірності перевищення оцінкою $\hat{\gamma}_4$ порогу Γ_0 :

$$\delta = P(H_1|H_1) = P(\Gamma_0 < \hat{\gamma}_4 < \infty) = \begin{cases} \Phi((\gamma_4 - \Gamma_0) / \sigma_d), & \gamma_4 > \Gamma_0, \\ 1 - \Phi((\Gamma_0 - \gamma_4) / \sigma_d), & \gamma_4 \leq \Gamma_0, \end{cases}$$

де $\Phi(x)$ – стандартна гауссівська функція розподілу, γ_4 – коефіцієнт ексцесу діагностичного сигналу, що відповідає дефекту, σ_d – середнє квадратичне відхилення оцінки $\hat{\gamma}_4$ при наявності дефекту.

На рис. 1 наведено графіки залежності δ від об'єму вибірки N для значень γ_4 розподілів, що відповідають наявності дефекту: $\gamma_4 = 3$ – Лапласа, $\gamma_4 = 2$ – Чампернауна, $\gamma_4 = 1,2$ – логістичний, $\gamma_4 = 0,1, 0,25, 0,5, 1$ – Стьюдента з числом степенів свободи $\nu = 64, \nu = 28, \nu = 16, \nu = 10$ відповідно при імовірності помилки першого роду $\alpha = P(H_1|H_0) = 0,01$.

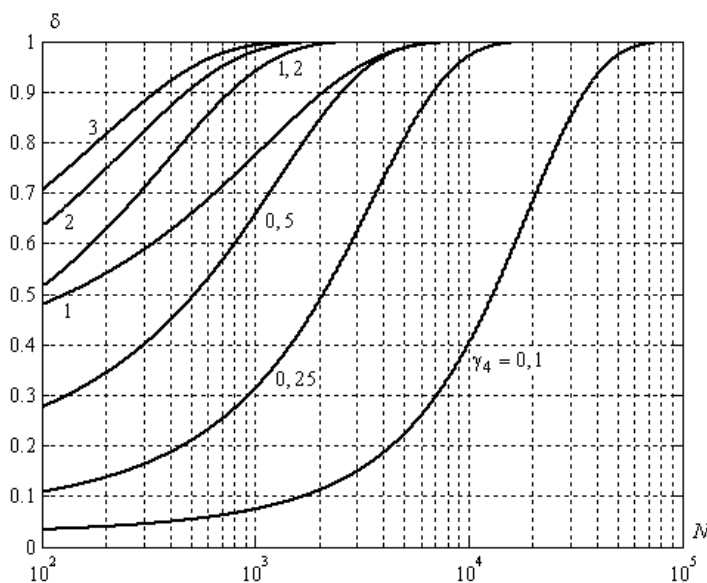


Рис. 1 – Імовірності правильного виявлення δ при різних об'ємах вибірки N

Як видно з рис. 1 зі збільшенням об'єму вибірки N збільшується і ймовірність правильного виявлення δ , причому вона тим більша, чим більше значення γ_4 . У випадку розподілу Стьюдента при степенях свободи не більших за 64 імовірність правильного виявлення дорівнює одиниці при $N = 10^5$; для розподілів логістичного, Чампернауна і Лапласа – при $N = 10^4$.

Для експериментальної перевірки чутливості коефіцієнта ексцесу до відмінності розподілів діагностичних сигналів від нормального та достовірності контролю було проведене комп'ютерне моделювання в середовищі MatLab. Як тестовий розподіл діагностичного сигналу, що відповідає дефекту, обрано найбільш близький до нормального розподіл Стюдента з числом степенів свободи $\nu=10$, $\nu=16$, $\nu=28$, $\nu=64$.

Для отримання однієї реалізації оцінки $\hat{\gamma}_4$ змодельовано та оброблено вибірку незалежних випадкових величин об'ємом $N=10^5$ ($\Gamma_0=0,036045$). Щоб оцінити характеристики оцінки $\hat{\gamma}_4$ всього отримано $L=30000$ реалізацій $\gamma_4(k)$ оцінки $\hat{\gamma}_4$. Для отриманого масиву реалізацій $\gamma_4(k)$ розраховано наступні характеристики оцінки $\hat{\gamma}_4$ (табл. 1): значення оцінок математичного сподівання $\hat{m}[\hat{\gamma}_4]$, середнього квадратичного відхилення $\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4]$, коефіцієнтів асиметрії $\hat{\gamma}_3[\hat{\gamma}_4]$ та ексцесу $\hat{\gamma}_4[\hat{\gamma}_4]$, а також імовірності правильного виявлення дефекту $\hat{p}[\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0]$ та імовірності $\hat{p}(\hat{\gamma}_4 \in \hat{m}[\hat{\gamma}_4] \pm 3\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4]) = \hat{p}(3\hat{\sigma})$.

Табл. 1 – Результати моделювання для розподілу Стюдента

ν	$\hat{m}[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{\gamma}_3[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{\gamma}_4[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{p}[\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0]$	$\hat{p}(3\hat{\sigma})$
64	0,09989	0,01794	0,07172	-0,02063	0,99993	0,9973
28	0,24996	0,02257	0,11651	0,01624	1	0,99753
16	0,49979	0,03385	0,30900	0,59060	1	0,99543
10	0,99973	0,08032	2,6702	35,438	1	0,9905

На підставі значень оцінок коефіцієнтів асиметрії $\hat{\gamma}_3[\hat{\gamma}_4]$ та ексцесу $\hat{\gamma}_4[\hat{\gamma}_4]$ розподіл оцінок $\hat{\gamma}_4$ для $\nu=64$ і $\nu=28$ можна вважати нормальним, а при $\nu=10$ розподіл суттєво відрізняється від нормального.

Для всіх значень параметра ν розподілу Стюдента, включаючи $\nu=10$, задача контролю на основі коефіцієнту ексцесу γ_4 може бути успішно розв'язана, оскільки оцінки імовірності правильного виявлення $\hat{p}[\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0]$ відповідають розрахунковим значенням для $N=10^5$ і є рівними або практично рівними (для $\nu=64$) одиниці.

ВІЗУАЛІЗАЦІЯ СИСТЕМИ КЕРУВАННЯ ТА ОБРОБКИ СИГНАЛІВ У ЗАСОБАХ ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙ

Бойко Ю.М.

Хмельницький національний університет

29016, Хмельницький, вул. Інститутська, 11, навчальний корпус №4,

тел. 0679349960, E-mail: boiko_julius @ ukr.net

Для побудови пристрою синхронізації використаємо набір фільтрів які дозволять провести багатозадачну реалізацію узгодженого фільтра при інтерполяції замість окремого поліноміального інтерполяційного фільтра [1]. Таким чином, інтерполяція і узгоджену фільтрацію згорнуті в одну операцію. Поліфазний банк фільтрів також дозволяє легко управляти фазою з метою узгодження частот $1/T_{in}$ і $1/T_i$ [1]. На рис.1 представлена функціональна схема інформаційно-керуючої системи на основі інтерполяційного пристрою системи синхронізації.

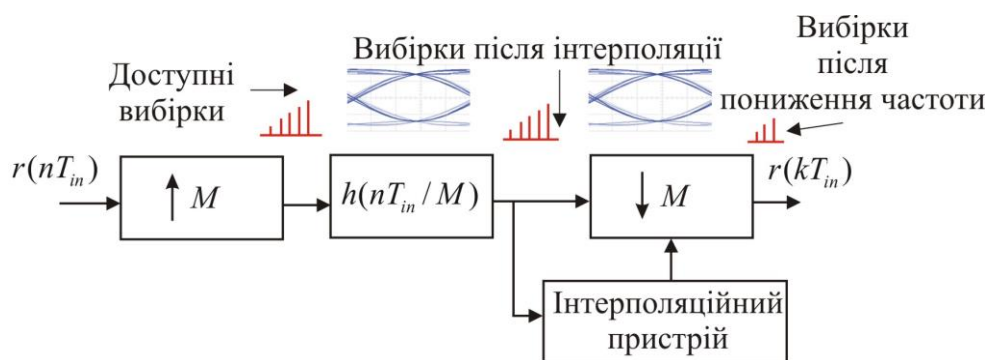


Рис. 1. Схема для здійснення інтерполяції з використанням підвищення частоти дискретизації, фільтрації на високій швидкості і пониження частоти слідування вибірок

Процес роботи такої схеми можна описати наступним чином: послідовність відліків вхідного сигналу $r(nT_{in})$ коригується шляхом зміни частоти дискретизації (M і N) та фаза відновленого комплексного сигналу основної смуги частот відновлюється за N вибірок на символ. Дискретизація послідовності відліків підвищується з коефіцієнтом M після чого утворюється нова послідовність яку позначимо $r(nT_{in}/M)$. Послідовність яка утворюється на виході узгодженого фільтра містить $2L$ символів. Система

управління синхронізацією вибирає приблизно N відліків протягом кожного символного періоду, тоді вихід $y(nT_{in}/M)$ задамо рівнянням:

$$y\left(n\frac{T_{in}}{M}\right) = \sum_{l=-MML}^{MNL} r\left((n-l)\frac{T_{in}}{M}\right)h\left(l\frac{T_{in}}{M}\right), \quad (1)$$

після чого вихідний сигнал понижується за частотою дискретизації для отримання N вибірок на символ, де один із зразків є найближчим до $y(nT_{in} + \tau)$ з можливим розрізненням. У випадку багатофазного розкладання використаємо не всі складові у (1):

$$r\left(n\frac{T_{in}}{M}\right) = \begin{cases} r(nT_{in}), & n = 0, \pm M, \pm 2M, \dots \\ 0 & \text{інші} \end{cases}, \quad (2)$$

де кожен M -тий відлік $r(nT_{in}/M)$ відмінний від нуля для КІХ-фільтра. На момент часу який відповідає високій частоті дискретизації, значення відмінні від нуля збігаються з коефіцієнтами фільтра: $h(-2MT_{in}), h(-MT_{in}), h(0), h(MT_{in}), h(2MT_{in}), \dots$

Результат фільтрації виразимо наступним чином:

$$\sum_{i=-NL}^{NL} r((n-i)T_{in})h\left(\left(i + \frac{m}{M}\right)T_{in}\right) = y\left(\left(n - \frac{m}{M}\right)T_{in}\right). \quad (3)$$

Кожен фільтр з банку фільтрів працює з пониженням частоти дискретизації відліків на виході узгодженого фільтра. Імпульсну характеристику для $h_m(nT_{in})$ представимо наступним чином:

$$h_m(nT_{in}) = h\left(nT_{in} + \frac{m}{M}T_{in}\right). \quad (4)$$

Графічно (2) можна представити рис. 2, де зображено паралельний банк з M фільтрів які працюють при частоті дискретизації $1/T_{in}$. Кожен фільтр з банку фільтрів працює з пониженням частоти дискретизації відліків на виході узгодженого фільтра. Розглянемо особливості архітектури кола керування пристрою синхронізації з використанням поліфазних фільтруючих систем. Архітектура містить чотири основні складові: поліфазний та узгоджений фільтр, детектор часової помилки, петлевий фільтр і контролер. Багатофазний узгоджений фільтр тактується відліками які надходять через

кожні T_{in} секунд. Детектор помилки синхронізації пов'язаний із узгодженим фільтром з виходів якого подаються відліки на поліфазний банк фільтрів кожні T/N секунд і виводить повідомлення про помилку синхронізації кожні T секунд. Детектор помилок синхронізації використовується для приведення в дію фільтра зворотного зв'язку і контролеру контуру, рис.3.

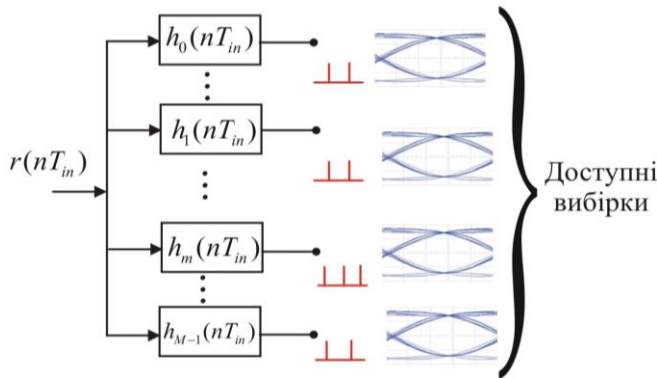


Рис. 2. Схема багатофазної конструкції банку узгоджених фільтрів

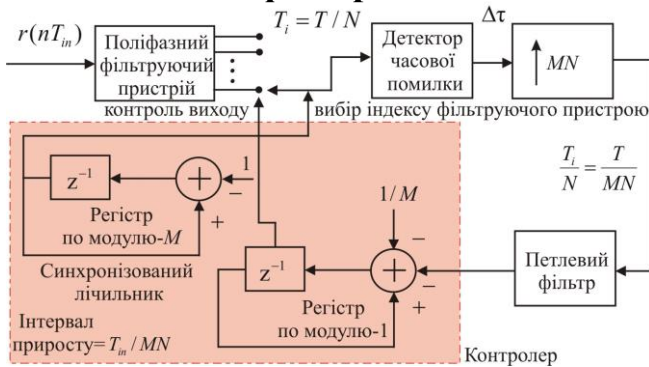


Рис. 3. Схема петлі регулювання пристрою синхронізації який працює за MN вибірками/символ

Результат отриманий для випадку QPSK (рис. 4 та рис. 5), дозволив

отримати значення помилки за констеляційною діаграмою на рівні $\approx 5,5\%$. У випадку багатофазної узгодженої фільтрації пристрій синхронізації не вимагає наявності додаткового інтерполяційного пристрою, знижується складність пристрою синхронізації.

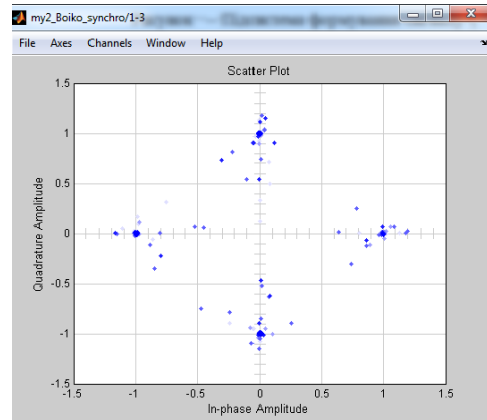


Рис. 4. Констеляційна діаграма в системі синхронізації QPSK

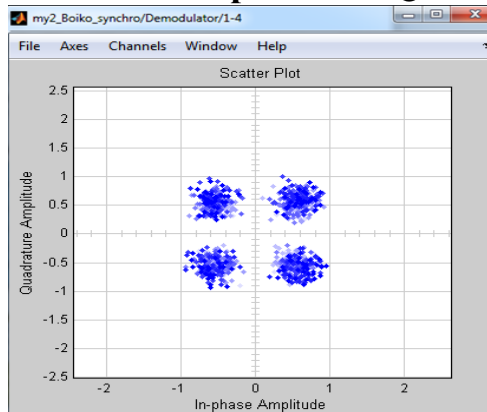


Рис. 5. Констеляційна діаграма відновленого сигналу

[1] Boiko, J. M. (2015) Increasing the noise immunity of signal processing units of telecommunications on the basis of the modified synchronization schemes. Visn. NTUU KPI, Ser. Radiotekh. radioaparatabuduv., no. 61, pp. 91-107. (in Ukrainian) ISSN: 2310-0397.

ПІДХІД ДО ОРГАНІЗАЦІЇ СИСТЕМ БАГАТОПАРАМЕТРИЧНОГО КОНТРОЛЮ

Верлань А.Ф.

Інститут проблем моделювання в енергетиці ім. Г.Є. Пухова НАНУ

03164, Київ-164, вул. Генерала Наумова, 15

E-mail: a.f.verlan@gmail.com

Фуртат Ю.О.

Інститут проблем моделювання в енергетиці ім. Г.Є. Пухова НАНУ

03164, Київ-164, вул. Генерала Наумова, 15

Email: saodhar@gmail.com

Ефективність функціонування систем автоматизованого контролю радіоелектронного обладнання (РЕО) суттєво залежить від ступеню погодженості параметрів системи збору та обробки інформації з характеристиками контрольованого об'єкту (кількістю контрольованих точок, законами розподілу часу між моментом приходу інформації від датчиків, числовими характеристиками вхідних інформаційних потоків тощо).

В системах оперативного контролю РЕО досить розповсюджене циклічне опитування контрольованих точок з метою організації неперервного контролю за станом функціонування контрольованого РЕО. Це пояснюється простою апаратною та програмною реалізацією. При такій організації контролю заява, що являє собою результат опитування датчиків, стає в чергу. В залежності від організації черги можуть складатися або із послідовності результатів опитування одного датчика (розподілені черги) або із суміші послідовностей результатів опитування кількох або всіх датчиків (загальні черги). При цьому виникає завдання визначення дисципліни (закону послідовності) опитування вхідних інформаційних потоків, яка повинна бути відмінна від циклічної (задача визначення закону адаптивної диспетчеризації обробки контрольованих параметрів), з метою мінімізувати певні функції, що характеризують якість функціонування системи обробки інформації.

В якості таких функцій може використовуватися математичне очікування (МО) часу перебування заявки в системі або черзі, МО довжини черги, інші параметри системи. Для визначення закону адаптивного діагностування контрольованих параметрів (вхідних інформаційних потоків) в однопроцесорних системах обробки інформації в якості моделі системи приймемо модель одноканальної системи масового обслуговування (СМО), на вхід якої по N розподіленим каналам зв'язку від незалежних джерел інформації поступає множина потоків $C = \{C_1, \dots, C_x\}$ заявок на вирішення задачі.

Дослідження вхідних потоків в реальних системах обробки інформації показують, що розподіл інтервалів між повідомленнями в трактах передачі інформації від зовнішніх джерел в багатьох випадках можна апроксимувати розподіленням Ерланга. В тих випадках, коли однотипні повідомлення, що поступають в систему обробки інформації від кількох зовнішніх джерел, накопичуються перед обробкою в загальній буферній пам'яті, сумарний потік інформації, що створюється, по своїм характеристикам наближається до пуасонівського. Потрібно відмітити, що отримані при пуасонівських потоках характеристики алгоритмів диспетчиризації є верхніми оцінками для тих же характеристик при ерлангівських потоках більш високих порядків. Тому можна вважати, що кожен з потоків $c_j \in C$, що поступають по окремим каналам зв'язку та мають свою зону буферної пам'яті, характеризуються пуасонівським розподіленням часу між заявками з інтенсивністю λ_j . Час обслуговування заявок в потоці описується довільним розподіленням зі щільністю $\varphi_j(t)$, математичним очікуванням часу обслуговування T_j та дисперсією $\delta^2(T_j)$. Якщо j -та черга порожня в момент, коли процесор приступає до її обслуговування, то час переходу до обслуговування наступної черги описується довільним розподіленням зі щільністю $\varphi_j(t)$, математичним очікуванням T_j та дисперсією $S^2(T_j)$.

Закон диспетчиризації контрольованих параметрів визначається дисципліною обслуговування інформаційних каналів, яка складається з

порядку переходів від одного каналу до другого та порядку обслуговування заявок в кожному каналі.

Можна встановити наступні дисципліни обслуговування черг в системі: А – в циклічному порядку; В – в пріоритетному; С – процесор вибирає наступну чергу згідно вірогіднісного закону.

Для обслуговування черг використовуються такі дисципліни:

1 – процесор обслуговує чергу до тих пір, поки не залишиться необхідних заявок, включаючи і поточну;

2 – процесор оброблює тільки ті заявки, котрі надійшли в чергу до звертання процесора до черги;

3 – процесор обслуговує в j -й черзі k_j заявок, які надійшли до неї до звертання процесора.

В системах оперативного контролю найбільш розповсюджена дисципліна типу АЗ. Розглянемо основні характеристики цієї дисципліни та можливість організації адаптивної дисципліни ВЗ.

В моделі типу АЗ інформаційні потоки обслуговуються в циклічному порядку, тобто можуть бути пронумеровані $1, 2, \dots, N$ так, що $(j+1)$ -й потік обслуговується відразу після j -го потоку, а 1-й потік - відразу після N -го. Кожен потік має свій буферний накопичувач. Процесор оброблює в кожному потоці не більше одного запиту, що поступив в відповідний накопичувач першим.

Для зменшення відповідної функції штрафу, особливо МО максимального часу перебування заявок в системі, потрібно або змінити циклічний порядок обслуговування потоків на пріоритетний, або розщепити найбільш критичні потоки на кілька підпотоків (з відповідним розщепленням буферних накопичувачів) зі збереженням циклічної дисципліни обслуговування по-токів. Очевидно, з точки зору більш компактної організації буферної пам'яті вигідним є вибір пріоритетної дисципліни обслуговування потоків (при цьому дещо ускладнюється закон адаптивної диспетчеризації).

НЕЛІНІЙНІ АЛГОРИТМИ ВИМІРЮВАННЯ ЧАСУ ЗАПІЗНЕННЯ РАДІОСИГНАЛУ В УМОВАХ ВПЛИВУ АСИМЕТРИЧНИХ НЕГАУССІВСЬКИХ ЗАВАД

Воробкало Т.В., к.т.н., доцент, **Кручик К.П.**, студент

Черкаський державний технологічний університет

18006, Черкаси, бул. Шевченка, 460, тел. (0472) 730261, e-mail: ptv@ukr.net

Останнім часом в радіолокації, радіонавігації, телекомунікації, та інших галузях науки і техніки широке розповсюдження знаходить багатоканальне опрацювання сигналу. Завдяки багатоканальному опрацюванню можливе визначення координат та параметрів руху об'єктів в просторі. Одним з інформативних параметрів прийнятого сигналу є час запізнення.

На сучасному етапі розвитку науки та техніки практичний інтерес представляє нелінійна обробка сигналів при негауссівських завадах. Відповідно до степені близькості до гауссівських завад негауссівські поділяються на асиметричні, ексцесні та асиметрично-ексцесні [1]. В даній роботі обмежимося розглядом впливу на корисний сигнал асиметричних завад.

Отже метою роботи є синтез алгоритмів вимірювання часу запізнення радіосигналу на тлі асиметричних негауссівських завад та дослідження ефективності отриманих алгоритмів.

Постановка задачі полягає в наступному. Нехай радіосигнал надходить на багатоканальний приймальний пристрій, при цьому взаємодія сигналу і завади є адитивною, тобто математична модель випадкової величини прийнятої p -м пристроєм має вигляд

$$\xi_{v(p)} = S_{v(p)} + n_{v(p)}, \quad p = \overline{0, (r-1)}, \quad v = \overline{1, n}, \quad (1)$$

де r – кількість приймальних пристроїв в багатоканальній системі, $n_{v(p)}$ – завада в p -ому приймальному каналі, яку будемо вважати асиметричною випадковою величиною першого типу з нульовим математичним сподіванням $E\{n_{v(p)}\} = 0$, однаковими дисперсіями χ_2 і коефіцієнтами асиметрії γ_3 в кожному приймальному каналі.

Модель корисного сигналу $S_{v(p)}$ в момент часу Δv буде мати вигляд

$$S_{v(p)} = a_0 e_v \cos[\omega_0 (v\Delta - p\tau) + \varphi_0],$$

де e_v – огибаюча радіосигналу, $a_0, \omega_0, \tau, \varphi_0$ – амплітуда, частота, час запізнення і початкова фаза сигналу на виході p -го приймального пристрою, Δ - крок дискретизації.

Припустимо, що значення параметрів сигналу $e_v, a_0, \omega_0, \varphi_0$ та статистичні характеристики завади χ_2, χ_3 точно відомі спостерігачу, а в якості невідомого параметру, який підлягає оцінюванню виступає інформативний параметр сигналу τ .

Нехай з випадкової величини $\xi_{v(p)}$ виду (1) береться вибірка $\vec{X}_{(p)} = \{x_{1(p)}, x_{2(p)}, \dots, x_{n(p)}\}$ об'ємом n при обробці якої необхідно знайти оцінку часу запізнення.

В разі коли характер завади відмінний від гауссівського для знаходження оцінок параметрів випадкової величини, доцільно використовувати метод максимізації полінома, запропонований професором Ю.П. Кунченко. Згідно цього методу оцінка параметру векторної випадкової величини знаходиться з розв'язку системи рівнянь максимізації поліному [2]

$$\sum_{p=0}^{r-1} \sum_{v=1}^n \sum_{i=1}^s h_{iv}^{(p)}(\vec{\mathcal{G}}) [x_{v(p)}^i - m_{iv(p)}(\vec{\mathcal{G}})] \Big|_{\vec{\mathcal{G}}=\hat{\vec{\mathcal{G}}}} = 0,$$

де s – степінь стохастичного поліному, $m_{iv(p)}(\vec{\mathcal{G}})$ – початкові моменти випадкової величини $\xi_{v(p)}$, $h_{iv}^{(p)}(\vec{\mathcal{G}})$ – оптимальні вагові коефіцієнти, що знаходяться з розв'язку наступної системи рівнянь

$$\sum_{j=1}^s h_{iv}^{(p)}(\vec{\mathcal{G}}) F_{(i,j)v}^{(p)}(\vec{\mathcal{G}}) = \frac{\partial m_{iv(p)}(\vec{\mathcal{G}})}{\partial \mathcal{G}}, \quad j = \overline{1, s},$$

де $F_{(i,j)v}^{(p)}(\vec{\mathcal{G}}) = m_{(i+j)v(p)}(\vec{\mathcal{G}}) - m_{iv(p)}(\vec{\mathcal{G}})m_{jv(p)}(\vec{\mathcal{G}})$ – центровані корелянти.

В роботі відповідно до описаного вище метода синтезовані алгоритми оцінювання часу запізнення радіосигналу на багатоканальний приймальний пристрій до четвертого степеня поліному включно.

Алгоритм оцінювання часу запізнення при першому степені поліному є лінійним і оптимальним для випадку, коли завада є гауссівською. Перевагою такої оцінки є простота її технічної та алгоритмічної реалізації.

При другому, третьому та четвертому степенях поліному алгоритми для знаходження оцінки часу запізнення ускладнюються, але дозволяють врахувати негауссівський характер завади, у вигляді коефіцієнта асиметрії. Отримані рівняння є нелінійними, тому для знаходження оцінок, їх необхідно розв'язувати за допомогою чисельних методів.

Для дослідження ефективності синтезованих алгоритмів в роботі отримані дисперсії оцінок при кожному степені поліному. При $s=1$ дисперсія не залежить від кумулянтних коефіцієнтів.

При $s=2,3,4$ дисперсії оцінок відрізняється від дисперсії при $s=1$ в коефіцієнт ефективності q_{s1} , який показує наскільки зменшується дисперсія оцінки при нелінійній обробці вибірки по відношенню до лінійної.

Коефіцієнти ефективності залежать від значення коефіцієнту асиметрії γ_3 , якщо $\gamma_3=0$, то зменшення дисперсії не спостерігається. А при прямуванні коефіцієнта асиметрії до границі області визначення дисперсії прямують до нуля. Також з ростом степеня стохастичного поліному точність оцінювання зростає, завдяки врахуванню негауссівського характеру завади у вигляді кумулянтного коефіцієнта γ_3 .

Отже на основі синтезованих в даній роботі нелінійних алгоритмів можна будувати більш точні пристрої для вимірювання часу запізнення радіосигналу при впливі асиметричних негауссівських завад.

Список джерел:

1. Кунченко Ю.П. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Часть 1. Стохастические полиномы, их свойства и применения для нахождения оценок параметров. - Черкассы: ЧИТИ, 2001. –133 с.

2. Кунченко Ю.П., Прокопенко Т.В. Применение метода максимизации полинома для оценки параметров сигналов, принимаемых многоэлементной антенной решеткой. // Радиофизика и электроника. – 2002. – Т. 7, №2. – С. 415–418.

ЗАСТОСУВАННЯ УСІЧЕНИХ ПОЛІНОМІВ КУНЧЕНКА ПРИ ОЦІНЮВАННІ ПАРАМЕТРІВ АДИТИВНОЇ СУМІШІ КОРИСНОГО СИГНАЛУ ТА НЕГАУСІВСЬКИХ ЗАВАД

Гончаров А.В., Доронін Д.С.

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472)730261
E-mail: artyom28@gmail.com, dmitryios92@gmail.com

Перша публікація, в якій пропонується застосовувати метод максимізації усіченого стохастичного полінома, датована 2004 роком [1]. Професор Юрій Петрович Кунченко в своїй роботі [1] вперше обґрунтував новий метод оцінювання параметрів, заснований на використанні саме усічених стохастичних поліномів. Застосовувати усічені стохастичні поліноми (усічені поліноми Кунченка) доцільно при дослідженнях, пов'язаних з оцінюванням параметрів корисного сигналу на тлі завад, у випадку, коли виникає потреба у зменшенні часу, що витрачається на обчислення, але разом з тим залишається вимога високої точності оцінювання параметрів.

За останнє десятиліття опубліковано понад 50 праць, присвячених тематиці оцінювання параметрів корисних сигналів підданих впливу негаусівських завад, де застосовуються усічені поліноми Кунченка, серед яких роботи [2-5]. Даній тематиці присвячені випускові магістерські роботи студентів кафедри радіотехніки та інформаційно-телекомунікаційних систем, а також захищена дисертаційна робота на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук [2]. Проведені дослідження підтверджують актуальність даного напрямку та доцільність застосування комбінації двох методів. Методом максимізації полінома доцільно скористатись для оцінювання параметрів корисного сигналу, що дозволить отримати оцінки з високою точністю. Метод максимізації усіченого стохастичного полінома

доцільно застосовувати для знаходження оцінок параметрів негаусівської завади, що є заважаючими і не потребують високої точності оцінювання.

Проведені дослідження спільного оцінювання параметрів адитивної суміші корисного сигналу та негаусівської завади підтверджують доцільність використання комбінації двох методів, особливо, коли поряд з високою точністю оцінювання важливу роль відіграє швидкість обчислення оцінки, яка безпосередньо пов'язана з рівнем складності обчислювальних алгоритмів.

В цій, як і в багатьох інших роботах, присвячених застосуванню усічених поліномів Кунченка, досліджується випадкова величина, що являє собою адитивну суміш корисного сигналу та близької до гаусівської завади, яка описується кумулянтном χ_2 та кумулянтними коефіцієнтами вищих порядків, частина з яких відмінна від нуля, частина – дорівнює нулю, а решта можуть приймати довільні значення. В залежності від значень кумулянтних коефіцієнтів, розглядається адитивна взаємодія корисного сигналу з однією з близьких до гаусівських завад, відповідно до класифікації, представленої в роботі [6]. Результатом дослідження є методи та алгоритми спільного оцінювання інформативного параметра корисного сигналу при усіченому оцінюванні параметрів негаусівської завади.

Аналіз отриманих результатів дає можливість зробити висновки, що застосування усічених стохастичних поліномів дозволяє отримати менш складні алгоритми в порівнянні з аналогічними, отриманими з застосуванням тільки методу максимізації полінома. Важливим також є те, що достатньо висока точність цих алгоритмів дає їм перевагу в порівнянні з алгоритмами, отриманими класичними методами. Дисперсії отриманих оцінок зі збільшенням степеня стохастичного полінома зменшуються.

В подальшому планується проводити аналогічні дослідження з використанням усічених поліномів Кунченка та отримати позитивні результати з більш складними сигналами, порівняно з розглянутими раніше.

Наукові дослідження, що проводяться в напрямку оцінювання параметрів суміші корисного сигналу та негаусівських завад з застосуванням усічених стохастичних поліномів присвячені пам'яті видатного науковця – професора Ю.П. Кунченка, що започаткував даний напрямок.

Література:

1. Кунченко Ю.П. Метод максимизации усеченного стохастического полинома / Кунченко Ю.П. // Труды 8-ой Международной научно-практической конференции «Системы и средства передачи и обработки информации» (ССПОИ 2004). Одесса: ОНАС им. А.С. Попова, 2004. – С. 153-155.
2. Філіпов В.В. Методи спільного оцінювання параметрів постійного сигналу та негаусівських завад з використанням усічених стохастичних поліномів: дис. ... кандидата тех. наук: 01.05.02 / Філіпов Віталій Вікторович. – Черкаси, 2016. – 238 с.
3. Гончаров А.В. Поліноміальні алгоритми усіченого оцінювання параметрів адитивної суміші радіосигналу та ексцесної завади / Гончаров А.В., Уманець В. М. // Обробка сигналів і негаусівських процесів: праці V міжнародної науково-практичної конференції, 20-22 травня 2015 р.: тези доп. – Черкаси: ЧДТУ, 2015. – С. 92–94.
4. Гончаров А.В. Усічена оцінка параметрів адитивної суміші радіосигналу та ексцесної негаусівської завади / Гончаров А.В., Уманець В.М. // Вісник Національного технічного університету України «КПІ». – 2015. – Серія: Радіотехніка. Радіоапаратобудування, № 61. – С. 40–49.
5. Palahin V.V. Features of the constant signal parameter estimation by the method of truncated polynomial maximization / Palahin V.V., Honcharov A.V., Filipov V.V. // Oxford Journal of Scientific Research, 2015, No.1. (9) (January-June). Volume IV. “Oxford University Press”, 2015. – С. 170–177.
6. Кунченко Ю.П. Стохастические полиномы. – К.: Наукова думка, 2006. – 275с.

УДК 519.24

**АЛГОРИТМ ПОДГОТОВКИ ТАБЛИЦЫ
МНОГОМЕРНЫХ ПАССИВНЫХ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ДАННЫХ
ДЛЯ ПОЛУЧЕНИЯ АДЕКВАТНОЙ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ**

Долгов Ю.А., Столяренко Ю.А., Долгов А.Ю.

Молдова, Тирасполь, Придністровський державний університет
ім. Т.Г. Шевченка, e-mail: mlcc@mail.ru

Рассматривается алгоритм сокращения размерности факторного пространства экспериментальных данных без существенной потери полезной информации с целью получения адекватной многомерной математической модели и определения ее информационной емкости.

Ключевые слова: размерность факторного пространства, адекватная математическая модель, информационная емкость.

Пассивный эксперимент представляет собой наблюдение и фиксацию числовых значений параметров (факторов) и целевой функции объекта исследования при его естественном ходе без искусственного вмешательства экспериментатора [1]. Результатом является таблица, N строк которой представляют собой конкретные числовые значения целевой функции при конкретном наборе факторов, а M столбцов – числовые (балльные, дихотомические) значения каждого фактора в отдельности, то есть M выборок объемом N каждая. Из этой таблицы предстоит извлечь скрытую информацию в виде многомерной регрессионной модели, что представляет достаточно сложную задачу.

Во-первых, вопреки классической теории планирования эксперимента [2], никакого искусственного изменения (управления) факторов нет, а имеет место беспорядочное, иногда довольно малое варьирование, и, чтобы отличить воздействие конкретного фактора на целевую функцию от шума эксперимента требуется достаточно длинная таблица данных.

Во-вторых, в первоначальном списке могут быть сильно коррелированные факторы, что, как известно [1,2], не способствует нахождению математической модели объекта исследования. Необходимо из каждой пары (или группы), сильно коррелированных факторов выбрать для дальнейшего вычисления только один, что существенно сокращает размерность факторного пространства, а это. В свою очередь, существенно сокращает трудоемкость нахождения модели. Наиболее простым способом осуществить эту операцию является метод корреляционных плеяд [3].

В-третьих, в первоначальном списке также могут оказаться факторы не влияющие на целевую функцию, но, к сожалению, это можно выяснить либо непосредственно в ходе моделирования, либо дополнительными экспериментальными исследованиями.

Таким образом, алгоритм подготовки исходных пассивных экспериментальных данных к адекватному моделированию может быть представлен в виде нижеприведенного рисунка.

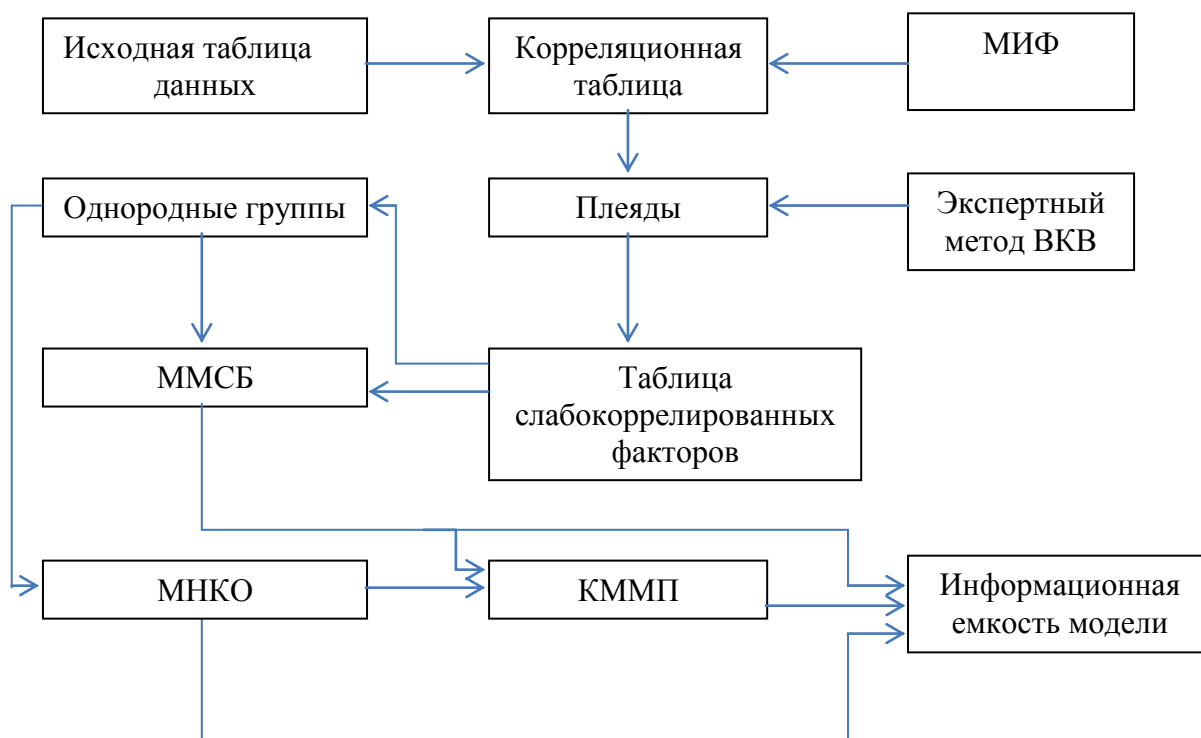


Рисунок 1. – Алгоритм подготовки исходных данных

Из опыта нашей работы ясно, что корреляционную таблицу лучше всего вычислять не с помощью коэффициентов линейной корреляции, пригодных только при числовых представлениях данных, а с помощью модифицированного индекса Фехнера (МИФ) [1, 4], который практически совпадает с коэффициентом корреляции в диапазоне значений 0,2-1,0, но в отличие от него носит универсальный характер, то есть, пригоден для использования не только числовых данных, но и балльных. и дихотомических, чего коэффициент корреляции не может. Кроме того, МИФ нечувствителен к наличию в таблице данных грубых промахов как линейного так и парного характера до 6-7% от объема выборки, тем самым отпадает трудоемкая процедура их поиска и замены.

Выделение из каждой плеяды главного фактора можно производить любыми экспертными методами, однако на наш взгляд, наиболее удобным для этого является метод весовых коэффициентов важности (ВКВ)[1], который не только вдвое точнее любого экспертного метода, но и обладает рядом только ему присущих преимуществ: удобство работы эксперта, определение компетентности (непротиворечивости ответов) эксперта, и, следовательно, возможность отсева заведомо ложных экспертиз, а также выявление отдельных факторов, по которым мнения экспертов разошлись, и доказательство непротиворечивости конечной ранжировки законам природы.

Что касается непосредственно адекватного моделирования, то укажем на три авторских метода: модифицированный метод случайного баланса (ММСБ) [1]; метод наименьших квадратов с предварительной организацией факторов [1]; комбинированный метод моделирования по пассивным данным (КММП) [1]. Кроме того, все три метода могут быть дополнительно оценены по качеству с помощью коэффициента информационной емкости [1], то есть по количеству информации, которую модели выбрали из таблицы данных.

ММСБ – самый скоростной метод, менее трудоемок, его коэффициенты одновременно являются весами факторов, однако он не требует длинной таблицы данные, не дает квадратичных членов, факторы

представлены в относительном виде, что затрудняет использование модели, а информационная емкость составляет 15-30%.

МНКО – обладает повышенной трудоемкостью, которая удваивается с каждым новым фактором; может использоваться при малом числе строк таблицы данных ($N \leq 5$) при условии, что число столбцов хотя бы на единицу меньше; может работать при повышенной корреляции между факторами; может давать квадратичные, кубические и т.д. члены; модель представлена в естественных единицах измерения факторов; информационная емкость модели составляет 30-65%.

КММП – является комбинацией ММСБ и МНКО; информационная емкость модели составляет 50-85%.

Выводы

Использование предложенного алгоритма гарантирует получение высококачественной математической модели, пригодной как для управления, например технологическим процессом, так и для совершенствования объекта исследования.

Литература

1. Долгов Ю.А. Статистическое моделирование. Учебник для вузов.- 2 изд., доп. – Тирасполь: Полиграфист, 2011. – 352 с.
2. Адлер Ю.П., Маркова Е.В., Грановский Ю.В. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Наука, 1976.- 279 с.
3. Дружинин Г.В. Методы и оценки прогнозирования качества. – М.: Радио и связь, 1982. – 160 с.
4. Долгов Ю.А., Долгов А.Ю., Терещенко Е.В. Модифицированный индекс Фехнера как мера тесноты линейной связи // Вестник Приднестр. Ун-та.- 2015. - №3. – С.92-98.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ МАКСИМІЗАЦІЇ ПОЛІНОМУ ДЛЯ ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРІВ ОДНОФАКТОРНОЇ ЛІНІЙНОЇ РЕГРЕСІЇ ПРИ НЕГАУСОВОМУ РОЗПОДІЛІ ПОМИЛОК

Заболотній С.В.¹, Ткаченко О.М.²

¹Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730261

E-mail: s.zabolotnii@chdtu.edu.ua

²Черкаський державний бізнес-коледж
18028, Черкаси, вул. В.Чорновола 243

E-mail: tkachenko.ck@gmail.com

Методи регресійного аналізу знайшли широке застосування при аналізі експериментальних даних в різноманітних галузях: економетриці, соціо-гуманітарних науках, медицині, біо-екології, геології, автоматичі та ін. Модель лінійної регресії є однією із найбільш часто застосованих на практиці та вивчених. При найпростішому, одно-факторному варіанті, лінійна регресійна модель представляється у вигляді:

$$Y = b_0 + b_1X + \varepsilon, \quad (1)$$

де b_0 та b_1 - параметри (коефіцієнти) регресії, X - регресор (предиктор), а ε - випадкова складова (помилка) моделі. Вхідними даними для аналізу є двомірний вектор точок (x_n, y_n) розмірності N , на основі якого необхідно визначити такі параметри регресії при яких досягається екстремум відповідного критерію якості наближення (цільової функції D). Зазвичай таким критерієм виступає мінімум середньоквадратичної різниці:

$$D = \sum_{n=1}^N [y_n - (b_0 + b_1x_n)]^2.$$

Класичний підхід для вирішення такої задачі базується на застосуванні методу найменших квадратів (МНК). Теоретичної передумовою оптимальності його використання є теорема Гауса-Маркова, яка передбачає ряд ключових обмежень [1]:

- 1) рівність нулю математичного сподівання відліків помилки моделі ε_n ;
- 2) постійність дисперсії випадкових відхилень ε_n для усіх $n = \overline{1, N}$;
- 3) статистична незалежність різних відліків помилки ε_n між собою;
- 4) величина помилок ε_n не залежить від значень предикторів x_n ;
- 5) модель є лінійною відносно параметрів;
- 6) розподіл випадкових значень помилки моделі ε_n є нормальним (гаусовим).

Зазначимо, що останнє обмеження не є критичним з тієї точки зору, що при його не виконанні оцінки МНК залишаються незміщеними та слухними, хоча і перестають бути ефективними, тобто такими, що мають мінімально можливу дисперсію.

У роботі досліджуються особливості застосування нового підходу до побудови алгоритмів регресійного аналізу, який базується на описі моделі регресійних помилок статистиками вищих порядків (кумулянтами) та оцінювання параметрів методом максимізації полінома (ММПл). Зазначимо, сама можливість використання модифікації ММПл, розробленої для знаходження оцінок векторного параметру при неоднаково-розподілених вибіркових значеннях для оцінювання параметрів регресії була обґрунтована проф. Ю.П.Кунченко в роботі [2]. В цій роботі теоретично доведено, що для асимптотичного випадку (при $N \rightarrow \infty$) оцінки ММПл загалом характеризуються меншою (порівняно з МНК) дисперсією. При цьому ступіть виграшу (коефіцієнт зменшення дисперсії) залежить від значень статистик вищих порядків (кумулянтних коефіцієнтів), величина яких і характеризує ступінь «негаусовості» статистичних даних.

Основні результати даного дослідження полягають у отриманні співвідношень, що описують оптимальні коефіцієнти рівнянь максимізації поліному, призначених для знаходження оцінок параметрів одно-факторної лінійної регресії виду (1), для випадку застосування стохастичних поліномів степені $S = 1, 2$ та $S = 3$ (для моделі симетрично-розподілених помилок). Крім

того отримані аналітичні вирази, які для асимптотичного випадку (при $N \rightarrow \infty$) дозволяють розраховувати дисперсії $\sigma_{(S)1}^2$ і $\sigma_{(S)2}^2$ оцінок параметрів b_0 та b_1 . Показано, що оцінки ММПл при $S=1$ є еквівалентними оцінкам МНК, а величина коефіцієнтів зменшення дисперсії $g_{(S)r} = \sigma_{(S)r}^2 / \sigma_{(1)r}^2$ є однаковою для всіх параметрів b_r , $r=0,1$.

Крім того в середовищі MATLAB був розроблений програмний комплекс імітаційного статистичного моделювання, який шляхом багаторазових експериментальних випробувань методом Монте-Карло дозволив здійснити порівняльний аналіз точності поліноміальних оцінок параметрів регресії з оцінками МНК.

Сукупність отриманих в результаті проведених багаторазових (при $M=10^4$) експериментальних досліджень у цілому підтверджує ефективність застосування ММПл для ситуації коли помилки регресійної моделі мають відмінний від гаусового розподілу характер. З ростом обсягу статистичних даних N експериментальні значення коефіцієнтів зменшення дисперсії прямують до теоретично розрахованих величин. Важливим фактором є те, що працездатність поліноміальних процедур регресійного аналізу спостерігається як для випадку наявності апріорної інформації про необхідні для побудови алгоритмів статистичного оцінювання параметри моделі негаусових помилок (кумулянти до $2S$ -го порядку), так і для тих практично важливих ситуацій, коли подібна інформація апріорно відсутня. В такій ситуації можуть бути використані апостеріорні оцінки параметрів моделі, що обчислюються із використанням регресійних залишків від МНК.

Література

3. Демиденко Е.З. Линейная и нелинейная регрессии. – Л.: Финансы и статистика, 1981. – 302 с.
4. Кунченко Ю.П., Лега Ю.Г. Оценка параметров случайных величин методом максимизации полинома. – К.: Наукова думка, 1991. – 180 с.

**ДОСЛІДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ АДАПТИВНИХ
ПОЛІНОМІАЛЬНИХ ОЦІНОК ЦЕНТРА СИМЕТРИЧНИХ
РОЗПОДІЛІВ МЕТОДОМ МОНТЕ-КАРЛО**

Заболотній С.В.¹, Варза З.Л.², Рудь М.П.¹

¹Черкаський державний технологічний університет

18000, Україна, Черкаси, бул. Шевченка 460

E-mail: s.zabolotnii@chdtu.edu.ua

²Промисловий науково-дослідний інститут автоматизації та вимірювань

02486, Польща, Варшава, вул. Єрусалимська 202

E-mail: zlw@op.pl

Статистичне оцінювання результатів вимірювань при багаторазових спостереженнях є однією з базових метрологічних процедур. Зазвичай, в якості математичної моделі похибок вимірювань використовують випадкову величину, що характеризується симетричним законом розподілу ймовірностей. Таким чином координата центру розподілу (за відсутності систематичної складової похибки) визначає оцінку величини параметра, що вимірюється. Існують різні підходи до визначення величини центру симетричних розподілів, основними із яких є: оцінка у вигляді середнього арифметичного, медіанна оцінка та оцінка середини розмаху. Ефективність кожної із таких оцінок, базовим критерієм яких є мінімум їх дисперсії, суттєво залежить від ймовірнісного характеру розподілу помилок. Відомо, що кількість моделей помилок складає десятки розподілів, які умовно можна поділити на декілька основних класів: експоненційні одно-модальні (Гауса, Лапласа), плоско-вершинні обмежені розподіли (рівномірні, трапецієвидні), плоско-вершинні типу «шапо» (суми рівномірних та експоненційних), двомодальні (суміші експоненційних), сімейство розподілів Стюдента, арксинусні та ін. [1]. Таке різноманіття потребує додаткового обґрунтування вибору оптимального методу статистичного оцінювання.

Одним із альтернативних підходів до побудови алгоритмів оцінювання базується на застосуванні методу максимізації поліному (ММПл), запропонованого проф. Ю.П. Кунченко, що використовує для побудови

ймовірнісних моделей статистики вищих порядків (моментно-кумулянтних опис) випадкових величин [2].

У роботі [3] проведено порівняльний аналіз ефективності поліноміальних оцінок ММПл (при $S=3$) та оцінок методу моментів (середнього арифметичного) постійної складової (центру розподілу) негаусових симетрично-розподілених даних та досліджено властивості емпіричних розподілів оцінок в залежності від обсягу вибірки N . Зазначимо, що отримані результати у цілому корелюють із теоретично визначеними в [2] величинами коефіцієнту зменшення дисперсії, який розраховано для асимптотичного випадку (для $N \rightarrow \infty$). Проте даний підхід потребує подальших досліджень, оскільки результати в [3] отримані за виконання умови наявності апріорної інформації про параметри моделі випадкової похибки у вигляді значень кумулянтів до 6-го порядку, що на практиці, зазвичай, є неможливим.

Таким чином, мета даної роботи полягає у дослідженні ефективності адаптивного варіанту оцінок ММПл ($S=3$) порівняно із відомими оцінками центру розподілу для основних класів моделей симетричних похибок в залежності від обсягу вибірки та за умови відсутності апріорної інформації про статистичні характеристики моделі.

Основним результатом роботи є розробка в середовищі MATLAB програмного комплексу імітаційного статистичного моделювання, який шляхом багаторазових експериментальних випробувань методом Монте-Карло дозволяє здійснювати аналіз точності класичних (арифметичного середнього, медіани і середини розмаху) та поліноміальних оцінок центру симетричних розподілів. Основу цього комплексу складає відкрита бібліотека файлів-функцій, які вирішують коло локальних задач, що виникають при організації процедури статистичного моделювання роботи алгоритмів поліноміального оцінювання: розрахунок теоретичних та оцінювання експериментальних значень моментів, кумулянтів та центрованих корелятивів випадкової похибки, знаходження оптимальних коефіцієнтів рівняння максимізації поліному, визначення дисперсії оцінок. Також розроблено файл-сценарій, який реалізує загальну процедуру експерименту та графічну візуалізацію його результатів.

За результатами проведених багаторазових (при $M = 10^5$) експериментальних досліджень побудовані графічні області, які за критерієм мінімуму дисперсії оцінок розмежовують діапазони ефективності (за критерієм мінімальної дисперсії) різних методів оцінювання центру симетричних розподілів для 6-ти моделей: трапецієвидних (включно з рівномірним та трикутним) розподілів; суми випадкових величин з рівномірним і розподілами Лапласа та Гауса; сумішей випадкових величин з різними параметрами розподілів Лапласа та Гауса. Ці області побудовані в залежності від величини параметрів моделі похибок, які визначають їх ймовірнісні властивості, та обсягу вибірок даних N . Також побудовані графічні залежності, які демонструють динаміку наближення (з ростом N) експериментальних величин коефіцієнтів зменшення дисперсії поліноміальних оцінок до теоретичних значень, розрахованих для асимптотичного випадку (при $N \rightarrow \infty$).

У цілому сукупність отриманих результатів підтверджує ефективність та працездатність дослідженої поліноміальної процедури статистичного оцінювання навіть для тих практично важливих ситуацій, коли апріорно відсутня інформація про необхідні для побудови алгоритмів оцінювання параметри ймовірнісної моделі (кумулянти до 6-го порядку) і замість них використовуються їх апостеріорні оцінки.

Література

5. Новицкий П.В., Зограф И.А. Оценка погрешностей результатов измерений. – Л.: Энергоатомиздат. Ленингр. отделение, 1991. – 302 с.
6. Кунченко Ю.П., Лега Ю.Г. Оценка параметров случайных величин методом максимизации полинома. – К.: Наукова думка, 1991. – 180 с.
7. Warsza Z. L. A polynomial estimation of measurand parameters for samples of Non-Gaussian symmetrically distributed data / Z. L. Warsza, S. W. Zabolotnii // Automation 2017: Innovations in Automation, Robotics and Measurement Techniques. – Cham: Springer International Publishing, 2017. — P. 468–480. doi: 10.1007/978-3-319-54042-9_45.

**АСИМПТОТИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ АЛГОРИТМІВ ВИМІРЮВАННЯ
АМПЛІТУДИ ГАРМОНІЧНОГО СИГНАЛУ З ФЛУКТУЮЧОЮ
ЧАСТОТОЮ ПРИ КОГЕРЕНТНОМУ ПРИЙОМІ НА ФОНІ
АСИМЕТРИЧНО-ЕКСЦЕСНОЇ ЗАВАДИ**

Іващенко А.О., Гавриш О.С., к.ф.-м.н., Бурдукова О.В., Багрій М.О.

Черкаський державний технологічний університет,

18006, Черкаси, бул. Шевченко, 460, тел. (0472) 730261

E-mail: ananarb@rambler.ru, hackee74@yahoo.com, hackee1@rambler.ru

Однією з основних задач при обробці експериментальних даних є знаходження інформативної складової сигналу, яка є важливою для дослідника. При розв'язку цієї задачі необхідно підвищувати ефективність методів опрацювання даних. Основними параметрами обробки сигналів є швидкодія та точність отримуваних оцінок. Але часто виникає протиріччя під час дослідження, а саме: підвищення точності супроводжується зменшенням швидкості опрацювання і навпаки. Одним із потужних математичних апаратів для знаходження оцінок випадкових послідовностей є метод максимізації полінома або метод Кунченка [1].

В роботі [2] відповідно до методу максимізації полінома отримано лінійну та квадратичну оцінки амплітуди A гармонічного сигналу. Метою даної роботи є отримання аналітичних виразів дисперсій оцінок амплітуди A . Згідно методу максимізації поліному, дисперсія оцінки параметру дорівнює величині, зворотній кількості добутої інформації про скалярний параметр. Використовуючи коефіцієнт $k_{1\nu}(A)$, а також вираз для похідної від початкового моменту 1-го порядку за параметром A , легко знайти вираз для кількості добутої інформації про шуканий параметр A

$$J_{1n} = \sum_{\nu=1}^n \frac{b^2 \cos^2 \alpha}{\frac{A^2}{2} (1 + b^4 \cos 2\alpha - 2b^2 \cos^2 \alpha) + \chi_2} . \quad (1)$$

Очевидно, що дисперсія оцінки амплітуди гармонічного сигналу, знайденої методом максимізації поліному при $s=1$, прийме вид

$$\sigma_{(A)1}^2 = \frac{\chi_2}{\sum_{v=1}^n \frac{b^2 \cos^2 \alpha}{\frac{q}{2}(1 + b^4 \cos 2\alpha - 2b^2 \cos^2 \alpha) + 1}} \quad (2)$$

де $q = \frac{A^2}{\chi_2}$ відношення сигнал-завада за потужністю.

Використовуючи вагові коефіцієнти $k_{1v}(A)$ і $k_{2v}(A)$ [2], можна знайти дисперсію оцінки амплітуди гармонічного сигналу при степені поліному $s=2$

$$\sigma_{(\hat{A})2}^2 = \frac{\chi_2}{\sum_{v=1}^n \frac{q^2 a_{4i} + qa_{2i} + \sqrt{qa_{1i}}\gamma_3 + (2b^2 \cos^2 \alpha + b^2 \cos^2 \alpha \gamma_4)}{\frac{1}{16}q^3 a_{60} + q^2 a_{40} + q^{1,5}\gamma_3 a_{30} + qa_{20} + (2 - \gamma_3^2 + \gamma_4)}} \quad (3)$$

Для порівняння дисперсій оцінок виду (3) і (2) знайдемо коефіцієнт ефективності оцінки:

$$g_{21} = \frac{\sigma_{2(\hat{A})}^2}{\sigma_{1(\hat{A})}^2} = \frac{\sum_{v=1}^n \frac{b^2 \cos^2 \alpha}{\frac{q}{2}(1 + b^4 \cos 2\alpha - 2b^2 \cos^2 \alpha) + 1}}{\sum_{v=1}^n \frac{q^2 a_{4i} + qa_{2i} + \sqrt{qa_{1i}}\gamma_3 + (2b^2 \cos^2 \alpha + b^2 \cos^2 \alpha \gamma_4)}{\frac{1}{16}q^3 a_{60} + q^2 a_{40} + q^{1,5}\gamma_3 a_{30} + qa_{20} + (2 - \gamma_3^2 + \gamma_4)}} \quad (4)$$

Коефіцієнт ефективності оцінки g_{21} залежить не лише від параметрів завади γ_3, γ_4 , а й від відношення сигнал/завада $q = A^2 / \chi_2$. Фіксуючи параметр q , можна дослідити динаміку зміни коефіцієнта ефективності g_{21} від коефіцієнта асиметрії γ_3 при фіксованих значеннях γ_4 .

Література

3. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Ч.І. Ю.П. Кунченко. Стохастические полиномы, их свойства и применение для нахождения оценок параметров. – Черкассы: ЧИТИ, 2001. – 133 с.
4. Гавриш О.С., Бурдукова О.В., Іващенко А.О., Безпалій Р.О. Поліноміальні алгоритми вимірювання амплітуди гармонічного сигналу з флуктуючою частотою і когерентному прийомі при асиметрично-ексцесній заваді // Вісник ЧДТУ. – Черкаси, 2017. – №1.

**РОЗРАХУНОК ЕНЕРГОЗБЕРІГАЮЧОГО ЕФЕКТУ ВІД
ЗАСТОСУВАННЯ ЗАСОБІВ АКТИВНОЇ ФІЛЬТРАЦІЇ В ТРИФАЗНІЙ
ЧОТИРИПРОВІДНІЙ СИСТЕМІ ЕЛЕКТРОПОСТАЧАННЯ**

Каплун В.В.¹, Артеменко М.Ю.¹, Поліщук С.Й.², Бобровник В.М.¹

Київський національний університет технологій та дизайну¹

01011, Київ, вул. Немировича-Данченка, 2, e-mail: vge@knutd.com.ua

Інститут електродинаміки НАН України²

03057, пр Київ, Перемоги, 56

Одним із перспективних технічних напрямів енергозбереження є зниження втрат та відновлення якісних показників електроенергії на клеммах потужних споживачів застосуванням активних силових фільтрів [1-3]. Найбільшого поширення в трифазних системах електроживлення набули паралельні активні фільтри з можливістю формування оптимальних вхідних струмів в умовах нестабільності, нелінійності та несиметрії навантаження.

Відповідно до методики [4] визначення енергетичних характеристик трифазної чотирипровідної системи електропостачання в синусоїдному несиметричному режимі для струмів перейдемо від тривимірних комплексних векторів діючих значень фазних напруг та лінійних струмів

$$\bar{\mathbf{u}} = \begin{Bmatrix} \dot{U}_A \\ \dot{U}_B \\ \dot{U}_C \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} U_\phi \\ U_\phi \tilde{a} \\ U_\phi \tilde{a}^2 \end{Bmatrix}; \bar{\mathbf{i}} = \begin{Bmatrix} \dot{I}_A \\ \dot{I}_B \\ \dot{I}_C \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} I_A e^{j\psi_A} \\ I_B e^{j\psi_B} \\ I_C e^{j\psi_C} \end{Bmatrix}; \dot{a} = e^{j2\pi/3}; \tilde{a} = (\dot{a})^*$$

до комплексних векторів симетричних складових з модифікованими значеннями складових нульової послідовності відповідно до параметрів опорів втрат лінійних та нейтрального проводів r, r_N

$$\bar{\mathbf{u}} = \begin{Bmatrix} \dot{U}_0 \sqrt{1-\sigma_0} \\ \dot{U}_+ \\ \dot{U}_- \end{Bmatrix} = \mathbf{E}_{\sigma_+} \bar{\mathbf{F}}^{-1} \bar{\mathbf{u}} = \begin{Bmatrix} \sqrt{1-\sigma_0} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{Bmatrix} \frac{1}{\sqrt{3}} \begin{Bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & \dot{a} & \tilde{a} \\ 1 & \tilde{a} & \dot{a} \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} U_\phi \\ U_\phi \tilde{a} \\ U_\phi \dot{a} \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} 0 \\ \sqrt{3} U_\phi \\ 0 \end{Bmatrix} = \sqrt{3} U_\phi \begin{Bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{Bmatrix};$$

$$\underline{\mathbf{i}} = \mathbf{E}_{\sigma} \bar{\mathbf{F}}^{-1} \bar{\mathbf{i}} = \begin{Bmatrix} 1/\sqrt{1-\sigma_0} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} 1 \\ 1/\sqrt{3} \\ 1 \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & \tilde{a} & \tilde{a} \\ 1 & \tilde{a} & \tilde{a} \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} I_A \\ I_B \\ I_C \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} I_0/\sqrt{1-\sigma_0} \\ I_+ \\ I_- \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} I_0 e^{j\psi_0}/\sqrt{1-\sigma_0} \\ I_+ e^{j\psi_+} \\ I_- e^{j\psi_-} \end{Bmatrix}.$$

де $\bar{\mathbf{F}} = \frac{1}{\sqrt{3}} \begin{Bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & \tilde{a} & \tilde{a} \\ 1 & \tilde{a} & \tilde{a} \end{Bmatrix}$ – модифікована матриця Fortesque; $\frac{1}{1-\sigma_0} = \frac{r+3r_N}{r} = 1+3r_N/r$.

Квадрати норм отриманих векторів визначаються виразами:

$$\underline{\mathbf{u}}^T \underline{\mathbf{u}}^* = U_-^2 = 3U_\phi^2; \underline{\mathbf{i}}^T \underline{\mathbf{i}}^* = I_-^2 = I_0^2/(1-\sigma_0) + I_+^2 + I_-^2 = I_0^2(1+3r_N/r) + I_+^2 + I_-^2 = I_N^2 r_N/r + I_A^2 + I_B^2 + I_C^2,$$

оскільки

$$I_0^2 + I_+^2 + I_-^2 = (\bar{\mathbf{F}}^{-1} \bar{\mathbf{i}})^T (\bar{\mathbf{F}}^{-1} \bar{\mathbf{i}})^* = \bar{\mathbf{i}}^T \bar{\mathbf{F}}^{-1} \bar{\mathbf{F}} \bar{\mathbf{i}}^* = \bar{\mathbf{i}}^T \bar{\mathbf{i}}^* = I_A^2 + I_B^2 + I_C^2; 3I_0^2 = (I_A + I_B + I_C)(I_A + I_B + I_C)^* = I_N^2.$$

Енергоефективність процесу споживання енергії трифазного джерела характеризується коефіцієнтом потужності, що в синусоїдному режимі має вигляд

$$k_P = \frac{P}{S} = \frac{\text{Re}(\underline{\mathbf{u}}^T \underline{\mathbf{i}}^*)}{U_- I_-} = \frac{I_+ \cos \psi_+}{\sqrt{I_0^2/(1-\sigma_0) + I_+^2 + I_-^2}} = P / \sqrt{3} U_\phi \sqrt{I_A^2 + I_B^2 + I_C^2 + I_N^2 r_N/r}.$$

За наявності вищих гармонік струмів та дії синусоїдного симетричного джерела вираз для коефіцієнта потужності залишається справедливим, але діючі значення усіх струмів враховують увесь їх спектральний склад.

Паралельний активний фільтр формує вектор струмів трифазного джерела відповідно до виразу

$$\underline{\mathbf{i}}_\phi(t) = g \underline{\mathbf{u}}(t),$$

а коефіцієнт пропорційності в останній формулі обирається з умови нульової активної потужності фільтра за період мережної напруги:

$$g = \frac{P}{U_-^2} = \frac{P}{3U_\phi^2}.$$

При цьому для періодичного з таким самим періодом вектора лінійних струмів маємо вираз за потужністю втрат

$$k_B = \frac{\Delta P}{\Delta P_\phi} = \frac{(I_A^2 + I_B^2 + I_C^2)r + I_N^2 r_N}{\frac{g^2 r}{T} \int_0^T \underline{\mathbf{u}}^T(t) \underline{\mathbf{u}}(t) dt} = \frac{I_A^2 + I_B^2 + I_C^2 + I_N^2 r_N/r}{P^2 / 3U_\phi^2} = \frac{1}{k_P^2}.$$

Таким чином, виграш за потужністю втрат обернено пропорційний квадрату коефіцієнта потужності. Ще більший виграш досягається при збільшенні інтервалу τ осереднення потужності навантаження. При цьому вектор струмів трифазного джерела формують пропорційним вектору фазних напруг $\mathbf{u}(t)$, але коефіцієнт пропорційності обирають з умови відсутності споживання енергії активним фільтром протягом усього часу осереднення:

$$g_\tau = \int_0^\tau p(t)dt / \int_0^\tau \mathbf{u}^T(t)\mathbf{u}(t)dt \approx \frac{\bar{P}}{3U_\phi^2},$$

де $\bar{P} = \int_0^\tau p(t)dt / \tau = \frac{W}{\tau}$ – середня потужність в інтервалі осереднення.

Величина виграшу за потужністю втрат в зазначеному інтервалі часу

$$k_{Br} = \frac{3U_\phi^2 \tau}{W^2} \int_0^\tau \mathbf{i}^T(t)\mathbf{R}\mathbf{i}(t)dt,$$

де $\mathbf{R} = r\mathbf{E} + r_N\mathbf{j}\mathbf{j}^T$ – матриця опорів втрат [3], \mathbf{E} – одинична матриця, $\mathbf{j}^T = \|\mathbf{1} \quad \mathbf{1} \quad \mathbf{1}\|$.

Перелік літератури

1. Дрехслер Р. Измерение и оценка качества электроэнергии при несимметричной и нелинейной нагрузке: Пер. с чешск. А Окина. / Дрехслер Р. // М.: Энергоатомиздат, 1985. – 112 с.

2. *Patricio Salmerón Revuelta, Salvador Pérez Litrán, Jaime Prieto Thomas. Active Power Line Conditioners Design, Simulation and Implementation for Improving Power Quality.* – Elsevier Inc., Academic Press – 2016. – 436 p.

3. *Артеменко М.Ю.* Енергоефективність паралельних активних силових фільтрів трифазних систем електроживлення/ *Артеменко М. Ю., Каплун В.В.* // «Вісник Київського національного університету технологій та дизайну». – 2016. – № 5 (102). – С. 11 – 19.

4. *Артеменко М.Ю.* Оптимізація енергетичних характеристик трифазної чотирипровідної системи живлення з паралельним активним фільтром у несиметричному синусоїдному режимі / *Артеменко М.Ю., Батрак Л.М., Михальський В.М., Поліщук С.Й.* // *Технічна електродинаміка.* – 2015. – № 2. – С. 30 - 37.

**ЧИСЕЛЬНИЙ РОЗВ'ЯЗОК НЕЛІНІЙНИХ ІНТЕГРАЛЬНИХ
РІВНЯНЬ ВОЛЬТЕРИ ІІ РОДУ З ВИКОРИСТАННЯМ ФОРМУЛ
НЬЮТОНА-КОТЕСА ПІДВИЩЕНОЇ ТОЧНОСТІ**

Кисельова Г.О., Кисельов В.Б.

Черкаський державний технологічний університет

18006, м. Черкаси, бул. Шевченка, 460, тел. (0472) 730256

E-mail: annakis.777@yandex.ru

Застосування нелінійних інтегральних рівнянь є одним з найефективніших методів обробки сигналів та статистичних даних. Одним зі способів чисельного розв'язку нелінійних рівнянь Вольтери ІІ роду є метод простих ітерацій із застосуванням квадратурних алгоритмів, в основу яких покладені формули трапецій або прямокутників [1, 2], що мають невисоку точність (порядку $O(h^2)$).

Специфікою обчислень інтегральних рівнянь Вольтери за допомогою квадратурних формул є необхідність використання для кожного наступного кроку результатів, які отримані при попередніх розрахунках, тому має місце накопичення похибки, яка може збільшуватися і при зменшенні кроку обчислень. Величина похибки також збільшується при збільшенні проміжку інтегрування, враховуючи це, виникає необхідність використання, при розрахунках інтегральних рівнянь чисельними методами, формул високої алгебраїчної точності [1]. Для обчислень з постійним кроком використовуються формули Ньютона-Котеса.

Метод простих ітерацій, у застосуванні до чисельних розв'язків нелінійних інтегральних рівнянь Вольтери-Урисона та Вольтери-Гаммерштейна ІІ роду, полягає в отриманні послідовності функцій (наближень) $y_r(x)$, $r = 0, 1, 2, \dots, N$, де N — кількість ітерацій, за допомогою рекурентних формул

$$y_r = f(x) + \int_a^x K[x, s, y_{r-1}(s)] ds, \quad r = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

для нелінійного інтегрального рівняння Вольтери-Урисона та

$$y_r = f(x) + \int_a^x K(x, s) F[y_{r-1}(s)] ds \quad r=1, 2, \dots, N \quad (2)$$

для нелінійного інтегрального рівняння Вольтери-Гаммерштейна II роду.

При розв'язку лінійного інтегрального рівняння Вольтерри II роду методом квадратур використовується вираз [1]:

$$y(x_i) - \int_a^{x_i} K(x_i, s) y(s) ds = f(x_i), \quad i = \overline{1, n}, \quad (3)$$

де x_i — вузли інтегрування;

$K(x_i, s)$ — значення ядра інтегрального рівняння у вузлах інтегрування;

$f(x_i)$ — значення правої частини інтегрального рівняння у вузлах інтегрування;

$y(x_i)$ — значення шуканої функції у вузлах інтегрування.

При розв'язку нелінійного інтегрального рівняння Вольтерри-Урисона II роду з урахуванням (1), вираз (3) приймає вигляд:

$$y_r(x_i) - \int_a^{x_i} K[x_i, s, y_{r-1}(s)] ds = f(x_i), \quad r=1, 2, \dots, N, \quad i = \overline{1, n}, \quad (4)$$

де $y_0(x_i) = f(x_i)$

Алгоритм чисельного розв'язання рівняння Вольтери II роду за формулами Ньютона-Котеса вищої точності приведено в [3]. Даний алгоритм може бути застосований і для чисельних розв'язків нелінійних інтегральних рівнянь Вольтери-Урисона та Вольтери-Гаммерштейна II роду методом простих ітерацій.

Використовуючи отримані формули та розрахунковий алгоритм [4], в програмі MATLAB розроблено програму `voltiternew` (з використанням формул Ньютона-Котеса різної точності), в основу якої покладено метод простих ітерацій та розроблений алгоритм від двох- до дев'ятиточкової формули Ньютона-Котеса.

Похибки обчислень тестових прикладів [4] програмою `voltiternew` представлено на рис. 1.

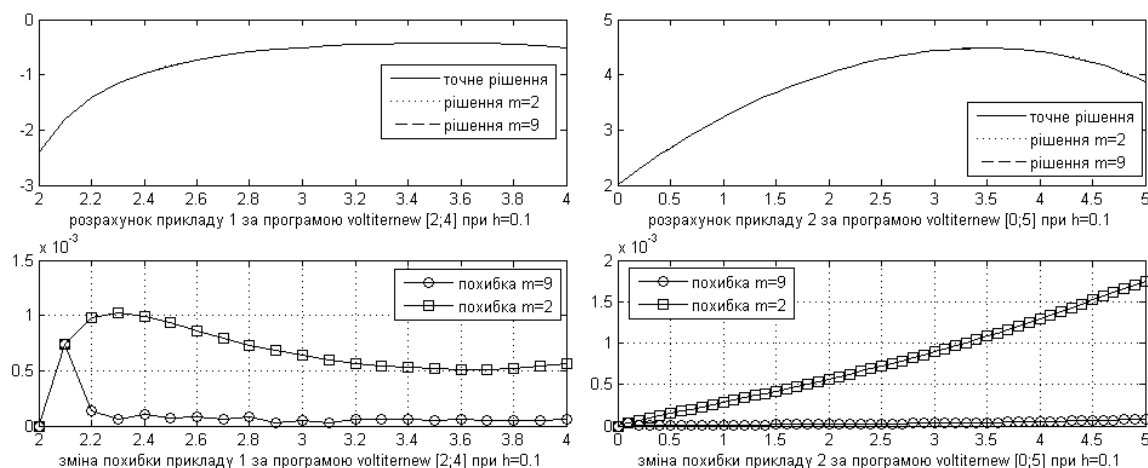


Рис. 1. Графіки функцій $y(x)$ та похибок Δ_{abs} .

Порівнюючи результати тестів, можна зробити висновок про високу стабільність та якість розрахунків, проведених за допомогою програми *voltiternew*, в якій застосовані формули Ньютона-Котеса підвищеної точності. Застосування формул Ньютона-Котеса вищої точності дає можливість будувати алгоритми для роз'язків лінійних та нелінійних інтегральних рівнянь Вольтери II роду чисельними методами.

Література

1. А.Ф. Верлань, В.С. Сизиков. Интегральные уравнения: методы, алгоритмы, программы. — К.: Наукова думка, 1986. — 544 с.
2. Арушанян И.О. Численное решение интегральных уравнений методом квадратур. Практикум на ЭВМ. — М.: МГУ, 2002. — 72 с.
3. Ситник О.О., Кисельова Г.О., Кисельов В.Б. „Універсальний алгоритм розрахунку інтегрального рівняння Вольтерри II роду із застосуванням формул Ньютона-Котеса”, Вісник ЧДТУ, 2010, №3. — с. 36-42.
4. Кисельова Г.О., Кисельов В.Б. „Ітераційний алгоритм розв'язування нелінійних інтегральних рівнянь типу Вольтери II роду в середовищі MATLAB”, Математичне та комп'ютерне моделювання. Серія: Технічні науки: зб. наук. праць / Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАУ, Кам'янець-Подільський національний університет; — Кам'янець-Подільський: Кам'янець-Подільський національний університет імені Івана Огієнка, 2015. — Вип. 12. — с. 42-50.

ІГРОВИЙ МЕТОД СИНХРОНІЗАЦІЇ СИГНАЛІВ РОЗПОДІЛЕНОЇ СИСТЕМИ

Кравець П.О.

Національний університет «Львівська політехніка»

79013, Львів, вул. С. Бандери 12, тел. (032)2582538

E-mail: kpro@i.ua

Вступ. Однією з умов забезпечення працездатності розподіленої системи є синхронізація роботи її складових елементів, яка досягається узгодженням частот, фаз або інших характеристик сигналів, що генеруються взаємодіючими елементами системи.

Синхронізація може бути примусовою, коли у системі задається генератор опорного сигналу, або вільною, просторово-розподіленою, яка досягається за рахунок взаємодії складових елементів між собою. У випадку вільної синхронізації у системі можуть виникати ігрові ситуації кооперації або конкуренції стратегій дій активних елементів.

Метою цієї роботи є побудова стохастичного ігрового методу вільної частотної синхронізації сигналів розподіленої системи. Стохастичні ігри досліджують складну поведінку мереж агентів (підсистем прийняття рішень з елементами штучного інтелекту) з різноманітними моделями прийняття рішень в умовах невизначеності.

Постановка задачі. Розглянемо розподілену систему, яка складається з множини D ($|D| \geq 2$) взаємодіючих елементів. Нехай кожен елемент $i \in D$ генерує гармонійний сигнал $y_i(t) = A_i \sin(\omega t + \varphi_i)$, де t – неперервний час, A_i – амплітуда, ω – частота, φ_i – фаза сигналу.

Кожному елементу розподіленої системи поставимо у відповідність ігрового агента з набором чистих стратегій $\Omega^i = \{\omega^i(1), \omega^i(2), \dots, \omega^i(N)\}$, де

$\omega^i(j) = \omega_{\min} + j(\omega_{\max} - \omega_{\min})/N \quad (j=1..N)$ – дискретне значення частоти сигналу з діапазону $[\omega_{\min}, \omega_{\max}]$; $N \geq 2$ – кількість чистих стратегій.

Агенту з номером i доступні для вимірювання параметри сигналів з локальної підмножини елементів $D_i \subseteq D \quad \forall i \in D$.

Нехай вибір чистих стратегій здійснюється агентами у дискретні моменти часу $n=1,2,\dots$. Після завершення колективного вибору $\omega_n^i \in \Omega^i \quad \forall i \in D$ агенти обчислюють відхилення частот сигналів (поточних програшів) за спостереженнями в околиці елементів $D_i \subseteq D \quad \forall i \in D$:

$$\xi_n^i = |D_i|^{-1} \sum_{j \in D_i} |\omega_n^i - \omega_n^j| + \mu_n^i, \quad (1)$$

де μ_n^i – білий шум, що імітує похибку вимірювання частот сигналів.

Хід гри оцінюється функціями середніх програшів:

$$\Xi_n^i = \frac{1}{n} \sum_{\tau=1}^n \xi_\tau^i \quad \forall i \in D. \quad (2)$$

Метою гри є мінімізація функцій середніх програшів:

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \Xi_n^i \rightarrow \min_{\{\omega_n^i\}} \quad \forall i \in D. \quad (3)$$

Для розв'язування гри в умовах невизначеності необхідно побудувати такий адаптивний метод генерування послідовностей чистих стратегій $\{\omega_n^i\} \quad \forall i \in D, \quad n=1,2,\dots$, щоб синхронізація сигналів у межах локальних підмножин $D_i \subseteq D \quad \forall i \in D$ призвела до глобальної синхронізації сигналів із множини D .

Розв'язування стохастичної гри. Адаптивну селекцію оптимальних за Нешем варіантів рішень виконаємо на основі векторів змішаних стратегій, динаміка яких описується рекурентною залежністю, отриманою на основі методу стохастичної апроксимації умови доповняльної нежорсткості:

$$p_{n+1}^i = \pi_{\varepsilon_{n+1}}^N \left\{ p_n^i - \gamma_n \xi_n^i \left[e(\omega_n^i) - p_n^i \right] \right\}, \quad (4)$$

де $\pi_{\varepsilon_{n+1}}^N$ – проектор на одиничний ε -симплекс $S_{\varepsilon_{n+1}}^N \subseteq S^N$ [2]; $e(\omega_n^i)$ – одиничний вектор-індикатор вибору варіанта $\omega_n^i \in \Omega^i$.

Параметри γ_n та ε_n є монотонно спадними додатними величинами:

$$\gamma_n = \gamma n^{-\alpha}, \quad \varepsilon_n = \varepsilon n^{-\beta}, \quad (5)$$

де $\gamma > 0$; $\alpha > 0$; $\varepsilon > 0$; $\beta > 0$.

Поточні значення чистих стратегій визначаються з умови:

$$\omega_n^i = \left\{ \omega^i(l) \mid l = \arg \min_l \sum_{k=1}^l p_n^i[k] > \eta \quad (k, l = 1..N) \right\}, \quad (6)$$

де $\eta \in [0,1]$ – випадкова величина з рівномірним розподілом.

У момент часу n кожен гравець $i \in D$ на основі змішаної стратегії p_n^i вибирає чисту стратегію ω_n^i , за що, до моменту часу $n+1$, отримує поточний програш ξ_n^i , після чого обчислює змішану стратегію p_{n+1}^i згідно з (4). Гра продовжується до вирівнювання частот сигналів усіх елементів системи.

Висновки. Розглянутий адаптивний ігровий метод забезпечує частотну синхронізацію сигналів розподіленої системи в умовах дії стохастичних завад. Збіжність ігрового методу визначається фундаментальними умовами стохастичної апроксимації [2]. Метод (4) – (6) забезпечує степеневий порядок швидкості збіжності. Зростання кількості гравців, кількості чистих стратегій та дисперсії програшів призводить до зменшення швидкості збіжності стохастичної гри.

Вдосконалення методу можна очікувати від застосування ігрових агентів з елементами штучного інтелекту.

Результати роботи можна використати для синхронізації роботи сенсорних мереж, розподілених кібернетичних та мультиагентних систем.

Література

1. Пиковский А., Розенблум М., Куртс Ю. Синхронизация. Фундаментальное нелинейное явление. Москва, 2003. 496 с.
2. Назин А.В. Адаптивный выбор вариантов: Рекуррентные алгоритмы. Москва, 1986. 288 с.

МОДЕЛИ НЕГАУССОВСКИХ СИММЕТРИЧНЫХ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ С НУЛЕВЫМ КОЭФФИЦИЕНТОМ ЭКСЦЕССА

Красильников А.И.

Институт технической теплофизики НАН Украины

03057, Киев, ул. Желябова, 2а, тел. (044)4532857

E-mail: tangorov@voliacable.com

При решении различных прикладных задач часто возникает необходимость идентификации закона распределения исследуемых негауссовских случайных величин и случайных процессов на основе известных или измеренных кумулянтных коэффициентов γ_s .

Для решения задачи идентификации негауссовских распределений в приложениях обычно ограничиваются использованием только двух кумулянтных коэффициентов – асимметрии γ_3 и эксцесса γ_4 , что может привести к неверным результатам и выводам. В частности, ошибочно считается, что при выполнении условия $\gamma_3 = \gamma_4 = 0$ распределение является гауссовским.

В данной работе построены математические модели негауссовских симметричных распределений с нулевым коэффициентом эксцесса γ_4 .

Общая модель. Для решения задачи использованы симметричные смеси распределений

$$F(x) = d_1 F_1(x) + d_2 F_2(x), \quad (1)$$

где $F_1(x)$ и $F_2(x)$ – составляющие смеси, являющиеся произвольными симметричными функциями распределения; d_1, d_2 – весовые коэффициенты смеси, $d_k \in (0,1)$, $k=1,2$; $d_1 + d_2 = 1$.

Смесь (1) представляет собой *класс негауссовских симметричных распределений с нулевым коэффициентом эксцесса*, если ее кумулянтные коэффициенты γ_4, γ_6 одновременно удовлетворяют условиям:

$$\gamma_4 = 0, \quad \gamma_6 \neq 0. \quad (2)$$

В работе конкретизированы условия (2). В частности, у модели (1) отличны от нуля только четные центральные моменты μ_s , которые равны

$$\mu_s = d_1 \mu_{s,1} + d_2 \mu_{s,2},$$

где $\mu_{s,1}$, $\mu_{s,2}$ – центральные моменты составляющих смеси.

Получено общее выражение для нахождения коэффициента эксцесса смеси (1) и, как следствие, явный вид уравнения $\gamma_4 = 0$:

$$d_1 \kappa_{4,1} + d_2 \kappa_{4,2} + 3d_1 d_2 (\mu_{2,1} - \mu_{2,2})^2 = 0, \quad (3)$$

где $\kappa_{4,1}$, $\kappa_{4,2}$ – кумулянты составляющих смеси.

Коэффициент γ_6 смеси (1) при выполнении условия $\gamma_4 = 0$ равен:

$$\gamma_6 = \frac{d_1 \mu_{6,1} + d_2 \mu_{6,2}}{(d_1 \mu_{2,1} + d_2 \mu_{2,2})^3} - 15.$$

Считаются заданными кумулянты $\kappa_{4,1}$, $\kappa_{4,2}$ и дисперсии $\mu_{2,1}$, $\mu_{2,2}$ составляющих смеси (1). Тогда задача построения математических моделей негауссовских симметричных распределений с нулевым коэффициентом эксцесса γ_4 заключается в определении таких значений весовых коэффициентов d_1 , d_2 , при которых решение уравнения (3) существует.

Модели типа 1. Пусть дисперсии составляющих смеси (1) совпадают,

$$\mu_{2,1} = \mu_{2,2}.$$

Тогда дисперсия μ_2 смеси равна $\mu_2 = \mu_{2,1} = \mu_{2,2}$, а уравнение (3) принимает вид

$$d_1 \gamma_{4,1} + d_2 \gamma_{4,2} = 0, \quad (4)$$

где $\gamma_{4,1}$, $\gamma_{4,2}$ – кумулянтные коэффициенты составляющих смеси (1).

Из уравнения (4) получаем

$$d_1 = \frac{\gamma_{4,2}}{\gamma_{4,2} - \gamma_{4,1}}, \quad d_2 = \frac{\gamma_{4,1}}{\gamma_{4,1} - \gamma_{4,2}}. \quad (5)$$

Из формул (5) следует, что в данном случае решение есть всегда, если коэффициенты эксцесса $\gamma_{4,1}$, $\gamma_{4,2}$ имеют различные знаки.

Модели типа 2. Пусть y составляющих смеси (1) дисперсии $\mu_{2,1} \neq \mu_{2,2}$, а кумулянты $\kappa_{4,1}$ и $\kappa_{4,2}$ имеют разные знаки, в частности $\kappa_{4,1} < 0$, $\kappa_{4,2} > 0$, и удовлетворяют условию $\kappa_{4,1} = -\kappa_{4,2}$.

В этом случае уравнение (3) принимает вид

$$\gamma_{4,2}(d_2 - d_1) + 3d_1d_2(M - 1)^2 = 0. \quad (6)$$

где параметр $M = \mu_{2,1} / \mu_{2,2}$.

Решением уравнения (6) является единственный корень

$$d_2 = 0,5 + \frac{\gamma_{4,2}}{3(M - 1)^2} - \sqrt{0,25 + \frac{\gamma_{4,2}^2}{9(M - 1)^4}}. \quad (7)$$

Формула (7) справедлива при любых значениях коэффициента $\gamma_{4,2} > 0$ и параметра M .

Модели типа 3. Пусть y составляющих смеси (1) дисперсии $\mu_{2,1} \neq \mu_{2,2}$, а кумулянты $\kappa_{4,1}$, $\kappa_{4,2}$ отрицательны и удовлетворяют условию $\kappa_{4,1} = \kappa_{4,2}$.

В этом случае уравнение (3) принимает вид

$$\kappa_{4,2} + 3d_1d_2(\mu_{2,1} - \mu_{2,2})^2 = 0 \quad (8)$$

и имеет решение

$$d_1^{(1,2)} = 0,5 \pm \sqrt{0,25 + \frac{\gamma_{4,2}}{3(M - 1)^2}}. \quad (9)$$

Формула (9) справедлива при любых значениях коэффициента эксцесса $\gamma_{4,2} \in [-2, 0)$, если параметр M выбран из области допустимых значений

$$M \geq 1 + 2 \left(-\frac{\gamma_{4,2}}{3} \right)^{0,5} = M_{\min}.$$

Уравнение (8) имеет два корня $d_1^{(1)}$ и $d_1^{(2)}$, если $M > M_{\min}$, и один корень $d_1 = 0,5$, если $M = M_{\min}$.

РЕКУРЕНТНИЙ АНАЛІЗ БАГАТОВИМІРНИХ ХАОТИЧНИХ СИСТЕМ

Круліковський О.В., Галюк С.Д., Політанський Л.Ф.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

E-mail: o.krulikovskiy@chnu.edu.ua, s.haliuk@chnu.edu.ua l.politansky@chnu.edu.ua

Рекурентний аналіз є одним з нелінійних методів дослідження експериментальних часових рядів [1], що дає змогу провести класифікацію процесів, виявити закономірності їх поведінки, оцінити складність і випадковість сигналів у телекомунікаційних системах. Суть аналізу полягає у побудові спеціальних проєкцій на двомірну площину та чисельному оцінюванні отриманих геометричних структур.

Хаотичні системи еволюціонують в обмеженій області фазового простору тому характеризуються ергодичністю і частковим повторенням ділянок траєкторій, що можна виявити за допомогою рекурентного аналізу. Згідно теореми Танкеса на основі однієї часової реалізації $x = \{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ можна побудувати траєкторію у псевдофазовому просторі розмірності m , що зберігає характеристики оригінальної системи, тобто

$$\begin{aligned} x_1^m &= \{x_1, x_2, \dots, x_{N-m}\} \\ x_2^m &= \{x_2, x_3, \dots, x_{N-m+1}\} \\ &\dots \\ x_m^m &= \{x_m, x_{m+1}, \dots, x_N\}. \end{aligned} \quad (1)$$

Проєкція (1) на площину являє собою матрицю розміром $(n-m) \cdot (n-m)$ елементи якої характеризують відстань між траєкторією в моменти часу i і j . У найпростішому випадку матриця є бінарною і описується співвідношенням

$$R_{i,j} = \sigma(\varepsilon - \|x_i - x_j\|), i, j = 1, 2, \dots, N-m, \quad (2)$$

де ε – розмір околу навколо точки x_i в момент часу i , $\sigma(\cdot)$ – функція Хевісайда, $\|\cdot\|$ – Евклідова норма.

Для аналізу рекурентних діаграм використовують декілька оцінок [2,3], серед яких в роботі досліджено рекурентність, детермінізм і ентропію.

Рекурентність показує частку рекурентних точок, що потрапляють в інтервал радіусом ε

$$Rec = \frac{1}{N^2} \sum_{i,j}^{N-m} R_{i,j}. \quad (3)$$

Детермінізм показує частку точок, що утворюють діагональні структури, довжиною не менше l_{min} в загальній кількості рекурентних точок

$$Det = \frac{\sum_{l_{min}}^{l_{max}} l \cdot P(l)}{\sum_{i,j}^{N-m} R_{i,j}}, \quad (4)$$

де $P(l)$ – ймовірність утворення діагоналі довжиною l .

Ентропія є оцінкою повторюваності частин траєкторії досліджуваного процесу.

$$Entr = - \sum_{l_{min}}^{l_{max}} P(l) \ln(P(l)). \quad (5)$$

В роботі поставлена задача оцінки можливостей рекурентного аналізу щодо визначення розмірності хаотичної системи, що актуально в контексті прихованості обміну даних в інформаційних та криптографічних застосуваннях, перевірки взаємозв'язку між розмірністю системи і псевдофазового простору та значеннями характеристик рекурентності.

Для досліджень вибрано систему Тратаса [4], приклад багатомірної модифікації якої наведено в [5]:

$$\begin{cases} x_1(n+1) = a_1|x_1(n)| - b_1|x_2(n)| + 1 \\ x_2(n+1) = a_2|x_2(n)| - b_2|x_3(n)| + 1, \\ \dots \\ x_d(n+1) = a_d|x_d(n)| - b_d|x_1(n)| + 1 \end{cases}$$

де d – розмірність системи.

Приклади рекурентних діаграм приведено на рис. 1.

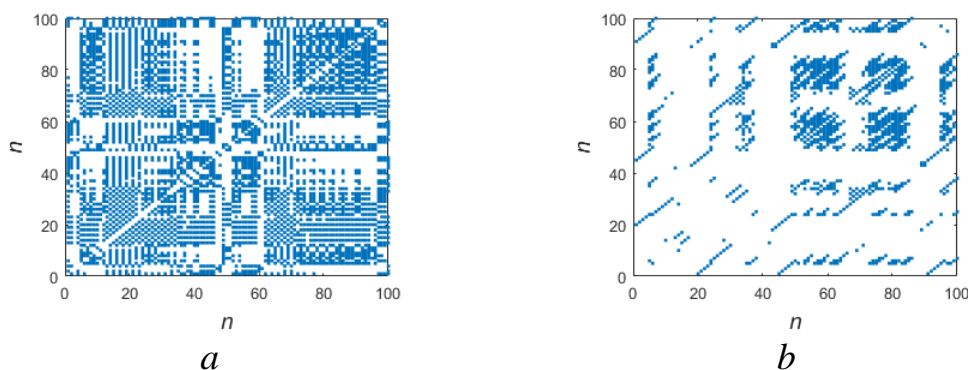


Рис. 1 – Рекурентні діаграми системи (3) при $\varepsilon = 0,4$, $d = 2$ та розмірності псевдофазового простору $m = 1 - a$, $m = 5 - b$

Результати розрахунків характеристик рекурентних діаграм отримані для $N = 10000$ приведено на рис. 2. Рекурентність при постійній розмірності псевдо фазового простору не залежить від розмірності хаотичної системи. При зростанні m рекурентність зменшується, що зумовлено зменшенням кількості точок які попадають в межі околу ε (рис. 2a). Детермінізм зменшується при зростанні розмірності псевдофазового простору незалежно від розмірності системи (рис. 2b).

На рис. 3. наведено залежність ентропії розподілу діагоналей від розмірності хаотичної системи та псевдофазового простору. Аналіз залежностей свідчить, що ентропія спочатку з ростом d зменшується, а потім її значення стабілізується. Така закономірність має місце при $m \leq d - 2$ і $m \in [1,5]$. При $m \geq 6$ перехід залежності $Entr(d,m)$ від спаду до постійного значення є плавним, а підтвердження вищенаведеної закономірності потребує подальших досліджень.

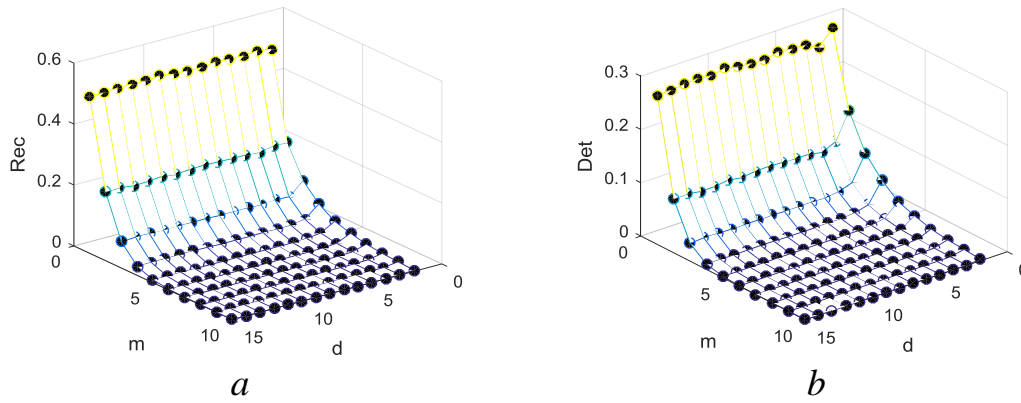


Рис. 2 – Залежності рекурентності, детермінізму та ентропії від розмірності системи та псевдо фазового простору при $\varepsilon = 0,4, l_{min} = 3$

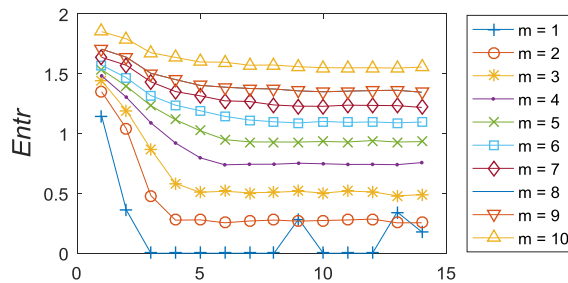


Рис. 2 – Залежність ентропії від розмірності системи та псевдофазового простору при $l_{min} = 3$ та $Rec = const$

З результатів проведеного дослідження слідує висновок, що рекурентний аналіз дає змогу встановити нижню межу розмірності хаотичної системи.

Література

1. Eckman J. P. Recurrence Plots of Dynamical Systems / J. P. Eckman, S. O. Kamphorst, D. Ruelle // *Europhys. Lett.* – 1987. – № 4 (9). – P. 973–977.
2. Joseph S. Iwanski Recurrence plots of experimental data: To embed or not to embed? / Joseph S. Iwanski and Elizabeth Bradley // *Chaos*– 1998. V. № 8. – Pp. 861-871.
3. Norbert Marwan Recurrence plots for the analysis of complex systems / Norbert Marwan, M. Carmen Romano, Marco Thiel, Jürgen Kurths // *Physics Reports* – 2007. – V. № 438(5–6). – Pp. 237–329.
4. Тратас Ю.Г. Применение методов статистической теории связи к задачам приема хаотических колебаний // *Зарубежная радиоэлектроника. Успехи современной радиоэлектроники.* 1998. №11. с. 57-80.
5. Krulikovskiy O.V., Haliuk S.D., Politanskyi L.F. // PRNG based on discrete hyperchaotic system.// *Сучасний захист інформації, SUT, Kiev, № 2, 2016, ст. 69-77.*

МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ ІНТЕГРОВАНИХ СИСТЕМ ЗА ПОЛІНОМАМИ НАБЛИЖЕННЯ В ПРОСТОРІ КУНЧЕНКА

Кунченко-Харченко В.І., д.т.н., професор,

завідувач кафедри інформатики, інформаційної безпеки та документознавства, Президент наукової школи Ю.П. Кунченка

Черкаський державний технологічний університет,

18006, Україна, Черкаси, бул. Шевченка 460

E-mail: kunchenco@mail.ru тел.: +38 (067) 920-18-60



*Присвячується видатному вченому
сучасності, професору*

Кунченку Юрію Петровичу

У статті розглядаються моделі та фактори які використовуються у прогнозуванні інтегрованих систем за поліномами наближення в просторі Кунченка.

Ключові слова: Кунченко, прогнозування інтегрованих систем, часовий ряд.

Вступ. Протягом ряду років при розв'язанні задач в радіотехніці, радіолокації і радіозв'язку для досягнення завершеного розв'язку задач Ю.П. Кунченко використовував поліноми, які дозволяли здійснювати наближення до функцій, випадкових величин і випадкових процесів. При детальному вивченні цих поліномів Ю.П. Кунченко виявив, що використані поліноми істотно відрізняються від поліномів Тейлора-Маклорена, і від поліномів Фур'є. Це стало стимулом до ретельного дослідження нових поліномів наближення та спроби використовувати математичний метод Ю.П. Кунченка в інших галузях знань (інформаційних технологіях).

Слід зазначити, що фактори корекції моделей прогнозування інтегрованих систем (Кунченка). мають своє наукове продовження.

Як було відмічено, будь-який метод прогнозування базується на ідеї екстраполяції. Екстраполяція, запропонована Ю.П. Кунченком, заснована на

ідеї використанні нового абстрактного математичного простору, відмінного від простору Евкліду і Гільберту. Ці поліноми довели свою високу ефективністьнаближення поліному до основної функції.

За основу аналітичної частини інформаційної технології прогнозування циклів розвитку інтегрованих систем традиційно використовуються довгострокові цикли Кондрат’єва (k - цикли або k - хвилі) – періодичні цикли сучасної світової економіки, тривалістю 40-60 років, що базуються на періодичній нелінійній функції, наприклад

$$f(x) = \sin(\pi x)$$

Розглянемо приклад, коли в якості породжувальної функції використовується функція, визначена на інтервалі (0; 1). Ця функція є половиною періоду гармонічного коливання. У цьому випадку породженими функціями при прямо цілостепеневих перетвореннях будуть функції:

$$\varphi_0(x) = 1, \varphi_1(x) = \sin(\pi x), \varphi_2(x) = (\sin(\pi x))^2, \dots, \varphi_r(x) = (\sin(\pi x))^r$$

В якості основної функції спочатку візьмемо $\varphi_1(x) = \sin(\pi x)$, тоді залишені функції будуть допоміжними функціями. Графіки основної і додаткової функції при апроксимації наведені на рис. 1.

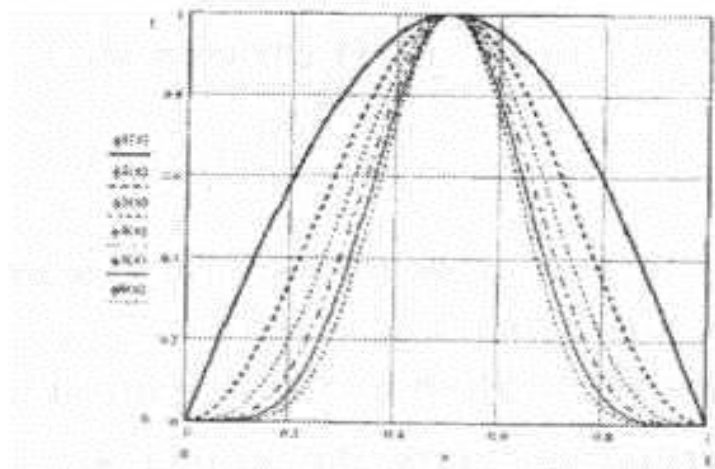


Рис.1. Графіки основної і додаткової функції при апроксимації по методу Кунченка Ю.П.

Використовуючи графіки основної та додаткової функції при апроксимації прогнозу часового ряду (рис.1) і застосувавши технологію «зшивання» для отримання графіку нелінійного хвильного гармонічного процесу, отримаємо графік стабільності (рис. 2) та регресії (рис.3).

Напрямні тренди (лаги) на рис. 2 точки а і б, є твірними напрямного конусу стратегічних рішень.

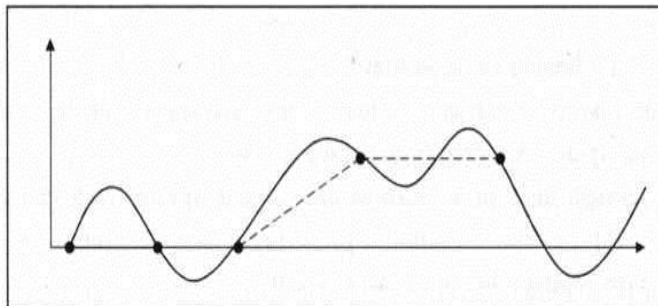


Рис.2. Прогноз стабільного розвитку часового ряду Кондрат'єва

Можна сказати, що і для цієї породжуючої функції моменти довільного порядку також співпадають з відповідними моментами для породжувальної функції $f(x) = \sin(\pi x/2)$.

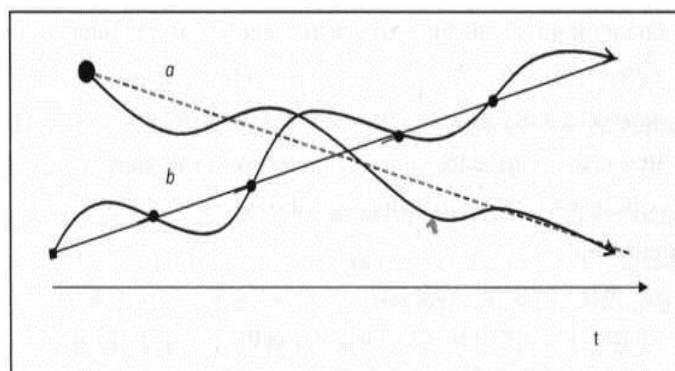


Рис.3. Сталий розвиток інтегрованої системи

Тому у поліномі наближення коефіцієнт a_0 і коефіцієнти a_1 і для цього випадку будуть рівні відповідним коефіцієнтам, коли поліном наближення побудований для функції при породжуючій функції.

Висновки.

В результаті формування моделі прогнозування циклів розвитку інтегрованих систем було проаналізовано:

1. Існуючі підходи до формування та розвитку моделей прогнозу в інформаційних системах в сенсі прогностичних моделей інтегрованих систем на базі k - хвиль.

2. Процес формування одномірного часового ряду та його прогнозованість в інформаційній системі прогнозування циклів розвитку.

Встановлено та підтверджено характер та взаємозв'язок розвитку k -циклів моделі Кондратьєва стосовно базових реперів світового часу та координат.

Література

1. Кунченко-Харченко В.І. Інформаційно-управлінське документування в ієрархічних системах. [Текст]: наук.-навч. посібн. / В.І.Кунченко-Харченко . – Львів: Укр. акад. друкарства, 2015. – 376 с.
2. Айвазян С.А. Прикладная статистика и основы эконометрии С.А. Айвазян, В.С. Мхитарян. - М.: ЮНИТИ, 1998.
3. Алферова З.В. Математическое обеспечение экономических расчетов с использованием теории графов / З.В. Алферова. - М.: Статистика, 1974. - 208 с.
4. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов / Т. Андерсон. - М.: Мир, 1989.
5. Баева Н.Н. Многоканальная электросвязь и РРЛ / Н.Н. Баева. - М.: Радио и связь, 1998. - 312 с.
6. Бажин И.И. Информационные системы менеджмента / И.И. Бажин. - М.: ГУ-ВШЭ, 2000. - 688с.
7. Беллман Р. Процессы регулирования адаптацией. / Р. Беллман. - М., 1964.

ЦИКЛИ КОНДРАТЬЄВА - ЧИ ВИТЯГНЕ ДВИГУН ІНФОРМАЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЙ З ПІРВИ МАШИНУ ПРОГРЕСУ

Кунченко-Харченко І.В.¹, д.т.н., Сікора Л.С.², д.т.н.

Черкаський державний технологічний університет¹,

Національний університет «Львівська політехніка»²,

79013, м. Львів, вул. С. Бандери, 12

E-mail: lssikora@gmail.com, тел. (032) 2728162

Анотація. В статті розглянуто динаміку корпоративних структур з точки зору К-циклів Кондратьєва, показано що ефективним фактором успіху є здатність управляючого персоналу освоювати нові теорії формування стратегій та обґрунтована роль когнітивної психології в процес прийняття когнітивних рішень..

Ключові слова. Інформація, інтелект, самоорганізація, К-цикл Кондратьєва, ЕОМ, система, ієрархія, процеси мислення, логіка, алгоритми, документ.

Передумови формування циклів Кондратьєва. Розвиток складних корпоративних систем в енергетиці, телекомунікації і зв'язку, металургійному і нафтохімічному комплексі та транспортних магістралей пов'язаний з динамікою світових економічних систем. Цикли їх розвитку – від початку побудови і до теперішнього часу, в певній мірі пов'язані з К-циклами Кондратьєва (1928 р.), які враховують як суспільну інертність щодо оволодіння знаннями і вмінням приймати ефективні управляючі рішення так і ініціативність в генерації знань, нових технологій та винаходів.[1-7]

Аналіз структури циклу. Розглянемо К-цикл який входить в інтервал часу $T_{ri} = [t_{0i}, t_{0i} + 40] + T_n$, враховуючи термін невизначеності $[(-5, t_0), t_1 + 5] = T_n$. Відповідно структуру циклу ефективності управління

економікою можна розділити на два під цикли: під цикл спаду $\langle F_k^-, V_{SF} \rangle$ та під цикл росту $\langle F_k^+, V_{RF} \rangle$, які відображають динаміку поведінки складної економічної системи інтегрованої в світову.

Відповідно можна визначити на інтервалі спаду F_k^- -К-циклу процес деградації наукового потенціалу суспільства, а на F_k^+ -К-циклу ріст економічної ефективності за рахунок генерації нових ідей, винаходів, передових технологій, що приводить до росту швидкості накопичення нових знань та наукових і інженерних публікацій за схемою $\langle D \rightarrow C \rightarrow B \rightarrow A \rangle$ та їх впровадження.

Зони невизначеності на початку і кінці К-циклу пов'язані з розмитістю стратегій прийняття рішень лідерами корпоративних структур, які не можуть сформулювати цілі в умовах росту дезінформації спровокованої конфліктом інтересів.

Фактори деструктуризації в ієрархії системи. [1-7]

Фактори, які діють на інтервалі спаду циклу Кондратьєва, мають компонентну структуру та впливають на всі рівні ієрархії від агрегатного до стратегічного. При відсутності єдиної стратегічної мети і стратегії координації процесів управління на всіх рівнях через інтелектуальні системи підтримки рішень, виникають конфлікти і ризикові ситуації між стратами та у їх внутрішній структурі, що приводить до розвалу системи або її деградації

При цьому термінальний час функціонування соціальних, техногенних, виробничих структур і компаній може налічувати m (к-циклів) їх функціонування. До таких структур в народно-господарському комплексі відносяться електростанції, порти, системи телекомунікацій, транспортні, металургійні та нафтохімічні комплекси та аграрний сектор.

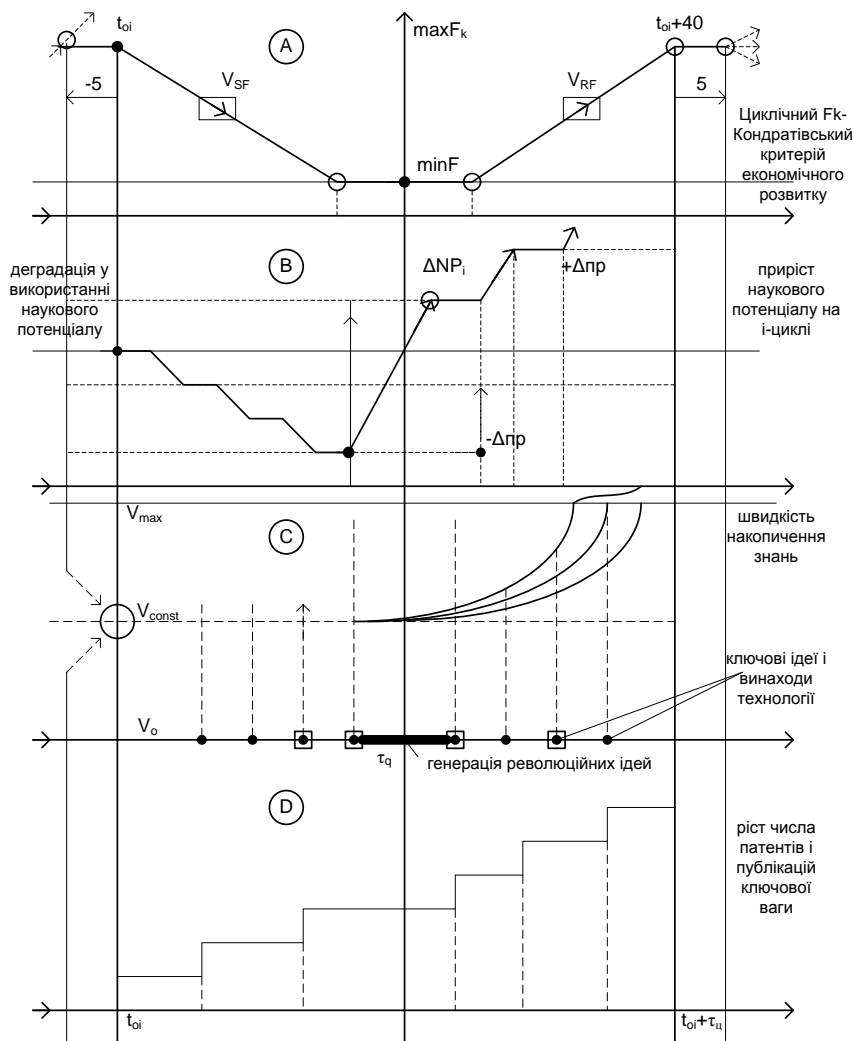


Рис. 1. Структура циклу Кондратьєва

Важливим моментом для таких корпоративних систем є термін їх функціонування, який відповідно прив'язаний до базисних реперів світового часу та координат термінального R-циклу Кондратьєва, який вкладається у (40-50) років в залежності від структури факторів збурень.

Аналіз факторів впливу на пів циклах Кондратьєва.

Пів-цикли спаду формується, якщо при максимальному рівні розвитку не виконується умови координації цілей і стратегій, що приводить до стабілізації всіх рівнів ієрархії та втрати керованості та спостережуваності. За час пів-циклу Кондратьєва система опускається до найнижчого рівня показників функціонування – деградація, розвал структури, аварійний стан. Тобто, якщо система заснована на початку циклу росту, то вона за цей час

може набрати високий науково-технічний потенціал і побудувати якісну структуру, що, відповідно, при ефективному управлінні забезпечить гарантію функціонування на К-півциклі спаду. В іншому випадку така структура не буде функціонально-стійкою за рахунок низького інтелектуального управлінського рівня, втрати проектно-технічної документації, нездатності персоналу відтворювати зміст технології: як інформаційно-керуючої так і ресурсно-технологічної.

Умови формування пів-циклу та росту.

Для зміни негативної ситуації необхідно сформуванню новий спосіб мислення, вибрати відповідні інформаційні та інтелектуальні засоби для оцінки ситуації та ідентифікації факторів негативного впливу та сигналів на яких вони передаються.

Опрацювання інформаційних сигналів та потоків даних на підставі моделей енергетичної теорії Драгана та інтелектуальних засобів забезпечує формування ознак і індикаторів можливості наростання конфліктів інформаційно-управляючих систем. Опрацювання системних і економічних потоків даних методом поліномів Кунченка є підставою виявлення змін економічних лагів та прогнозування сценарій майбутніх подій. Відповідно процедури виявлення ознак і індикаторів ситуації вимагають від осіб високого рівня когнітивних і інтелектуальних здібностей, креативності розв'язання проблем, толерантності діалогу між рівнями ієрархії, що необхідні для формування стратегій виходу із кризи багаторівневої системи.

Розглянемо, як в історичному плані формувались і реалізовувались базові ідеї, теорії і методи науково – технічних досліджень технологій і інноваційного проекту, підставою розвитку для яких був енергетичний ресурс всіх типів електростанцій.

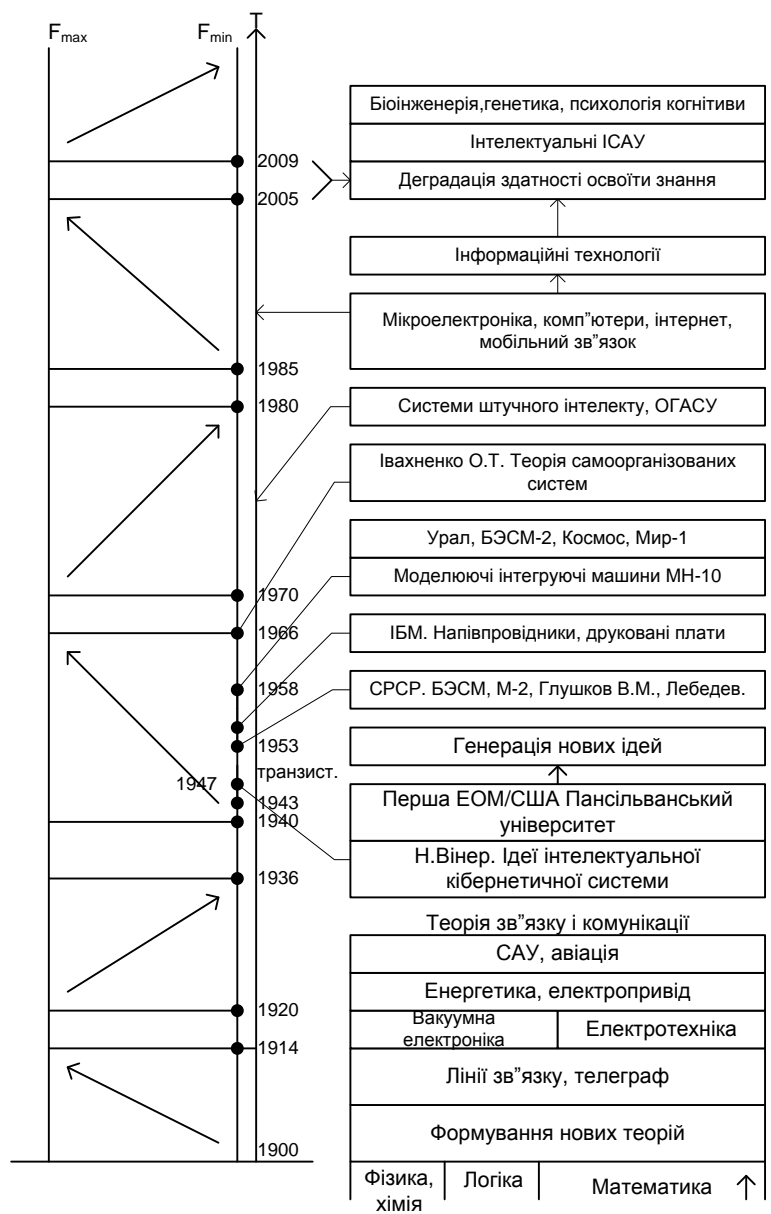


Рис. 2. Репери на К-циклах Кондратьєва

Відповідно результатам аналізу К-циклів прив'яжемо до історичних реперів зародження нових ідей, технологій, системного аналізу, інформаційних технологій та способів мислення на підставі розвитку інтелектуальних когнітивних технологій за період 1900-1-2020рр. Як видно пів-цикли ритміки Кондратьєва, які характеризуються позитивним ростом пов'язані з науковим прогресом, ідеями і технологіями, які виникли радіотехніці, системах зв'язку, телекомунікації, систем управління та обчислювальної техніки комп'ютерних мереж та інтернету.

Негативні цикли є наслідком війн, розрухи, низьким рівнем управління, оманливими цілями і методами прийняття рішень, низьким рівнем освіти,

негативним мисленням, відсутності толерантності і діалогу як локального та глобального рівня.

Відповідно побудуємо реперні точки на К-циклах Кондратьєва, використовуючи документальні історичні дані розвитку обчислювальної техніки як базису інформаційних технологій для інтелектуалізації управління (рис. 2), прив'язану до світового ритму зміни циклів.

Висновок. Як бачимо з діаграми циклів Кондратьєва система виходить з кризи за рахунок ефективного управління, яке ґрунтується на нових знаннях та базисі раніше побудованих фундаментальних теорій, а входить в кризу при деградації здатності освоїти нові знання, як основи нових парадигм при формуванні стратегій розвитку корпоративних структур.

Література

1. Виноградов Ю.В. Основы электронной и полупроводниковой техники – М.: Энергия – 1972. – 536 с.
2. Сергієнко І.В. Інформатика в Україні: становлення, розвиток, проблеми – К.: Наук. Дум. – 1999. – 354 с.
3. Безрук В.М., Драган Я.П., Колесніков О.О. і ін. Імовірнісні моделі випадкових сигналів та полів у прикладах і задачах – К.:ІДО – 1996. – 272 с.
4. Кунченко Ю.П. Стохастичні поліноми – К.: Наукова. Дум. – 2006 р. – 320 с.
5. Кунченко-Харченко В.І. Інформаційно – системні технології, архівознавство і документологія для прогнозування циклів розвитку соціальних і виробничих систем. – Львів. УАД. 2009 – 300с.
6. Кондратьєв Н.Д. Проблемы экономической динамики . – М. Изд. „Экономика. 1989 – 526с.
7. Почепцов Г.Т. Контроль над разумом. – К Вид. дім „ Києво – Могилянська академія,, 2012 – 348с.
8. Месарович М., Мако Д., Кахара І. Теория иерархических много уровневых систем.- М. Мир. 1973 – 342с.
9. Цыганков В.В., Бухарин С.И. Информационные войны в бизнесе и политике. – М. Академический Проект. 2007.-336с.

УДК 004.65

НЕЛІНІЙНА СТАТИСТИЧНА ОБРОБКА НЕГАУССІВСЬКИХ СИГНАЛІВ ТА АЛГОРИТМИ ОЦІНЮВАННЯ ІНФОРМАЦІЙНИХ ПАРАМЕТРІВ НЕЧІТКИХ СИГНАЛІВ

Кунченко-Харченко В.І., д.т.н., професор,
завідувач кафедри інформатики, інформаційної безпеки та документознавства, Президент наукової школи Ю.П. Кунченка
Черкаський державний технологічний університет,
18006, Україна, Черкаси, бул. Шевченка 460
E-mail: kunchenco@mail.ru тел.: +38 (067) 920-18-60

Огірко О.І., к.т.н., доцент,
Львівський державний університет внутрішніх справ
79000, Україна, Львів, вул. Городоцька, 26
E-mail: ogirko@gmail.com

Одною з основних проблем дослідження статистичної теорії обробки сигналів є проблема синтезу методів та алгоритмів оптимального оцінювання інформаційних параметрів сигналів, що приймаються на тлі завад. Вирішенням цієї проблеми займалися всесвітньо відомі вчені Н. Вінер, К. Шенон, Д. Мідлтон, Г. Ван Тріс, Р. Фано, К. Хелстром і ряд інших. Вчені В.О. Котельников, І.Н. Аміантов, Л.С. Гуткін, Є.І. Куліков, Б.Р. Льовін, В.Г. Рєпін, Ю.Г. Сосулін, Г.П. Тартаковський, В.І. Тихонов, А.П. Трифонов та інші внесли значний вклад в теорію оцінювання. Великий внесок у розвиток даної теорії зробили також такі українські вчені, як Я.Д. Ширман, С.Є. Фалькович, В.М. Манжос, П.Є. Баранов, А.Я. Білецький, Т.К. Вінцюк, Я.П. Драган, Ю.П. Кунченко, В.О. Омельченко, М.О. Шутко, І.М. Яворський та інші. Розробка ефективних методів та алгоритмів обробки сигналів, що приймаються при різних завадах, є важливою і актуальною проблемою в статистичній радіотехніці, радіолокації і системах зв'язку. Тому актуальним завданням є розробка методів та алгоритмів оцінювання параметрів сигналів, що приймаються в присутності негауссівських завад. Ця актуальність зростає в зв'язку з тим, що в загальнотеоретичному плані негауссівські завади дозволяють синтезувати точніші вимірювачі, в порівнянні з оптимальними вимірювачами параметрів сигналу, що приймаються при гауссівських завадах. При синтезі оптимальних вимірювачів параметрів сигналів, що приймаються при негауссівських завадах, виникає ряд теоретичних проблем, які полягають в тому, що відсутній єдиний спосіб опису негауссівських завад

і відсутня єдина теорія синтезу оптимальних вимірювачів параметрів при цих завадах. Професор Юрій Петрович Кунченко є родоначальником нового наукового напрямку в галузі нелінійної статистичної обробки негауссівських сигналів [1-8]. Ним були запропоновані методи оцінки параметрів випадкових процесів, засновані на використанні стохастичних поліномів. Створена професором Юрієм Петровичем Кунченко наукова школа, яка за визначенням відомих вчених, є розпізнавальним знаком Черкаської національної школи статистичного аналізу. Розвиток нової теорії і методів професора Юрія Петровича Кунченко носять фундаментальний характер і знайшов своє подальше продовження в створеній ним науковій школі. Ним були запропоновані нові методи оцінки параметрів випадкових процесів, засновані на використанні стохастичних поліномів [2-6]. Він є автором монографії «Нелінійна оцінка параметрів негауссівських радіофізичних сигналів». На підставі цього опису Ю.П. Кунченко запропонував три типи моделей близьких до гауссівських завад: асиметричні, ексцесні та асиметрично-ексцесні. Ці моделі дозволяють відійти від гауссівських і врахувати тонку структуру негауссівських завад. Ю.П. Кунченко запропонував також новий математичний метод оцінювання параметрів випадкових величин – метод максимізації полінома, заснований саме на їх моментно-кумулянтному описі. Моментно-кумулянтний опис завад і наявність методу максимізації полінома ініціювали постановку і розв'язання актуальної задачі синтезу оптимальних вимірювачів параметра постійного сигналу, що приймається при адитивних негауссівських завадах. Постійним сигналом є найпростіший сигнал, який має постійне значення протягом часу спостереження. В радіотехніці, гідроакустиці та радіолокації це може бути або напруга, або струм, які вимірюються, наприклад, на виході детектора, коли на вхід приймального пристрою потрапляє високочастотне гармонічне коливання.

Актуальність побудови методів і алгоритмів обробки статистичних даних на основі спостережень вимагає постійного підвищення точності вимірів параметрів [3-7]. Підвищення точності пов'язане з врахуванням у алгоритмах обробки властивостей процесу. Метод максимізації полінома дозволяє проводити оцінку параметрів випадкових негауссівських процесів на основі використання усереднених характеристик у вигляді моментів і кумулянтів, як даних, що описують випадковий процес. При цьому, якщо вибіркові значення є статистично пов'язаними, то слід провести адаптацію методу максимізації полінома.

Нехай спостерігається вибірка $\bar{x} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ об'ємом n залежних, однаково розподілених випадкових значень з випадкової величини $\xi(\vartheta)$ з багатомірною функцією розподілу $W_n(x_1, \dots, x_n, t_1, t_2, \dots, t_n; \vartheta)$, де параметр ϑ є інформативним і приймає істинне значення ϑ_0 (Івченко О.В. Черкаський державний технологічний університет). Алгоритм оцінки параметрів негаусівських випадкових процесів за статистично залежною вибіркою методом максимізації полінома).

Згідно методу максимізації полінома [1-7] для оцінки невідомого скалярного параметра ϑ використовується узагальнений стохастичний поліном 1-го типу порядку s і розміром n виду:

$$l_{sn}(\bar{x}/\vartheta) = nk_0(\vartheta) + \sum_{i=1}^s k_i(\vartheta) \sum_{v=1}^n \varphi_i(x_v), \quad (1)$$

де $\varphi_i(x_v)$ певні види функціонального перетворення над вибірковими значеннями. Якщо у вибірковому стохастичному поліномі вигляду (1) коефіцієнти $k_0(\vartheta)$ і $k_i(\vartheta)$ рівні відповідно :

$$k_0(\vartheta) = \int_a^b \sum_{i=1}^s [h_i(\vartheta) \psi_i(\vartheta)] d\vartheta, \quad k_i(\vartheta) = \int_a^b h_i(\vartheta) d\vartheta, \quad \forall \vartheta \in (a, b), \quad (2)$$

де $\psi_i(\vartheta)$ – математичні сподівання функцій $\varphi_i(x_v)$, а функції $h_i(\vartheta)$ знаходяться з вирішення системи лінійних алгебраїчних рівнянь:

$$\sum_{j=1}^s h_j(\vartheta) F_{i,j}(\vartheta) = \frac{d}{d\vartheta} \psi_i(\vartheta), \quad i = \overline{1, s}, \quad (3)$$

то при будь-якому кінцевому s поліном (1) асимптотично при $n \rightarrow \infty$, як функція параметра ϑ , має максимум в точці $\hat{\vartheta}_n$, околиці істинного значення ϑ_0 . Причому при $n \rightarrow \infty$ величина $\hat{\vartheta}_n$ сходиться за вірогідністю до ϑ_0 .

В наведених виразах:

$$\Psi_i(\hat{\vartheta}) = E\varphi_i(\xi), \quad F_{i,j}(\hat{\vartheta}) = \Psi_{i,j}(\hat{\vartheta}) - \Psi_i(\hat{\vartheta})\Psi_j(\hat{\vartheta}), \quad \Psi_{i,j}(\hat{\vartheta}) = E\varphi_i(\xi)\varphi_j(\xi).$$

Оцінка параметра ϑ знаходиться з рішення рівняння:

$$\left. \frac{d}{d\vartheta} 1_{sn}(\bar{x}/\vartheta) \right|_{\vartheta=\hat{\vartheta}} = 0,$$

яке в розгорнутому вигляді для (1) дорівнює:

$$\sum_{i=1}^s h_i(\vartheta) \sum_{v=1}^n [\varphi_i(\xi) - \psi_i(\vartheta)] \Big|_{\vartheta=\hat{\vartheta}} = 0. \tag{4}$$

У тому випадку, коли стохастичний поліном заданий в класі степеневих функцій, то функції $F_{i,j}(\hat{\vartheta})$ мають вигляд: $F_{i,j}(\hat{\vartheta}) = m_{i+j}(\hat{\vartheta}) - m_i(\hat{\vartheta}) \cdot m_j(\hat{\vartheta})$.

На випадок статистично залежної вибірки з досліджуваної величини, узагальнений стохастичний поліном 1-го типу порядку s і розміром n набуває вигляду:

$$l_{snz}(\bar{x}/\vartheta; Z) = k_0(\vartheta; Z) + \sum_{i=1}^s \sum_{v=1}^n k_{iv}(\vartheta; Z) \varphi_i(x_v). \tag{5}$$

Відмінність полінома (5) від полінома (1), яка полягає в залежності коефіцієнтів полінома від параметрів кореляції, які представлені у вигляді матриці кореляції Z :

$$Z = \begin{pmatrix} 1 & R_{12} & \dots & R_{1n} \\ R_{21} & 1 & \dots & R_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_{n1} & R_{n2} & \dots & 1 \end{pmatrix}, \tag{6}$$

де $R_{v,k}$ – коефіцієнти кореляції, які характеризують степінь зв’язку між вибірковими значеннями і можуть бути визначенні як стандартні функції кореляції, що часто використовуються на практиці. При цьому коефіцієнти полінома (5) $k_0(\vartheta; Z)$ і $k_i(\vartheta; Z)$ рівні відповідно:

$$k_0(\vartheta; Z) = \int_a^b \sum_{i=1}^s [h_i(\vartheta; Z) \psi_i(\vartheta)] d\vartheta, \quad k_i(\vartheta; Z) = \int_a^b h_i(\vartheta; Z) d\vartheta. \tag{7}$$

Для статистично залежних випадкових величин оцінка невідомого параметра ϑ буде знаходитися з рішення стохастичного рівняння наступного виду:

$$\sum_{i=1}^s \sum_{v=1}^n h_{iv}(\vartheta, Z) [\varphi_i(\xi) - \psi_i(\vartheta)] \Big|_{\vartheta=\hat{\vartheta}} = 0, \quad (8)$$

яке визначається як похідна по шуканому параметру ϑ від стохастичного поліному виду (5). Функції $h_i(\vartheta, Z)$ в цьому випадку знаходяться з системи лінійних алгебраїчних рівнянь:

$$\sum_{v=1}^n \sum_{j=1}^s h_{jv}(\vartheta, Z) \cdot K_{ij}^{(v,k)}(\vartheta) = \frac{d}{d\vartheta} \psi_i(\vartheta), \quad i = \overline{1, s}, \quad k = \overline{1, n}, \quad (9)$$

Корелянти $\Psi_{ij}^{(v,k)}(\vartheta)$ і центровані корелянти $K_{ij}^{(v,k)}(\vartheta)$ виражаються через одномірні і сумісні моменти:

$$\Psi_{ij}^{(v,k)}(\vartheta) = m_{ij}^{(v,k)}(\tilde{\vartheta}), \quad K_{ij}^{(v,k)}(\vartheta) = m_{ij}^{(v,k)}(\tilde{\vartheta}) - \alpha_i(\tilde{\vartheta})\alpha_j(\tilde{\vartheta}), \quad (10)$$

де $\alpha_i(\tilde{\vartheta}) = E(\xi^i) = \int_{-\infty}^{\infty} \xi^i W_1(\xi) dx$ - прості одномірні моменти рядку i ,

$m_{ij}^{(v,k)}(\tilde{\vartheta}) = E(\xi^i \xi^j) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \xi^i \xi^j W(\xi_1, \xi_2) dx$ - сумісні моменти порядку $(i+j)$.

Коефіцієнти $h_i(\vartheta, Z)$, з рішення рівняння (9) для випадкових величин з статистичним зв'язком першого порядку також визначаються через кореляційні функції [1-7], як міри зв'язку між вибірковими значеннями. Для полінома $l_{sn}(\tilde{x}/\vartheta)$ з коефіцієнтами $h_i(\vartheta)$, з рішення системи алгебраїчних рівнянь (3), справедлива наступна рівність:

$$J_{sn}(\vartheta) = E \left[\frac{d}{d\vartheta} l_{sn}(\tilde{x}; \vartheta) \Big|_{\vartheta_0} \right]^2 = n \sum_{i=1}^s h_i(\vartheta_0) \frac{d}{d\vartheta} \psi_i(\vartheta_0) \geq 0, \quad (11)$$

де функція $J_{sn}(\vartheta)$ - кількість добутої інформації про параметр ϑ з незалежної вибірки об'ємом n методом максимізації полінома.

Кількість добутої інформації прямо пропорційна об'єму вибірки n :

$$J_{sn}(\vartheta) = n j_{sn}(\vartheta),$$

де $j_{sn}(\vartheta)$ - кількість добутої інформації з одного вибіркового значення.

Для статистично залежної випадкової величини кількість добутої інформації залежить від параметрів кореляції, які визначають коефіцієнти полінома. Тому математичний вираз для визначення кількості добутої інформації з корельованої випадкової величини методом максимізації полінома має вигляд:

$$J_{snz}(\mathcal{Q}; Z) = E \left[\frac{d}{d\mathcal{Q}} J_{smv}(\tilde{x}; \mathcal{Q}; Z) \right]^2 \Big|_{\mathcal{Q}_0} = n \sum_{i=1}^s h_i(\mathcal{Q}_0; Z) \frac{d}{d\mathcal{Q}} \psi_i(\mathcal{Q}_0) \geq 0. \quad (12)$$

З виразів (11) і (12) видно, що кількість добутої інформації залежить від вибору функцій $\varphi_i(\xi)$. Для функцій $h_i(\mathcal{Q})$ (4) дисперсія оцінки, що знайдена методом максимізації полінома, буде асимптотично рівна:

$$\sigma_{\min}^2 \approx J_{sn}^{-1}(\mathcal{Q}).$$

Асимптотично справедлива наступна нерівність:

$$\sigma_{(s+1)\min}^2 \leq \sigma_{s\min}^2, \quad \text{або} \quad J_{(s+1)n}^{-1}(\mathcal{Q}) \leq J_{sn}^{-1}(\mathcal{Q}),$$

де $\sigma_{(s)\min}^2$ – асимптотична дисперсія оцінки, коли кількість членів в поліномі (1) рівна s . У випадку кореляційного статистичного зв'язку [4-7] дисперсія, як обернена функція до кількості добутої інформації, може змінюватись за рахунок кореляційних функцій, які визначають значення коефіцієнтів полінома (9).

Автоматичні системи інформаційного пошуку використовують для зменшення інформаційного перевантаження. Об'єктом інформаційного пошуку є текстова інформація, зображення, аудіо, відео інформація [11].

З інформаційним пошуком змикаються проблеми: розсилки інформації; сортування інформації; упорядкування, класифікація інформації; відбір інформації. Для інформаційного пошуку розробляють: алгоритми інформаційного пошуку; підходи інформаційного пошуку; стратегії інформаційного пошуку. Для його здійснення створюють: методи інформаційного пошуку; засоби інформаційного пошуку; комп'ютерні пошукові програми.

До проблем інформаційного пошуку належать питання: представлення даних, інформації, знань; представлення інформації в сучасних

інформаційних сховищах; багатомовний інформаційний пошук; одночасний інформаційний пошук; розподілений інформаційний пошук; суспільний інформаційний пошук. Напрямами інформаційного пошуку відносять до проблем: застосовної прикладної лінгвістики; обробки природної мови. Завданням інформаційного пошуку є знаходження відповідних інформаційних об'єктів, або документів серед доступного для пошуку матеріалу. Завдання для інформаційного пошуку задається у вигляді інформаційного запиту, який може містити слова, фрази чи речення або комбінацію їх. Переважна більшість пошукових систем орієнтована на роботу з пошуковими термінами – словами або словосполученнями, які пошукова система розпізнає як одне ціле. Для здійснення інформаційного пошуку потрібно мати збірку інформаційних об'єктів і систему, алгоритм або програму яка здійснює пошук. Для здійснення інформаційного пошуку користувач або інформаційна система формує інформаційний запит. Результатом пошукової роботи є список документів який укладається згідно з певним принципом. Пошукова система переглядає всі доступні інформаційні документи зі збірки і відбирає документи відповідні до інформаційного запиту. Оскільки реальні пошукові системи знаходять не всі відповідні документи, говорять про точність пошукових систем. Результатом роботи пошукової системи є список відібраних документів, серед яких є відповідні документи. Для ідеальної пошукової системи список відібраних документів та відповідних документів повинні збігатися. В реальних пошукових системах в списках відібраних документів знаходяться і невідповідні до запиту документи. Ефективність пошукових систем оцінюється двома параметрами: пошукова відповідність та пошукова якість. Пошукова відповідність визначає частку відповідних документів серед відібраних на запит. Пошукова відповідність визначає якість отриманого результату інформаційного пошуку. Пошукова якість визначає частку отриманих системою відповідних до запиту документів серед загального числа відповідних до запиту документів у збірці. Загальне число відповідних до запиту документів завжди є невідомим і може бути встановлене лише при повному перегляді збірки людиною. Крім того роботу пошукових систем оцінюють швидкодією – часом, за який отримують список відповідних до запиту документів. Автоматичні системи інформаційного пошуку використовують для зменшення інформаційного перевантаження. Стратегії інформаційного пошуку визначають ступінь подібності документів,

що розглядаються, до пошукового запиту. Ступінь подібності визначається згідно з робочою гіпотезою: чим частіше пошуковий термін зустрічається в документі. Стратегії інформаційного пошуку розробляються не тільки для визначення відповідності, але і для вирішення проблем, які пов'язані з неоднозначністю мови – один і той самий термін може позначати різні концепти[8-11].

Стратегія інформаційного пошуку це алгоритм, який, переглядаючи набір документів (D_1, \dots, D_n), встановлює їх відповідність до пошукового запиту. Оскільки пошуковий термін зустрічається в документах різну кількість раз, можна говорити про різну ступінь відповідності до пошукового запиту. Цей алгоритм обчислює коефіцієнт відповідності для кожного документу KV (PZ, D_i), де $1 \leq i \leq n$. Існують такі стратегії інформаційного пошуку: - з використанням векторно-просторового представлення; пошук імовірності появи пошукового терміну в документі; - з побудовою мовної моделі для кожного документу; - з побудовою мережі припущень, яка використовується для встановлення відповідності документу до пошукового запиту; - з Булевим індексуванням, коли кожному пошуковому терміну присвоюється своя вага, що потім враховується при побудові впорядкованих списків документів; - з використанням не проявленого семантичного індексування; - з побудовою нейромереж; - з використанням продуктивних алгоритмів, коли початковий пошуковий запит видозмінюється; - з використанням нечітких множин, коли документу ставиться у відповідність нечітка множина. Пошуковий запит та документи представляються у вигляді просторових векторів Пошукова система відбирає документи, просторові вектори яких подібні до просторового вектора пошукового запиту. В основі векторно-просторового представлення документу лежить припущення, що зміст документу передається словами, що в ньому знаходяться. Просторово-векторне представлення будується для пошукового запиту і для кожного документу. Просторово-векторне представлення документу – це вектор у n -мірному просторі. N -мірний простір це простір, кожний вимір якого відповідає пошуковому терміну. Координати кінця вектора чисельно визначаються тим, скільки разів пошуковий термін зустрічається в документі. Тобто кожний компонент вектора відповідає числу появи відповідного терміну в документі. Пошукова система обчислює коефіцієнт відповідності (KV) просторово векторного представлення документу до

просторово-векторного представлення пошукового запиту. Фактично пошукова система обчислює кут між цими векторами. Найвідповіднішими є документи, просторово-векторне представлення яких спрямоване туди ж куди і в представлення пошукового запиту. Коефіцієнт відповідності документу пошуковому запиту визначається на основі імовірності того, що документ є відповідним пошуковому запиту. Присутність чи відсутність пошукового терміну в документі використовується для визначення імовірності того, що документ відповідає інформаційному запиту. Визначення імовірності базується на попередніх статистичних даних, про те, наскільки імовірно, що документ який містить пошуковий термін А, відповідатиме пошуковому запиту, що містить термін А. Припускаючи, що пошукові терміни в пошуковому запиту є незалежні, можна обчислювати таку імовірність для кожного пошукового терміну з пошукового запиту. Загальна імовірність відповідності документу обчислюється як добуток ймовірностей відповідності для кожного терміну. Незалежність пошукових термінів в пошуковому запиту рідко спостерігається в дійсності, тому обчислення сумарної відповідності значно ускладнюється, що збільшує час інформаційного пошуку. Крім того, необхідно мати попередні дані про входження термінів у відповідні до запиту документи а також і у невідповідні до запиту документи. Мовні моделі використовуються для передбачення появи того чи іншого слова у тексті. В інформаційному пошуку використовуються статистичні мовні моделі для передбачення чи з'явиться потрібне слово (пошуковий термін) в документі [8-11]. Для кожного документу зі збірки обчислюється імовірність появи в документі пошукових термінів. Згідно з цим документом упорядковуються у пошуковому списку. Ще один підхід пропонує побудову імовірнісної моделі пошукового запиту. Тобто будується імовірнісна модель появи тих чи інших пошукових термінів у запиту Далі будується імовірнісна модель запиту як сукупності незалежних подій, де кожна подія – це поява того чи іншого терміну у пошуковому запиту. В цій моделі ми можемо врахувати навіть імовірності неяви певних термінів. Алгоритми прийняття рішень використовуються для визначення імовірності того, що документ буде відповідним до пошукового запиту. Алгоритми прийняття рішень застосовуються як доповнення до імовірнісного пошуку, для отримання додаткових доказів того, що документ може відповідати пошуковому запиту. Метод оснований на використанні

відомих залежностей для побудови невідомих. Це дозволяє кардинально знизити обсяг обчислень, які необхідні для визначення імовірності тої чи іншої події. Звичайний Булевий пошук не має нічого спільного з ступінню відповідності документу до пошукового запиту, і, відповідно, з упорядкуванням документів згідно з цією відповідністю. Документи або задовольняють інформаційний запит, або ні. Ті документи, що задовільняють булевий запит попадають у список по черзі. Ідея розширеного Булевого пошуку полягає у створенні можливостей для визначення ступеня відповідності документів пошуковому запиту. Це досягається з допомогою присвоєння ваги пошуковим термінам. Вага термінів враховується при побудові списку відповідності документів до інформаційного запиту. Поява термінів в документі представляється за допомогою матриці термін-документ. Матриця приводиться за допомогою розкладу за виродженими матрицями для того, щоб відділити шум, так, що два семантично спільні документи розташовані поруч в багатомірному просторі. Вузли нейронної мережі активуються пошуковим запитом. Сила кожного зв'язку нейронної мережі передається документу і використовується для обчислення коефіцієнта відповідності документа до пошукового запиту. Для цього зв'язкам присвоюється вага згідно з наперед визначеною відповідністю чи невідповідністю документів [8-11]. Шляхом еволюції можна змінити початковий пошуковий запит. Початковий запит використовується з рівноправними термінами, або з термінами, що мають різну вагу. Згенерований пошуковий запит залишається, якщо він охоплює відомі відповідні до початкового запиту документи, якщо ж ні – відкидається. Документ перетворюється в нечітку множину, що містить не тільки сам елемент але і число, що показує ступінь приналежності елемента до множини. Далі для кожного документу з проведеного попередньо Булевого пошуку додається інформація отримана з операцій об'єднання, перетину, комплементарності нечітких множин, яка говорить про ступінь відповідності кожного документу до пошукового запиту. Ступінь відповідності використовується як коефіцієнт відповідності.

Література:

1. Кунченко Ю. П. Поліноми наближення у просторі з породжувальним елементом: Пер. з рос. – К.: Наук. думка, 2005.

2. Кунченко Ю. П. Стохастические полиномы. – К.: Наук. думка, 2006.
3. Кунченко Ю. П. Нелінійна оцінка параметрів негауссівських радіофізичних сигналів, 1987
4. Кунченко Ю. П. Полиномы приближения в пространстве с порождающим элементом. – Киев.: Наукова думка. 2003. – 243 с.
5. Kunchenko Y. P. Polynomial parameter estimation of close to Gaussian random variables. Shaker verlag Gmb, 2002, 414 pp.
6. Кунченко Ю.П. Проверка статистических гипотез при использовании полиномиальных решающих правил, оптимальных по моментному критерию суммы асимптотических вероятностей ошибок [Текст] / Кунченко Ю.П., Палагин В.В. // Радиоэлектроника и автоматика. – 2006. – № 3(34). – С. 4–11.
7. Кунченко Ю.П. Разработка нелинейных обнаружителей сигналов при негауссовых помехах, оптимальных по дисперсионным критериям [Текст] / Кунченко Ю.П., Палагин В.В., Мартыненко С.С. // Тр. 2-й междунар. конф. по радиосвязи, звуковому и телевиз. вещанию (УкрТелеком-95). – Одесса, 1995. – С. 440 – 443.
8. Кунченко-Харченко В. І., Огірко І. В. Оптимізація пошукової моделі відбору даних з використанням K_u простору. Збірник “Обробка сигналів і негауссівських процесів”. Праці V міжнародної науково-практичної конференції. Черкаський державний технологічний університет. Черкаси .2015.с. 103-107.
9. F. Crestani and G. Pasi. Soft Information Retrieval: Applications of Fuzzy Set Theory and Neural Networks. in "Neuro-fuzzy Techniques for Intelligent Information Systems", N.Kasabov and Robert Kozma Editors, Physica-Verlag , Springer-Verlag Group , 1999. 287-313.
10. Ландэ Д.В., Снарский А.А., Безсуднов И.В. Интернетика: Навигация в сложных сетях: модели и алгоритмы. — М.: Либроком (Editorial URSS), 2009. – 264 с. ISBN 978-5-397-00497-8.
11. Олійник Р.В., Огірко О.І. Інформаційна технологія обробки даних інформаційних систем із змінною структурою та параметрами.- Комп'ютерні технології друкарства, УАД. Львів. 2016.1(35). С.87-97.

РАЗРЕШЕНИЕ - ОБНАРУЖЕНИЕ- ИЗМЕРЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ СИГНАЛОВ В НЕГАУССОВЫХ ШУМАХ

В.И. Луценко¹, И.В. Луценко¹, А.В. Соболяк², И.В. Попов¹

¹Институт радиофизики и электроники им. А.Я. Усикова НАН Украины,

²Государственное предприятие Харьковское конструкторское бюро по машиностроению им. А.А. Морозова

Общий подход при разработке детерминистских процедур состоит в составлении системы уравнений, связывающих определяемые параметры с линейными функционалами $B_k = \varphi_k[u_k(t)]$ от принимаемого колебания $u_k(t)$ $K=1, M$ и решение обратной задачи относительно определяемых параметров[1]. В ситуации, когда принимаемое колебание является аддитивной смесью сигнала и гауссовой помехи в качестве таких линейных функционалов используют достаточные статистики. Для гильбертова пространства любой непрерывный линейный функционал, в том числе и достаточную статистику, можно представить в виде скалярного произведения принимаемого сигнала на базисную функцию:

$$B_k = \varphi[u_k(n)] = \int_0^T \psi_k(t) u_k(t) dt = \psi_2 u_k \quad (1)$$

В качестве базисной, обычно используют функцию, связанную с излучаемым сигналом. Для определения неизвестного числа сигналов, как было показано в [1,2], необходимо по наблюдениям принимаемых колебаний $u_k(t)$ определить последовательность обобщенных параметров B_0, B_1, \dots , записать матрицу $\vec{D}(k \times k)$

$$\vec{D}(k \times k) = \begin{vmatrix} B_0 & B_1 & \dots & B_{k-1} \\ B_1 & B_2 & \dots & B_k \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ B_{k-1} & B_k & \dots & B_{2k-2} \end{vmatrix} \quad (2)$$

и вычислить ее определитель $\det \vec{D}(k \times k)$ для $k = 1, 2, \dots$, где

$B_k = \varphi[u_k(n)] = \int_0^T \psi_k(t) u_k(t) dt = \psi_2 u_k$ скалярное произведение принимаемого сигнала

на базисную функцию. Как только найдется некоторая матрица $\bar{D}(k_0 \times k_0)$ определитель которой меньше некоторого порогового значения- процесс обрывается. При этом число сигналов $N = k_0 - 1$, т. е. фактически проверяется условие линейной зависимости векторов, $\bar{B}_0 = (B_0 \dots B_{k-1})$, $\bar{B}_1 = (B_1 \dots B_k), \dots$, $\bar{B}_{k-1} = (B_{k-1} \dots B_{2k-2})$, являющихся линейными (для гауссовой помехи) и нелинейными (для негауссовой помехи) функционалами от принимаемого колебания $u_k(t)$. Учет статистик помехи можно реализовать, определив достаточные статистики принимаемого колебания аналогично (1) $B_k = \psi_{\kappa} f(u_k)$ через скалярное произведение базисной функции на нелинейный функционал от принимаемого колебания, вид которого был определен ранее при решении задачи обнаружения сигналов на фоне негауссовых шумов [2, 3]. При наличии пространственных или временных корреляционных связей в помехе нелинейный оператор является матрицей. Для его описания могут с успехом использоваться стохастические полиномы Кунченко Ю.П. [4], в частности, степенные стохастические полиномы, которые представляют разложение в ряд Маклорена характеристик оптимального нелинейного преобразователя.

Алгоритм обнаружения-разрешения неизвестного числа сигналов состоит в следующем:

1. Определяются достаточные статистики от принимаемого колебания или иными словами обобщенные параметры сигналов $B = (B_0, B_1 \dots B_M)$.
2. Составляется относительно обобщенных параметров сигнала система линейных уравнений методом Прони, т.е. осуществляется линеаризация системы нелинейных уравнений.
3. В предположении, что количество разрешаемых сигналов равно I , МНК решается система уравнений и определяется матрица $\{\beta_i\}$.
4. Оценивается остаточная дисперсия аппроксимации.
5. Процесс вычислений повторяется для $I + 1$.
6. Сопоставляются остаточные дисперсии помеховых остатков $\sigma_{ocm}^2(I + 1) / \sigma_{ocm}^2(I)$ по F критерию Фишера для заданного уровня

значимости. Если добавления к I сигналам $I+1$ -го не привело к значимому в смысле F критерия изменению дисперсии помеховых остатков, то количество определяемых сигналов I .

7. Решается нелинейное уравнение: $\sum_{i=0}^I \beta_i \mu^i = 0$ и определяется I значений информационного параметра $\{\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_I\}$.

Таким образом, решая нормальное уравнение по методу наименьших квадратов, определяется оценочное значение вектора достаточных статистик и вычисляется остаточная дисперсия аппроксимации для проверяемой гипотезы о количестве сигналов. Значимость гипотезы оценивается по критерию Фишера. После определения количества источников (полюсов аппроксимирующей функции) задача оценки значений полюсов сводится к стандартной процедуре нахождения корней полинома.

Список использованной литературы

1. Фалькович С.Е. Экспериментальное исследование определителя числа сигналов с неизвестными параметрами / С.Е. Фалькович, Л.Н Коновалов, А.Д. Абрамов // Проблемы радиолокации протяженных объектов. Свердловск.-1983.- С.25-30.
2. Луценко В.И. Обнаружение–измерение параметров неизвестного количества сигналов в условиях негауссовых помех / В.И. Луценко, И.В. Луценко, И.В. Попов // АН ПРЭ "Прикладная радиоэлектроника". Харьков.-2006.- Т. 5.- №.3- С.378-382
3. В.Г. Валеев Обнаружение некогерентной последовательности импульсов на фоне негауссовых помех. // Радиотехника и электроника.-1971.- №4.- С. 513-517.
4. Кунченко Ю.П. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Часть 1 / Ю.П. Кунченко Стохастические полиномы, их свойства и применения для нахождения оценок параметров. Черкассы: ЧИТИ.- 2001.- 133с.

ОПТИМАЛЬНОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ СТАЦИОНАРНЫХ НЕГАУССОВЫХ ПОМЕХ

В.И. Луценко¹, И.В. Луценко¹, А.В. Соболяк², И.В. Попов¹

¹Институт радиопизики и электроники им. А.Я. Усикова НАН Украины,

²Государственное предприятие Харьковское конструкторское бюро по
машиностроению им. А.А. Морозова

Оптимальный прием сигналов на фоне коррелированных негауссовых помех впервые был рассмотрен в работе [1]. Оригинальный подход с использованием стохастических полиномов был предложен Кунченко Ю.П. [2]. В настоящей работе показано, что использование стохастических полиномов Кунченко Ю.П. для аппроксимации характеристики системы обработки, согласованной со статистикой помехи реализует оптимальную обработку сигнала.

При обнаружении последовательности не перекрывающихся импульсных сигналов на фоне аддитивной негауссовой помехи $n(t, \vec{r})$, интересуясь логарифмом отношения правдоподобия и раскладывая его по степеням сигнала, т.е. рассматривая случай малых отношений сигнал/помеха, после интегрирования по несущественному информационному параметру, получим выражение для выходного эффекта:

$$Z = \sum_{\chi=1}^L U_{\chi}^2(\theta) + V_{\chi}^2(\theta), \quad U_{\chi}(\theta) = \vec{f} \cdot \vec{S}^T = \sum_{\substack{m=-M \\ g=1}}^{MH} f_1 S_{m\chi g} + f_2 S_{m\chi g-1}$$

$$V_{\chi}(\theta) = \vec{f} \cdot \vec{S}_{\perp}^T = \sum_{\substack{m=-M \\ g=1}}^{MH} f_1 S_{m\chi g \perp} + f_2 S_{m\chi g-1 \perp}, \quad (1)$$

$$f_1 = -\frac{\partial}{\partial y_{m\chi g}} \ln P(y_{m\chi g} | y_{m\chi g-1}); \quad f_2 = -\frac{\partial}{\partial y_{m\chi g-1}} \ln P(y_{m\chi g} | y_{m\chi g-1})$$

Где $P(y_{m\chi g} | y_{m\chi g-1})$ - условные плотности распределения помехи, описываемой Марковским процессом. Для помехи с некоррелированными во

времени выборками $f_1 = f = -\frac{\partial}{\partial y} \ln P(y)$; $f_2 = 0$. Если функцию f

представить в виде: $f_1 = f(y) = h_0 + \sum_{i=1}^S h_i \psi_i(y)$ разложения по

стохастическим полиномам Кунченко Ю.П. [2], то такая обработка в случае, когда она определена соотношениями (2) будет оптимальной. Оптимальный обнаружитель представляет собой параллельный набор обнаружителей одномерных временных процессов в каждом из которых принятое колебание пропускается через нелинейный преобразователь с характеристикой $f(y)$ (для некоррелированной во временной области помехи).

Для коррелированной Марковской помехи в структуре обнаружителя появляются перекрестные связи во временной области ($f_2 \neq 0$), реализуемые путем подачи задержанного на шаг дискретизации воздействия на нелинейный элемент. Эта характеристика также может представляться стохастическими полиномами Кунченко Ю.П.

При обнаружении импульсов на фоне пространственно коррелированной помехи, с плотностью вероятности переходов $P(n_{\chi gm} | n_{\chi gm-1})$ и одномерной плотностью $P(n)$ остаются справедливыми ранее приведенные соотношения с заменой $m \rightarrow g$ и $g \rightarrow m$. Таким образом, в случае пространственно коррелированной негауссовой помехи в структуре обнаружителя появляются межканальные перекрестные связи, которые исчезают с устранением пространственно корреляционных связей помех.

Распределение отраженного морем, сушей сигнала можно описать составным нормальным законом распределения или используя атомарные функции Кравченко $ur(*)$:

$$\omega(A) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\frac{(1-P_0)}{\sigma_0} \cdot \exp\left(-\frac{A^2}{2\sigma_0^2}\right) + \frac{P_0}{\sigma_1} \cdot \exp\left(-\frac{A^2}{2\sigma_1^2}\right) \right); \quad (3)$$

$$\omega(A) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\frac{(1-P_0)}{\sigma_0} \cdot ur\left(-\frac{A^2}{2\sigma_0^2}\right) + \frac{P_0}{\sigma_1} \cdot ur\left(-\frac{A^2}{2\sigma_1^2}\right) \right);$$

где P_0 вероятность выброса, $\{\sigma_0^2, \sigma_1^2\}$ - дисперсии процесса при выбросах и паузах.

Вид коэффициента передачи $K(A)$ оптимального приемника (2) для полигауссовой аппроксимации распределения помехи показан на рис 1.

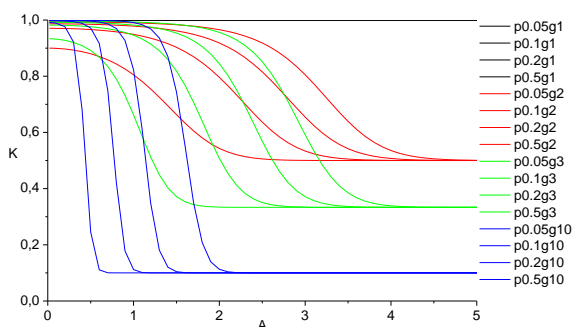


Рис. 1 Зависимость коэффициента передачи нелинейного звена оптимизированного под составной нормальный закон распределения шума.

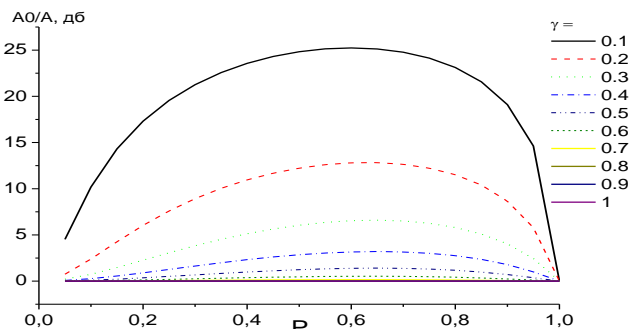


Рис. 2 Выигрыш нелинейной обработки для шума подчиняющегося составному нормальному закону распределения.

Выигрыш за счет согласованной с видом распределения помехи обработки

принимаемого сигнала: $\mu = \sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{d}{dA} \ln \omega(A) \right]^2 \omega(A) dA$ достигает 25 дБ -

рис.2.

Список использованной литературы

1. Валеев В.Г. Обнаружение некогерентной последовательности импульсов на фоне негауссовых помех / В.Г. Валеев // Радиотехника и электроника, 1971.- №4.- С. 513-517.
2. Кунченко Ю.П. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Часть 1. Стохастические полиномы, их свойства и применения для нахождения оценок параметров. / Ю.П. Кунченко.- Черкассы: ЧИТИ.- 2001.- 133с.
3. Луценко В.И. Обнаружение–измерение параметров неизвестного количества сигналов в условиях негауссовых помех / В.И. Луценко, И.В. Луценко, И.В. Попов // АН ПРЭ "Прикладная радиоэлектроника" Харьков,-2006.- Т. 5.- №.3- С.378-382

УДК 550.831

ВИКОРИСТАННЯ РІШЕНЬ СЛАР ІЗ ФУНКЦІОНАЛЬНИМИ КОЕФІЦІЄНТАМИ

Павло Олександрович Міненко¹, Євген Костянтинівич Варакута¹,

Анварджан Бекмурадов¹, Роман Вадимович Міненко²

¹Кафедра інформатики та прикладної математики,

«Криворізький державний педагогічний університет»,

²ДВНЗ «Криворізький національний університет»,

Ряд задач математичної фізики приводяться до розв'язку СЛАР. Деякі з них мають функціональні коефіцієнти (ФК), наприклад, обернені лінійні задачі магнітометрії (ОЛЗМ). Вони розв'язуються за допомогою сітково-блокової моделі (СБМ), складеної із компактної групи блоків – прямокутних паралелепіпедів (ПП), кожен із яких займає область $V_i\{x_i \leq x \leq x_i + d_1; y_i \leq y \leq y_i + d_2; z_i \leq z \leq z_i + d_3\}$ та вміщує в собі гірську породу з інтенсивністю намагніченості $J_i (i=1, M)$, де M – кількість ПП, $d_1 d_2 d_3$ – об'єм кожного ПП. Оскільки всі ПП займають компактний простір V , то всі вони групуються в шари, обмежені горизонтальними площинами. У такому разі ОЛЗМ приводиться до розв'язку СЛАР

$$\sum_{i=1}^M a_{ij} J_i = B_j, \quad (1)$$

де B_j – індукція магнітного поля, яка вимірюється магнітометрами на поверхні Землі в точках $W_j(x_j, y_j, z_j)$ у межах області $W; j=1, N$;

a_{ij} – функціональні коефіцієнти, які для найпростіших сіткових моделей із ПП мають вигляд

$$a_{ij} = 2 \arctg \frac{s_{ij} + (x_i - x_j) + (y_i - y_j)}{(z_i - z_j)} \Big|_{z_i + d_3}^{z_i} \Big|_{y_i}^{y_i + d_2} \Big|_{x_i}^{x_i + d_1}, \quad (2)$$

де $s_{ij} = [(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2 + (z_i - z_j)^2]^{1/2}$.

Як бачимо, ФК зв'язують магнітне поле в точках області W з намагніченими блоками – комірками СБМ, розташованими в області V , через координати точок з індексами j та i . Якби комірки СБМ були хаотично розміщені в області V , а точки виміру поля хаотично розміщені у тривимірній області W , то, при точних параметрах у формулах (1)-(2), СЛАР (1) можна розв'язувати

відносно J_i прямими методами. Але магнітне поле вимірюється з похибками. Тоді ОЛЗМ (1)-(2) можна розв'язувати методом найменших квадратів (МНК) при більшій кількості рівнянь у СЛАР. Крім того, ФК обчислюються за формулою (2) неточно, бо частина комірок СБМ заповнена магнітними породами не повністю, а деяка частина з них заповнена породами зі змінною намагніченістю. Тоді ліва й права частина кожного рівняння в СЛАР ускладнена похибками, а це означає, що кожна похибка створює нову СЛАР, яка має інший розв'язок. Він може бути дуже далеким від реального розподілу J_i у СБМ. Оскільки ми не знаємо реального розподілу похибок в точках поля й блоках моделі, то маємо невизначеним і розв'язок ОЛЗМ, який називається нестійким. Якщо ж модель одношарова, то маємо осереднене значення J_i по всій висоті кожного блоку і одну похибку поля над кожним блоком. Це дає можливість отримати розв'язок ОЛЗМ для одношарової СБМ, якщо над кожним блоком будуть точки поля, а під ними будуть блоки моделі. Тоді кожна похибка поля майже повністю перетвориться в намагніченість блоків, і розв'язок ОЛЗМ буде стійким. Але при відсутності блоків під деякою кількістю точок поля, або при відсутності точок поля над деякою кількістю блоків рішення СЛАР (а значить і розв'язок ОЛЗМ) буде дуже неточним і нестійким або некоректним. А тому в [1] запропоновано розв'язок ОЛЗМ виконувати при умові, що над усіма блоками є точки поля, а під усіма точками поля є блоки моделі. Тоді ОЛЗМ буде коректно поставлена, а її розв'язок буде стійким і близьким до справжнього розподілу намагніченості у всьому геологічному масиві. Для двохшарових моделей отримати стійкий розв'язок ОЛЗМ прямими методами рішення СЛАР неможливо. Але для цього розроблені ітераційні методи рішення СЛАР із отриманням стійкого та змістовного (коректного) розв'язку ОЛЗМ [2]. В ітераційних методах задається будь-який наближений набір значень невідомих, які називаються нульовим вектором $J_{i,0}$ ($i=1, M$). Їх підставляють у систему рівнянь (1) й обчислюють невязки поля r_j у кожній точці $W_j(x_j, y_j, z_j)$: $r_{j,0} = (a_{i,j}, J_{i,0}) - B_j$. Вони перераховуються в ітераційні поправки (ІП) $B_{i,1,0}$ до $J_{i,0}$, а потім обчислені нові значення $J_{i,0+1} = J_{i,0} - B_{i,1,0}$ використовуються на наступній ітерації для обчислення наступних нових значень невязок поля (НП), ІП та більш нових нових значень $J_{i,2} = J_{i,1} - B_{i,1,1}$. Ітераційний процес

повторюється до останнього кроку, на якому всі невязки поля не будуть перевищувати допустиму величину, чим і закінчується розв'язок ОЛЗМ.

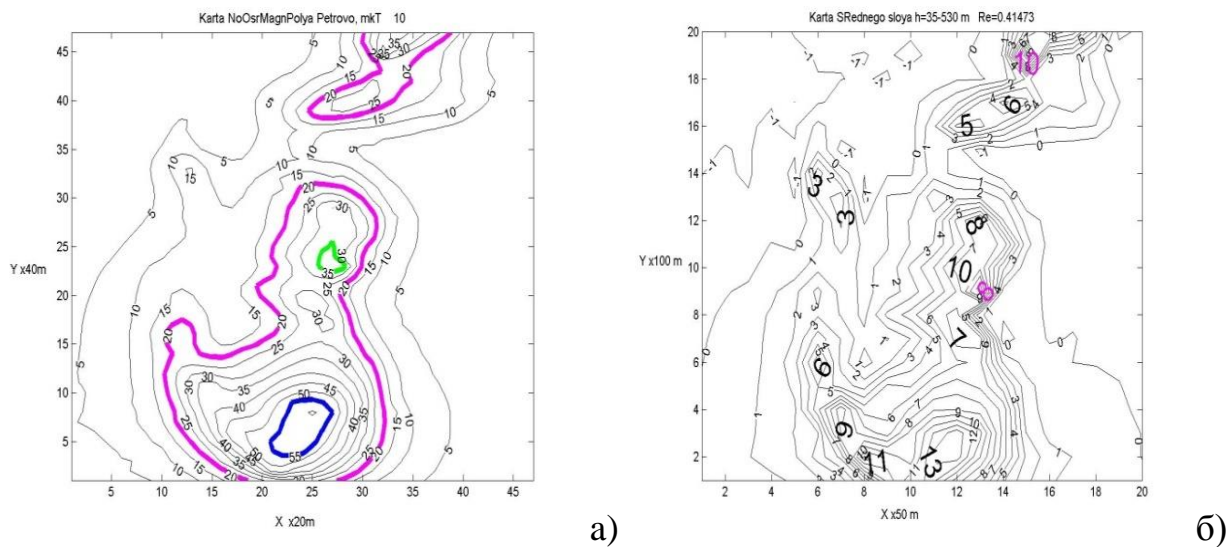


Рис. 1 Карта магнітного поля Петровського залізорудного родовища поблизу міста Кривий Ріг, в 1 одиниці – 1 мкТ (а); результати рішення ОЛЗМ для одношарової моделі у всій області карти на глибинах 30-530 м: карта розподілу інтенсивності намагніченості гірських порід в горизонтальному розрізі моделі, в 1 одиниці - 0,8 А / м (б).

Представлений обзор є основою для розробки перспективного програмного забезпечення методів пошуків корисних копалин геофізичними методами.

Рішення оберненої задачі виконано для різних ділянок Петровського залізорудного родовища (Кривий Ріг), зокрема, для карти поля, виміряного в 47x47 пунктах, розташованих по мережі 40x20 м (рис.1, а). Південна частина карти поля містить магнітну аномалію інтенсивністю 62 мкТл. За нею рішенням оберненої задачі для одношарової моделі потужністю 500м (рис.1, б) визначена максимальна середня інтенсивність намагнічування залізних руд 10 А / м, а в центральній і північній частинах ділянки 8 А / м. Отримано також розриви магнітних тіл і зміщення їхніх блоків уздовж широтних і субширотних розломів. Інші блоки мають намагніченість 2-4 рази меншу, а між ними є блоки з майже нульовим намагніченням, що відповідає досить потужним інтрузіям жильних гранітів, серед яких зустрічаються залишки перероблених багатих залізних руд.

Список використаних джерел

1. Миненко П. А. Теоретическое обоснование преобразования моделей решения некорректной линейной задачи гравиметрии в корректную с оптимизацией итерационного процесса на основе условно-экстремальных критериев/ Павел Александрович Миненко// «Теория и практика геологической интерпретации гравитационных и магнитных аномалий»: материалы 32-й сессии международного научного семинара им. Д.Г.Успенского (29.01-01.02.2005г.).– Пермь, 2005.- С.115-118.
2. Міненко Р.В. Обернені лінійні задачі гравиметрії та магнітометрії з уточнюючими ітераційними поправками вищого порядку/ Міненко Р.В., Міненко П.А. // Вісник КНУ. Геологія. - 2014. - №1(64). – С. 78-82.

References (translated and transliterated)

1. Minenko P. A. (2005). The theoretical substantiation of the transformation of the models of the solution of the ill-posed linear gravimetric problem into the correct one with optimization of the iterative process on the basis of conditionally extremal criteria. Theory and practice of geological interpretation of gravitational and magnetic anomalies: materials of the 32nd Session of the international scientific seminar named after D. G. Uspensky, 29.01-01.02.2005, Perm. (pp.115-118). [in Russian].
Minenko P. A. Teoreticheskoe obosnovanie preobrazovaniya modelej resheniya nekorrektnoj linejnoy zadachi gravimetrii v korrektnuju s optimizaciej iteracionnogo processa na osnove uslovno-jeskstremal'nyh kriteriev/ Pavel Aleksandrovich Minenko// «Teoriya i praktika geologicheskoy interpretacii gravitacionnyh i magnitnyh anomalij»: materialy 32-j sessii mezhdunarodnogo nauchnogo seminar im. D.G.Uspenskogo (29.01-01.02.2005g.).– Perm', 2005.- S.115-118.
2. Minenko R.V., Minenko P.O. (2014). Inverse problems of gravimetry and magnetometry with precise iterative corrections to the high order. Visnyk Taras Shevchenko National University of Kyiv. Geology, 1 (64), 78 - 82. [in Ukrainian].
3. Minenko R.V. Oberneni linijni zadachi gravimetrii ta magnitometrii z utochnjujuchimi iteracijnimi popravkami vyshchoho poryadku// Visnik KNU. Geologija. - 2014. - №1(64). – S. 78-82.

ФУНКЦІЇ ЗІ ЗМІННИМ ПЕРІОДОМ ТА ЇХ НАБЛИЖЕННЯ РЯДАМИ ФУР'Є

Приймак М.В., Дмитроца Л.П., Олійник М.З.

Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя

46001 Тернопіль, вул. Руська, 56, тел. (0352) 25-34-13.

Email: Kaf_KN@tu.edu.te.ua, dmytrotsa.lesya@gmail.com

В [1] був визначений клас функцій зі змінним періодом. Поштовхом до цього була необхідність дослідження емпіричних сигналів зі змінним періодом, наглядним прикладом яких є електрокардіограми, отримані при дії на організм певного збудника спокою. Нагадаємо [1,2], що функція $f(x)$, $x \in I \in \mathbb{R}$, називається **функцією зі змінним періодом (ФЗП)**, якщо існує така функція (змінний період) $T(x) > 0$, що для всіх x , таких, що $x \in I$ та $x + T(x) \in I$, виконується рівність $f(x) = f(x + T(x))$.

Наявність ФЗП викликає різноманітні задачі, головною серед яких можна вважати задачу побудови теорії рядів Фур'є ФЗП. На цьому шляху вже отримані ряд вагомих результатів. Ось деякі з них.

Розглянуті приклади елементарних ФЗП у вигляді тригонометричних функцій

$$\sin x^\alpha, \cos x^\alpha, \alpha > 0, \alpha \neq 1, x \in I = [0, \infty) \quad (1)$$

та записаний їх змінний період $T(x) = -x + (x^\alpha + 2\pi)^{1/\alpha}$, $x \in [0, \infty)$.

На основі функцій (1) побудовано систему тригонометричних ФЗП

$$\sin kx^\alpha, \cos kx^\alpha, x \geq 0, \alpha > 0, k = 1, 2, \dots \quad (2)$$

та показано [2], що вона є ортогональною на довільному інтервалі $[x, x + T(x)]$, $x \geq 0$, із ваговою функцією $\rho(x) = \alpha x^{\alpha-1}$. Оскільки період

$T(x) = -x + (x^\alpha + 2\pi)^{1/\alpha}$, інтервал ортогональності набуває вигляду $\left[x, (x^\alpha + 2\pi)^{1/\alpha} \right]$. Враховуючи ортогональність системи ФЗП (2), введемо

простір $L_2\left(\left[x, \left(x^\alpha + 2\pi\right)^{1/\alpha}\right], \alpha x^{\alpha-1}\right)$, $x \geq 0$, (скорочено $L_2(\cdot)$) що є сукупністю всіх функцій $f(x)$ з інтегрованим квадратом та із ваговою функцією $\rho(x) = \alpha x^{\alpha-1}$. В цьому просторі скалярний добуток двох функцій $f(x)$ і $g(x)$ визначається формулою

$$(f, g) = \int_{\tau}^{\tau+T(\tau)} f(x)g(x)\alpha x^{\alpha-1} dx, \tau \geq 0. \quad (3)$$

При цьому для функції $f(x)$ її норма $\|f\| = \sqrt{(f, f)} = \sqrt{\int_{\tau}^{\tau+T(\tau)} f^2(x)\alpha x^{\alpha-1} dx}$, а для

кожної із функцій системи (2) норма

$$\|\sin kx^\alpha\| = \sqrt{(\sin kx, \sin kx)} = \sqrt{\int_{\tau}^{\tau+T(\tau)} \sin^2 kx^\alpha \alpha x^{\alpha-1} dx} = \sqrt{\pi}, \quad \|\cos kx^\alpha\| = \sqrt{\pi}.$$

Розглянемо задачу побудови ряду Фур'є для ФЗП. Нехай ФЗП $f(x) \in L_2(\cdot)$, її змінний період співпадає із періодом системи (2), тобто $T(x) = -x + \left(x^\alpha + 2\pi\right)^{1/\alpha}$. Запишемо для функції $f(x)$ її ряд Фур'є

$$\hat{f}(x) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} a_n \cos nx^\alpha + b_n \sin nx^\alpha,$$

коефіцієнти якого, враховуючи (3), визначаються за формулами:

$$a_n = \frac{\alpha}{\pi} \int_{\tau}^{\tau+T(\tau)} x^{\alpha-1} f(x) \cos nx^\alpha dx, \quad b_n = \frac{\alpha}{\pi} \int_{\tau}^{\tau+T(\tau)} x^{\alpha-1} f(x) \sin nx^\alpha dx, \quad n = 0, 1, \dots$$

Як приклад, розглянемо побудову скінченного ряду Фур'є для функції $f(x) = \text{sign}\left(\sin x^{5/7}\right)$ зі змінним періодом $T(x) = -x + \left(x^{5/7} + 2\pi\right)^{7/5}$. Для цієї функції були обчислені коефіцієнти a_0 та a_n, b_n , $n = 1, 2, \dots, 9$. Побудований за даними коефіцієнтами скінчений ряд Фур'є функції $f(x)$ показаний на рис. 1 (суцільна лінія), для порівняння зображений також графік самої функції

(пунктирна лінія). Порівнюючи ці графіки, можна стверджувати що вже при $n = 9$ скінчений ряд Фур'є достатньо «добре» відтворює форму самої функції.

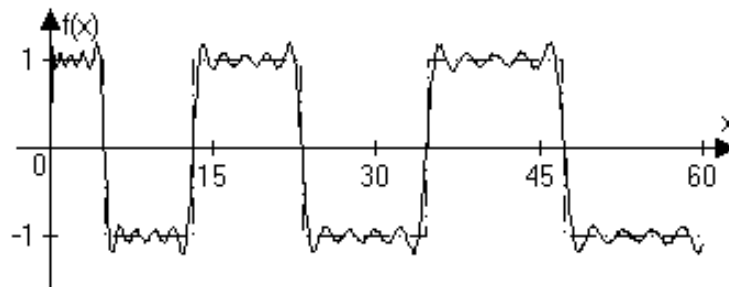


Рис. 1 – Функція $f(x) = \text{sign}\left(\sin x^{5/7}\right)$ (пунктирна лінія) та її скінчений ряд Фур'є (суцільна лінія).

Розроблена теорія рядів Фур'є для ФЗП дозволяє здійснювати аналіз реальних сигналів зі змінним періодом, наприклад, електрокардіограм, отриманих при дії на організм фізичного навантаження тощо.

Література

1. Приймак М.В., Боднарчук І.О., Лупенко С.А. Умовно періодичні випадкові процеси із змінним періодом // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – 2005. – Т.10, №2 – С. 132-141.
2. Приймак М.В. Функції із змінним періодом // Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. – Математика, механіка. Випуск 2(36) 2016. – С.14-16.
3. Приймак М.В., Дмитроца Л.П., Олійник М.З. Аналітичні способи задання функцій із змінним періодом та інформаційні технології визначення їх коефіцієнтів Фур'є // Вісник нац. ун-ту «Львівська політехніка» – Збірник наукових праць, 854. – Серія: Інформаційні системи та мережі. – Львів, вид-во Львівської політехніки, 2016. – С. 138-148.

DETECTING OUTLIERS IN BIVARIATE NON-GAUSSIAN DATA ON THE BASIS OF NORMALIZING TRANSFORMATIONS

Prykhodko S.B., Prykhodko N.V., Kudin O.O., Smykodub T.G.

Admiral Makarov National University of Shipbuilding

54025, Mykolaiv, Heroes of Ukraine avenue, 9, ph. (0512) 424470

E-mail: sergiy.prykhodko@nuos.edu.ua

A very important step in data processing is the outlier detection. Today the problem of outlier detection in a bivariate data set is solved with different methods including statistical [1]. However, well-known statistical methods (for example, bivariate outlier detection based on a prediction ellipse or a test statistic (TS) for the Mahalanobis squared distance (MSD), which has an approximate the F distribution) are used to detect outliers in a bivariate data set under the assumption that the data is generated by a Gaussian distribution. And this assumption is valid only in particular cases.

We propose a statistical outlier detection technique for bivariate non-Gaussian data on the basis of normalizing transformations and a prediction ellipse or TS for MSD, which has an approximate F distribution. The technique consists of two steps. In the first step, bivariate non-Gaussian data is normalized using a bivariate normalizing transformation. In the second step, MSD and a test statistic for MSD are calculated and compared with a quantile of the F distribution. The data values for which a value of TS for MSD is greater than the quantile of the F distribution are considered as outliers and these values are cut off. Two steps should be repeated for the data after outlier cutoff until all values of TS for MSD will be less than or equal to the quantile of the F distribution.

A bijective bivariate normalizing transformation of non-Gaussian random vector $\mathbf{X} = \{X_1, X_2\}^T$ to Gaussian random vector $\mathbf{Z} = \{Z_1, Z_2\}^T$ is given by

$$\mathbf{Z} = \psi(\mathbf{X}) \quad (1)$$

The values of the sample observations or bivariate data points $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_N$ are normalized using the transformation (1).

The Mahalanobis squared distance for each bivariate data point i ,

$i = 1, 2, \dots, N$, is denoted by d_i^2 and given by

$$d_i^2 = (\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}})^T S_N^{-1} (\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}}), \quad (2) \square$$

where $\bar{\mathbf{z}}$ is the sample mean vector and S_N is the sample correlation matrix

$$S_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}})(\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}})^T. \quad (3)$$

A test statistic for d_i^2 can be created as follows [2]

$$(N-2)N d_i^2 / 2(N^2 - 1), \quad (4)$$

which has an approximate F distribution with 2 and $N-2$ degrees of freedom.

A test statistic for MSD (4) is compared with a quantile of the F distribution, which is noted as $F_{2,N-2,\alpha}$. Here α is significance level. We take α as 0.05. The data values for which a value of TS (4) is greater than the quantile of the F distribution are considered as outliers and these values are cut off. After outlier cutoff the reduced number of bivariate data points are normalized using the transformation (1) again until all values of TS (4) will be less than or equal to the quantile of the F distribution.

As a transformation (1), we use the Johnson normalizing translation

$$\mathbf{Z} = \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\eta} \mathbf{h} [\boldsymbol{\lambda}^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\varphi})] \sim N_m(\mathbf{0}_m, \boldsymbol{\Sigma}), \quad (5)$$

where $\boldsymbol{\Sigma}$ is the correlation matrix; $\boldsymbol{\gamma}$, $\boldsymbol{\eta}$, $\boldsymbol{\varphi}$ and $\boldsymbol{\lambda}$ are parameters of the Johnson

normalizing translation; $\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_1, \gamma_2)^T$; $\boldsymbol{\eta} = \text{diag}(\eta_1, \eta_2)$; $\boldsymbol{\varphi} = (\varphi_1, \varphi_2)^T$;

$\boldsymbol{\lambda} = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2)$; $\mathbf{h}[(y_1, y_2)] = \{h_1(y_1), h_2(y_2)\}^T$; $h_i(\cdot)$ is one of the functions

$$h = \begin{cases} \ln(y), & \text{for } S_L \text{ (log normal) family;} \\ \ln[y/(1-y)], & \text{for } S_B \text{ (bounded) family;} \\ \text{Arsh}(y), & \text{for } S_U \text{ (unbounded) family;} \\ y & \text{for } S_N \text{ (normal) family.} \end{cases}$$

Here $y = (x - \varphi) / \lambda$; $\text{Arsh}(y) = \ln\left(y + \sqrt{y^2 + 1}\right)$.

We consider the examples of detecting outliers in two bivariate non-Gaussian data sets: the first, effort (hours) and size (adjusted function points) from 145

maintenance and development projects [3], the second, effort (hours) and mass (tonnes) of designed the section of the ship from 188 designs of sections. On Fig. 1 the normalized data set from 145 projects and the prediction ellipse are presented. The bivariate non-Gaussian data set (effort and size) is normalized by S_U family of the transformation (5). Six bivariate data points are outliers, since their values of TS for MSD (4) are greater than $F_{2,143,0.05}=3.06$. On Fig. 1 the prediction ellipse also reveals that six points are bivariate outliers. We note, if the anomaly detection technique [4] based on the Grubb test applies for detecting outliers in the normalized data from 145 projects then 144 data sample units do not appear to be an outlier in each of the univariate distributions.

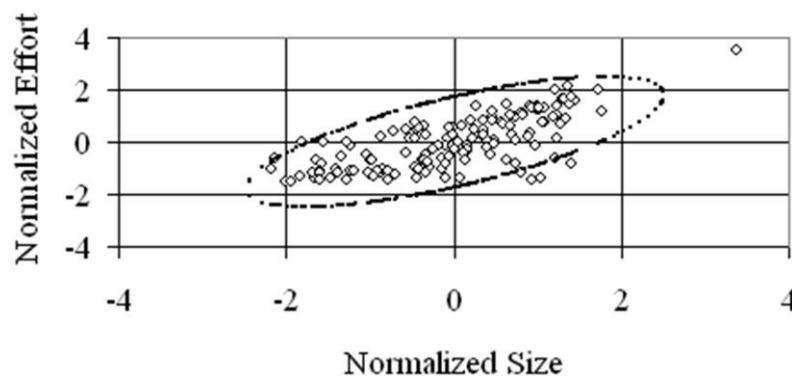


Fig. 1 – Normalized Data set from 145 Projects

References

1. Hawkins D.M. Identification of Outliers / D.M. Hawkins. – London; New York: Chapman and Hall, 1980. – 188 p.
2. Chew V. Confidence, prediction and tolerance regions for the multivariate normal distribution / V. Chew // Journal of the American Statistical Association, 1966, Volume 61, Issue 315. – p.605-617.
3. Kitchenham B. An empirical study of maintenance and development estimation accuracy / B. Kitchenham, S.L. Pfleeger, B. McColl, S. Eagan // The Journal of Systems and Software, 2002. – 64. – p.57-77.
4. Prykhodko S.B. Statistical anomaly detection techniques based on normalizing transformations for non-Gaussian data // “Computational Intelligence (Results, Problems and Perspectives)”, Proceedings of the International Conference, Kyiv-Cherkasy, Ukraine, May 12-15, 2015. – p.286-287.

ІМІТАЦІЙНЕ МОДЕЛЮВАННЯ РОБОТИ ІМПУЛЬСНО-ДОПЛЕРІВСЬКОГО РАДАРУ В ЗАВАДОВІЙ ОБСТАНОВЦІ

Реутська Ю.Ю., Бичковський В.О.

Київ, Національний технічний університет України

“Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського”

03056, Київ, вул. Політехнічна 12, 17-й корпус, радіотехнічний факультет

E-mail: reutska_rtf@ukr.net, тел. (044) (383-95-97), (093) 547-58-02

Актуальною задачею є у разі оцінка роботи радіолокаційної станції (РЛС), коли на її вхід, крім сигналів, що відбиті від виявлених цілей, надходять сигнали від джерел активних завад (навмисних і ненавмисних) і пасивних завад (підстильна поверхня, метеоутворення та ін.). У таких випадках імітаційне моделювання є вельми потрібним. Один із основних етапів проектування РЛС пов'язаний з синтезом і аналізом ефективності як окремих трактів, так і всієї РЛС в цілому за допомогою математичного апарату, розробленого в рамках статистичної теорії прийому радіолокаційних сигналів.

Результатом даної роботи є реалізація імітаційного моделювання в середовищі Matlab зондувального сигналу (що випромінюється антеною РЛС), моделювання цифрової обробки (ЦОС) радіолокаційного сигналу (що приймається приймальною антеною РЛС) на фоні шумів та пасивних завад, в результаті чого виявляються цілі, визначаються дальності до цілей та швидкості цілей. Дане моделювання дає можливість проведення оцінки роботи та аналізу ефективності ЦОС імпульсно-доплерівської РЛС.

Перший етап – моделювання радіолокаційного сигналу. За заданими характеристиками виявлення за формулами в [1] було отримано порогове відношення сигнал/шум на вході детектору $q_{\text{пор}} = 7,78$ дБ. Розглядалась пачка імпульсів з кількістю $n = 25$, частотою повторення імпульсів $F_{\text{п}} = 40$ кГц та довжиною імпульсу $\tau_i = 10^{-6}$ с з відповідною пороговою потужністю $P_{\text{пор}} = 1,92 \cdot 10^{-15}$ Вт. Відповідно до значень параметрів розглянутих РЛС та

величини ефективної площі розсіювання було отримано максимальну та мінімальну дальності дії $R_{\max} = 29486$ м та $R_{\min} = 300$ м. За принципами роботи імпульсно-доплерівських РЛС та аналітичними викладками в [2], було отримано максимальну швидкість цілі $V_{R_{\max}} = 600 = \pm 300$ м/с та обрано три цілі зі швидкостями -180 м/с, 270 м/с та 180 м/с, та відстанями 2000 м, 3000 , 10000 м. Відношення сигнал/шум на вході приймача для кожної цілі: 1 дБ, 0 дБ та -7 дБ. Для моделі було розраховано та сформовано двовимірну матрицю відліків сигналу з розрахунку вікна радару, що складається з елементів швидкого та повільного часу (дальність та кількість імпульсів відповідно) та має розмір [кількість відліків швидкого часу на кількість відліків повільного часу]. В якості моделі адитивної флуктуаційної завади в даній моделі використовується адитивний білий гаусовський шум. Для моделювання пасивної завади доцільно скористатися статистичним підходом, поєднанням функції щільності ймовірності для опису діапазону завади у вигляді флуктуацій за амплітудою (властивості поверхні) у відбитого від поверхні сигналу, що в даному прикладі модулюється за логнормальним розподілом та спектральної щільності потужності завади для опису відбиваючої здатності поверхні, яка в даному прикладі модулюється функцією Гауса. Результат моделювання радіолокаційного сигналу, що відбивається від цілей та завад, представлений на рис. 1, а.

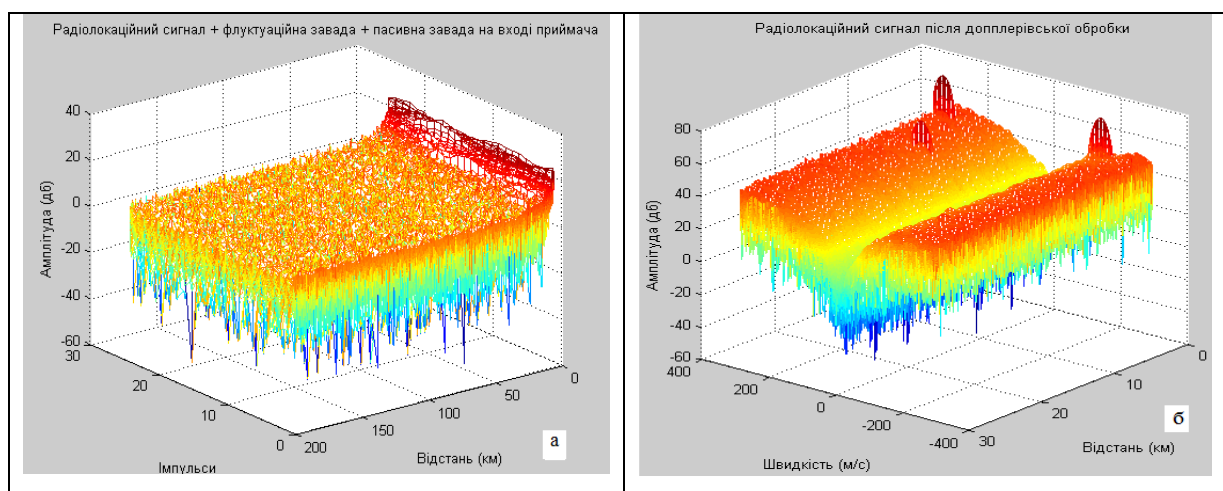


Рис. 1 – Радіолокаційний сигнал: а — відбитий від цілей з завадами, б — після ЦОС (доплерівського фільтру)

Моделювання ЦОС включало в себе етапи, зображені на рис. 2.

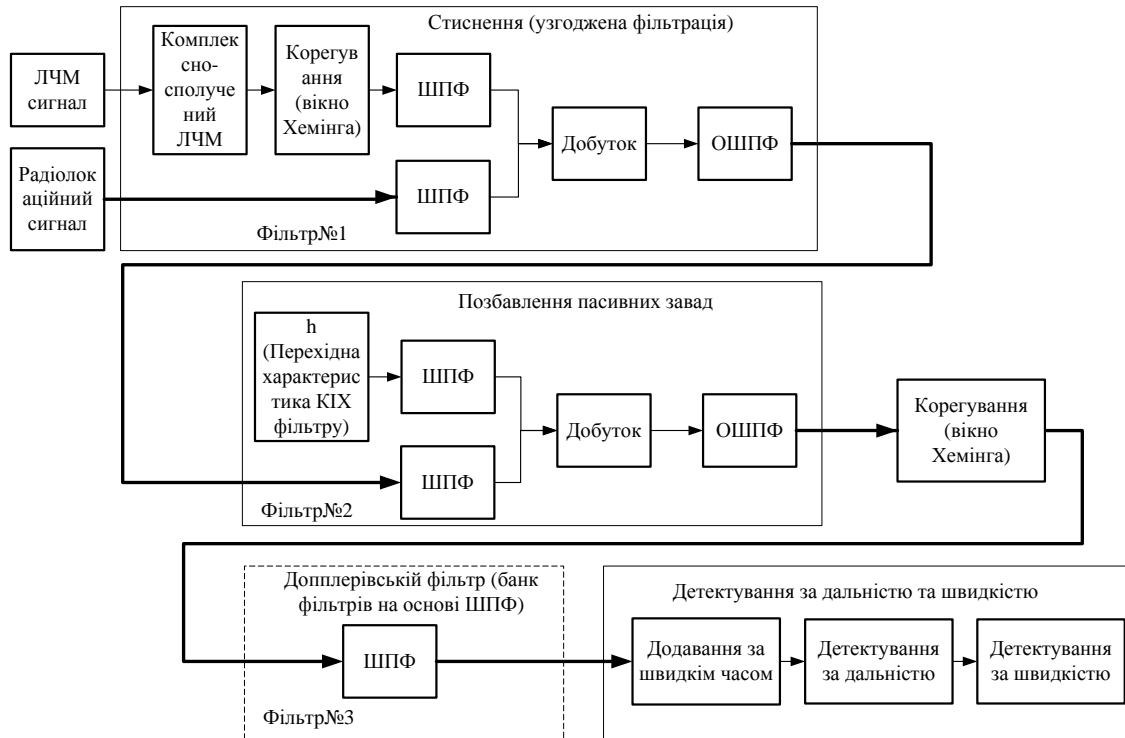


Рис. 2. – Основні етапи цифрової обробки радіолокаційного сигналу (ШПФ – швидке претворення Фур'є, ОШПФ – обернене ШПФ)

Результатом імпульсно-доплерівської обробки даних є матриця (рис. 1, б), в якій розмірами є дальність і доплерівська частота (швидкість).

Останнім етапом ЦОС є виявлення цілей та знаходження відстаней до цілей та швидкості цілей. Це досягається спочатку в знаходженні піків сигналу за відстанню, що вищі за поріг $q_{пор} = 7,78$ дБ, з визначенням відповідних відстаней. Далі отримуються значення відповідних піків сигналу в знайдених частотах Доплера у відповідних відліках в векторі швидкості (ШПФ) з врахуванням порогового значення.

Література

1. Бакулєв П. А. Радиолокационные системы. Учебник для вузов. / П.А. Бакулєв. – М.: Радиотехника, 2004. – 320 с.: ил. – ISBN 5-93108-027-9.
2. Радиотехнические системы: учебник для студ. высш. учеб. Заведений / [Ю. М. Казаринов и др.]; под ред. Ю. М. Казаринова. – М.: Издательский центр «Академия», 2008. – 592 с. – ISBN 978-5-7695-3767-7.

**МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВИМІРЮВАЛЬНИХ
ПЕРЕТВОРЮВАЧІВ З ВИКОРИСТАННЯМ
ІНТЕГРАЛЬНИХ РІВНЯНЬ**

Ситник О.О., Ключка К.М., Протасов С.Ю.

Черкаський державний технологічний університет
18000, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730256

E-mail: sytnyk_a@mail.ru

Вимірювальні перетворювачі є невід'ємною складовою частиною сучасних систем контролю, управління, моніторингу, діагностики, проектування технічних засобів. Ефективні методи і засоби прямих і непрямих вимірювань в поєднанні з комп'ютерними технологіями проектування та інтерпретації результатів вимірювань (спостережень) забезпечують інформаційну основу для досягнення високої якості функціонування технологічних об'єктів промислових виробництв, сучасних технічних систем і об'єктів в цілому. Істотне вдосконалення отримують конструктивні елементи перетворювачів завдяки появі нових технологій (зокрема нанотехнологій) і матеріалів з унікальними характеристиками. Все це вимагає вирішення нових завдань на функціональному, схематичному, елементному і інформаційному рівнях. Виникає необхідність розробки швидкодіючих і високоточних приладів, які повинні адаптуватися до мінливих в часі умов функціонування, допускати роботу при значних рівнях завад, працювати в умовах віддаленого доступу тощо. Особливої уваги при цьому заслуговує той факт, що вимірювальні перетворювачі є об'єктами і компонентами активної інформатизації та комп'ютеризації. При аналізі динамічних властивостей вимірювальних перетворювачів слід враховувати їх фізичну і структурну неоднорідність і, найчастіше, шаруватий характер чутливого матеріалу, що свідчить про принципові складності математичного опису відповідних фізичних процесів. Досвід показує [1, 2], що для подолання зазначених труднощів доцільно на додаток до існуючих,

створювати нові способи побудови і чисельної реалізації математичних моделей.

Ефективним переходом в цьому напрямку є застосування певних видів інтегральних рівнянь і операторів. Разом з тим, використання інтегральних динамічних моделей має особливості, врахування яких вимагає проведення ряду теоретичних досліджень і практичних розробок. Зокрема, це стосується проблем формування інтегральних динамічних моделей за характеристиками вимірювального перетворювача і на основі відомих диференціальних моделей, оскільки значна частина фізичних законів записується в диференціальній формі, а також на основі обробки експериментальних даних. Важливими є завдання апроксимації моделей, розв'язання задач чисельного аналізу, забезпечення точності. Слід також враховувати, що в даний час постачання вимірювальних перетворювачів замовнику як готових виробів, супроводжується зазначенням не тільки основних параметрів і характеристик, але і математичних описів, вимоги до яких неухильно підвищуються у зв'язку з обмеженням ресурсів для їх реалізації в реальному часі.

Одним із шляхів успішного вирішення зазначеної проблеми може бути розширення класу математичних моделей для врахування особливостей завдань моделювання розглянутих пристроїв, зокрема на основі застосування інтегральних динамічних моделей (в тому числі макромоделей), створення швидкодіючих алгоритмів реалізації моделей, підвищення рівня адекватності відтворення досліджуваних процесів, структурно-алгоритмічної організації програмних засобів комп'ютерного моделювання. При вирішенні даної проблеми необхідно враховувати як зростаючу складність завдань моделювання, так і зростаючі можливості засобів обчислювальної техніки. Створені засоби алгоритмічного і програмного забезпечення процесів моделювання динаміки вимірювальних перетворювачів з використанням структурно-орієнтованого підходу забезпечують ефективну комп'ютерну реалізацію інтегральних динамічних моделей, з можливістю

цілеспрямованого вибору алгоритмів стосовно до властивостей конкретного завдання, можливість реалізації швидких стійких рекурентних і високоточних ітераційних процедур при чисельному розв'язанні застосовуваних видів інтегральних рівнянь.

Запропоновані методи моделювання та комп'ютерні засоби дозволяють забезпечити якісне відтворення властивостей, характеристик і параметрів широкого класу вимірювальних перетворювачів. Розроблений пакет прикладних програм реалізований в моделюючому середовищі MATLAB і призначений для дослідження динаміки вимірювальних перетворювачів, як в лабораторних дослідженнях, так і в умовах застосування в реальних системах вимірювання, контролю та управління. Розроблений набір комп'ютерних моделей має істотне прикладне значення стосовно переліку найбільш широко застосовуваних на практиці видів вимірювальних перетворювачів: тиску, швидкості потоку, кута повороту, вологості газу, температури, витрати, прискорення і ін. Розроблені моделі, алгоритми і програми, методики розрахунку і моделювання також можуть знайти застосування в навчальному процесі технічних вузів.

Література

1. Верлань А. Ф. Интегральные уравнения: методы, алгоритмы, программы / А. Ф. Верлань, В. С. Сизиков. – Киев: Наукова думка, 1986. – 544 с.
2. Сытник А.А. Метод идентификации динамического объекта посредством интегральной модели / А.А. Сытник, К.Н. Ключка, Н.Л. Костьян // Электронное моделирование: международный научно-практический журнал / Институт проблем моделирования в энергетике им. Г.Е. Пухова НАН Украины. – 2016. – Т.38. – № 2. С. – 3-10.

Апаратні та програмні засоби опрацювання сигналів та даних

УДК 621.327

**РАЗРАБОТКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА И ЭФФЕКТИВНОСТИ
СЕРВИСА ДИСТАНЦИОННОГО ПРЕДОСТАВЛЕНИЯ
ВИДЕОИНФОРМАЦИОННЫХ УСЛУГ В СИСТЕМЕ УПРАВЛЕНИЯ В
УСЛОВИЯХ КРИЗИСНОЙ СИТУАЦИИ**

Баранник В.В., Красноруцкий А.А.

Харьковский национальный университет

Воздушных Сил им. Ивана Кожедуба

E-mail: krasnorutsky.a@ukr.net

Сервис дистанционного предоставления видеоинформационных услуг в системе управления в условиях кризисной ситуации (КС) позволяет оперативно получить сведения об объектах интереса, их расположении на местности (в пространстве) и характер их возможных действий. Продуктом таких услуг является предоставление аэрофотоснимков или потоков видеокладов о текущей обстановке [1].

Эффективность работы системы управления в КС зависит от своевременности и правильности принятия решения и доведение указаний. *Своевременность принятия решения* зависит от оперативности доставки информации (аэрофотоснимок и (или) считанная информация с аэрофотоснимка) и квалификации дешифровщика [2-3]. Сокращение время $T_{дс}$ доставки аэрофотоснимка есть суть повышения *эффективности сервиса* дистанционного предоставления видеоинформационных услуг в системе управления в условиях КС (рис. 1).

Определяющую роль в правильности принятия решения при управлении КС с использованием аэромониторинга играют как операторы БПЛА, так и дешифровщики аэрофотоснимков. Вводится понятие *эффективности дешифрирования* (рис. 2). *Эффективность дешифрирования аэрофотоснимка* – это способность выполнить работу по дешифрированию аэрофотоснимка и достичь максимального (заданного) уровня правильного

дешифрування ($P_{дш} \rightarrow \max$), при сниженні временных затрат на дешифрувание ($T_{дш} \rightarrow \min$).

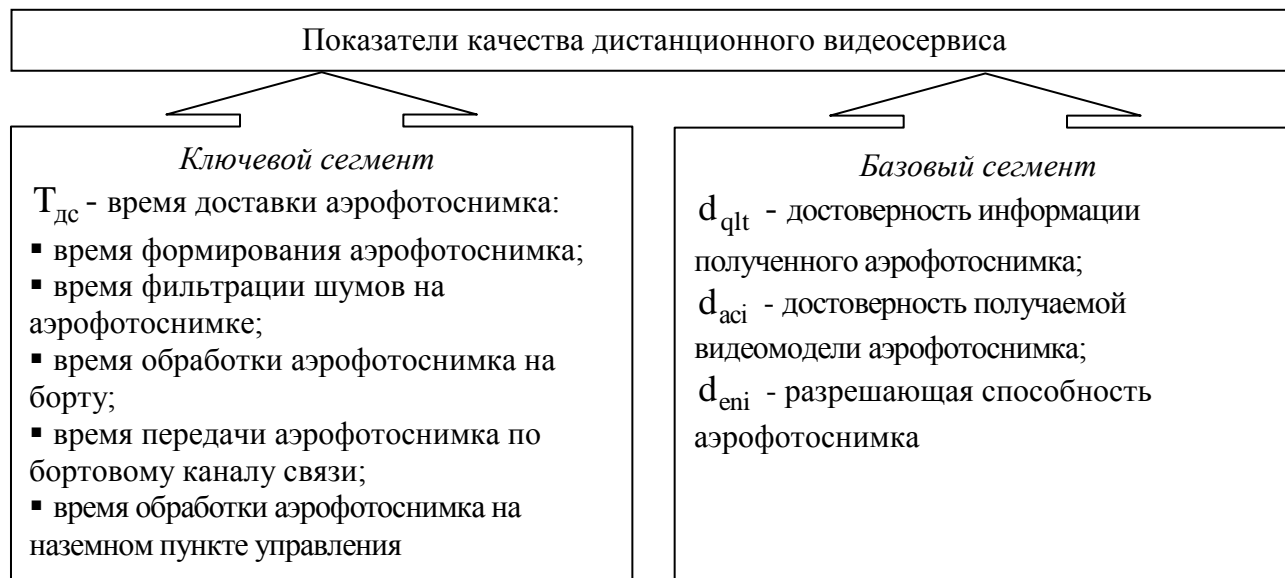


Рисунок.1 – Показатели качества дистанционного видеосервиса



Рисунок.2 – Эффективность процесса дешифрования аэрофотоснимка

Эффективность дешифрования аэрофотоснимка оценивается такими показателями как время дешифрования $T_{дш}$ и вероятность правильного дешифрования $P_{дш}$, и, в общем, зависит от:

- размерности аэрофотоснимка;
- количества присутствующих на аэрофотоснимке объектов подлежащих дешифрированию, полнота и качество информации о них;
- сложность объектов;
- наличие априорной информации о местности, об объектах интереса и их позиционировании;
- наличие маскировки объектов естественного (природного) или искусственного характера;
- степени автоматизации процесса дешифрирования;
- квалификации дешифровщика.

С учетом особенностей процесса дешифрирования показателями эффективности сервиса дистанционного предоставления видеoinформационных услуг в системе управления в условиях кризисной ситуации являются:

- 1) $T_{дс}$ - время доставки аэрофотоснимка;
- 2) P_{qlt} - качество аэрофотоснимка;
- 3) $T_{дш}$ - время дешифрирования аэрофотоснимка;
- 4) $P_{дш}$ - вероятность правильного дешифрирования

Список литературы:

1. Комарова Л.О. Методи управління інформаційно-комунікаційними кластерами в кризових ситуаціях: монографія [Текст] / Л.О.Комарова // К.:ДУТ, 2014. – 395 с.
2. Баранник В.В. Метод интеллектуальной обработки государственных видеoinформационных ресурсов для повышения их семантической целостности в системах мониторинга кризисных ситуаций / В.В. Баранник, Ю.Н. Рябуха // Захист інформації. – №2. – 2015. – С. 00-00.
3. Кашкин В.Б. Цифровая обработка аэрокосмических изображений: Конспект лекций. – Красноярск: ИПК СФУ, 2008. – 121 с.

ТЕХНИЧЕСКИЕ СРЕДСТВА ОЦЕНКИ СТЕПЕНИ КОРРОЗИОННОГО ИЗНОСА ПОДЗЕМНЫХ ТРУБОПРОВОДОВ

Владимирский А.А., Владимирский И.А.

Институт проблем моделирования в энергетике им. Г.Е. Пухова

Национальная академия наук Украины

03164, Киев, ул. Генерала Наумова, 15, тел. (044) 4248773

E-mail: leakdetect@rambler.ru

Отечественное городское хозяйство характеризуется значительным объемом различных подземных трубопроводных систем (ТС), находящихся в катастрофическом состоянии.

Задача создания и внедрения в производственную практику технических средств оценки степени коррозионного износа подземных трубопроводов ТС без их вскрытия является крайне актуальной. Такие технические средства должны обеспечивать: получение достоверных данных о фактическом состоянии металла участков ТС с целью оценки возможности и условия дальнейшей эксплуатации, определение очередности переключений участков, организацию упреждающего точечного ремонта.

Не умаляя в целом широчайшие возможности ультразвуковых методов (например [1]), применительно к данной задаче – диагностике протяженных участков подземных трубопроводов ТС, их следует признать малопригодными. Основные причины – быстрое затухание сигналов вдоль трубопроводов из-за сильного коррозионного износа и наличия многочисленных конструктивных препятствий (сальниковые компенсаторы, арматура и пр.).

Сомнительной представляется и обоснованность локализации будущих порывов ТС с местами повышенного механического напряжения (комплекты Каскад, Курсор, Вектор, РФ). Опыт эксплуатации ТС в Киеве свидетельствует о том, что повреждения трубопроводов (разрывы, трещины) возникают практически исключительно в местах сильного коррозионного утонения.

В ИПМЭ им. Г.Е.Пухова НАН Украины на базе многолетнего опыта исследований, разработок и внедрения корреляционных, акустических и термоакустических течеискателей и авторской модели многоволнового распространения вибросигналов вдоль подземных трубопроводов [2], разработана экспериментальная система активно-пассивного низкочастотного диагностирования состояния трубопроводов РАСТР [3].

Принцип действия системы основан на регистрации сигналов вибрации, возникающих в местах коррозионного утонения стенок трубопровода при их возбуждении протоком воды, шумами арматуры или с помощью специальных акустических излучателей. Для определения местоположения мест утонения используется корреляционная обработка сигналов, регистрируемых в нескольких точках на поверхности трубопровода. Предусматривается работа в условиях многоволнового распространения сигналов в диапазоне скоростей от 300 до 6000 м/сек .

Пассивный режим применяется для оценки шумовой обстановки, выявлении мест утонения трубопроводов за счет их возбуждения внешними шумами (проток воды, утечки, бойлеры, насосы и пр.). Активный режим применяется для работы в условиях интенсивных помех, при отсутствии расхода теплоносителя по ТС. В этом случае регистрация мест утонения трубопроводов осуществляется за счет их возбуждения сигналами специального генератора и излучателя.

В состав системы РАСТР входят многоканальные регистраторы. Рабочий диапазон частот - от 20 до 10000 Гц. Обеспечение синхронности измерений осуществляется с помощью корреляционной обработки шумоподобного радиосигнала с погрешностью не более 40 мкс. В активном режиме на трубопровод устанавливается излучатель акустического сигнала, на который через усилитель мощности подается синтезированный тестовый сигнал. Для каждой комбинации позиций вибродатчиков и излучателя проводятся сеансы возбуждения тестовых сигналов и формирования массивов выборок регистрируемых вибросигналов. По каждому эксперименту производится расчет корреляционных функций. Далее

осуществляется вторичная обработка полученных данных с целью выявления информационных параметров.

Для получения интегральной оценки технического состояния используются, также, критерий сверхнормативного затухания сигналов (например для ТС диаметром 200-450 мм - более 0,117 дБ/м), а для оценки остаточной толщины стенки - величина отклонения фактической скорости распространения гидравлического удара вдоль трубопровода, заполненного жидкостью от нормативной.

Сначала на участках, планируемых к перекладке, проводились методические испытания. Данные фактической толщинометрии использованы для отработки алгоритмов, подбора параметров обработки, при которых результат обработки коррелирует с выявленными местами фактического утонения труб.

По результатам экспериментальных работ совместно с предприятием "КОНТРОЛЬ И ДИАГНОСТИКА" "КИЕВЕНЕРГО" утверждена вторая редакция Методики "Моніторинг ділянок трубопроводів теплових мереж на основі застосування реєстратора акустичних сигналів трубопроводів "РАСТР-1" и начаты производственные испытания.

Литература

1. Е.И. Вальшкова. WAVEMAKER - ультразвуковая система экспресс-диагностики трубопроводов. MEGATECH - Новые технологии в промышленной диагностике Номер 1. 2011г. – с.58-61.
2. Владимирский А.А., Владимирский И.А., Семенюк Д.Н. Уточнение диагностической модели трубопровода для повышения достоверности течеискания. Акустичний вісник. Інститут гідромеханіки НАН України. Том 8. Номер 3. 2005р. - с.3-16.
3. Владимирский А.А., Владимирский И.А. Разработка структуры экспериментальной системы активно-пассивного низкочастотного диагностирования состояния трубопроводов. Збірник наукових праць. Інститут проблем моделювання в енергетиці НАН України. Вип. 64, Київ, 2012р.- с.55-57.

УДК 621.397

**ВИЗНАЧЕННЯ ОСНОВНИХ КРИТЕРІЇВ ДЛЯ ПОБУДОВИ СИСТЕМИ
ВІДЕОКОНФЕРЕНЦВ'ЯЗКУ В ЗБРОЙНИХ СИЛАХ УКРАЇНИ****Гаврилов Д.С.**

Харківський національний університет повітряних сил імені Івана Кожедуба

E-mail: havrylov_d@ukr.net

Наявний воєнний конфлікт на сході країни призвів до підвищення інтересу та вимог до питань забезпечення та підтримання боєздатності збройних сил (ЗС). Адже, високий рівень боєздатності дозволяє з необхідним рівнем якості виконувати поставлені завдання.



Рисунок.1 – Фактори, від яких залежить якісне виконання завдання

Для якісного розроблення задуму та операції керівникам всіх рівнів необхідно мати достовірну, об'єктивну, конфіденційну та актуальну інформацію (оперативність доведення та обробки) про стан справ та дії противника. При цьому для усунення можливості людської помилки ефективним є залучення до вироблення об'єктивного рішення експертів по даному питанню чи проведення галузевої наради. Протиріччям є необхідність вироблення даного рішення в максимально короткі строки, тож немає часу на дорогу експертів до штабу. Для вирішення даного питання було обрано стратегію використання відеоконференцв'язку (ВКЗ). Дана

стратегія прийнята на озброєння провідних країн світу, таких як США, Нідерланди, Росія та ін..



Рисунок.2 – Можливості відеоконференцзв'язку

Тож, **актуальною науково-прикладною задачею** є визначення основних критеріїв для побудови системи ВКЗ в ЗС, які полягають у наступному:

1) для обміну інформацією з необхідною оперативністю система ВКЗ має мати канали зв'язку пропускна спроможність яких не допустить величини затримок більше допустимої, при цьому необхідно є використання алгоритми компресії та апаратуру ущільнення;

2) підтримка елементами системи протоколів «точка- точка» («точка-мультиточка») та використання алгоритмів криптографічного захисту надасть змогу користувачам проводити як приватну (грифовану) розмову так і нараду, конференцію і т.п.

3) для скритності топології системи ВКЗ пропонується використовувати цибулькову маршрутизацію;

4) для збереження принципу ієрархічності та єдиноначалля необхідним є створення політики доступу в якій командир вищого рівня має право

викликати на ВКЗ всі елементів підлеглих, а підлеглий лише безпосереднього начальника.

Отже, визначені основні критерії дозволять побудувати систему ВКЗ в ЗС з необхідним рівнем оперативності, конфіденційності, достовірності, доступності.

Список литературы:

1. Баранник В.В. Модель загроз безпеки відеоінформаційного ресурсу систем відеоконференцзв'язку. / А.В. Власов, В.В. Баранник, Р.В.Тарнополов // Наукоємні технології. – 2014. - № 1 (21). – С. 55 – 60.
2. Баранник В.В. Обоснование значимых угроз безопасности видеoinформационного ресурса систем видеоконференцсвязи профильных систем управления / В.В. Баранник, А.В. Власов, С.А. Сидченко, А.Э. Бекиров // Информационно-управляющие системы на ЖД транспорте. – 2014. - №3. - С. 24 – 31.
3. Баранник В.В. Селективний метод шифрування відеопотоку в телекомунікаційних системах на основі приховування базового І-кадру / В.В. Баранник, Д.І. Комолов, Ю.М. Рябуха // Наукоємні технології. – № 2. – 2015. - С. 14 - 23.
4. Баранник В.В. Метод повышения информационной безопасности в системах видеомониторинга кризисных ситуаций / В.В. Баранник, Ю.Н. Рябуха, О.С. // Монография. – Черкассы, 2015. – 143 с.
5. Barannik V.V. The model of avalanche-relating effect in the process of images reconstruction in the combined cryptosemantic systems on the polyadic presentation / V.V. Barannik V.V. Larin, S.A. Sidchenko // Наукоємні технології. – 2010. - № 1(5). – С. 68 – 70.
6. Gavrulov D. The analysis of template method of video processing./ Larin V., Krasnikov P., Gavrulov D. // Proceedings of 2015 1st International Conference on Advanced Information and Communication Technologies-2015 (AICT'2015), Lviv, Ukraine, October 29 – November 1, 2015. – P. 87 – 89.

КАЛЬКУЛЯТОР ДЛЯ РОЗРАХУНКУ ПАРАМЕТРІВ МІКРОСТРІЧКОВИХ ЛІНІЙ ПЕРЕДАЧ В СЕРЕДОВИЩІ LABVIEW

Гавриш О.С., к.ф.-м.н., Лега Ю.Г., д.т.н., Багрій М.О., Оксюк К.Ю.

Черкаський державний технологічний університет,
18006, Черкаси, бул. Шевченко, 460, тел. (0472) 730261

E-mail: hackee74@yahoo.com

Мікροстрічкові лінії на даний момент набули широкого використання. При розробці друкованих плат в НВЧ діапазоні основним типом ліній передачі стали мікροстрічкові лінії. Вони створюються в вигляді плоских провідників, розміщених на поверхні діелектричної пластини або між такими пластинами. Це пов'язано з тим що в мікροстрічкових лініях електромагнітне поле концентрується між мікροстрічкою і заземленню основою (екраном) і тому втрати на випромінювання зменшуються.

На розрахунок таких ліній йде багато часу, тому розрахунки ведуть в спеціалізованих програмах, які дозволяють проектувати й проводити аналіз мікροстрічкових ліній передач. Сучасні програми даного напрямку багатofункціональні, тому, як правило, громіздкі і складні у користуванні, при цьому мають англomовний інтерфейс [1]. В зв'язку з цим, розробка простого «калькулятора» для розрахунку параметрів мікροстрічкової лінії з українomовним інтерфейсом є актуальною задачею.

Калькулятор реалізовано в середовищі LabView [2]. Вхідними параметрами для розрахунку є ширина і висота стрічки, товщина (зверху, знизу) і відносна діелектрична проникність діелектрику, хвильовий опір ЛП. Розрахунки можуть проводитись для двох типів лінії: симетричної і несиметричної. Вихідними параметрами стану є: хвильовий опір, ширина стрічки і швидкість поширення сигналу (рис.1).

Для структуризації програми синтезовано чотири СУБВІ (допоміжних віртуальних інструментів), які дозволять обчислювати ширину стрічки і хвильовий опір для симетричної і несиметричної ліній. На загальній схемі

(рис.2) буде видно тільки іконки СУБВІ, яким дали характерне забарвлення і малюнки.

Для обчислення параметрів лінії використовуються математичні вирази, які вводяться за допомогою формульного вузла Formula Node. Для забезпечення роботи в двох режимах у вікно блок-діаграми розміщуються три елемента структури Case (рис.2). Яка з двох сторінок кожної структури виконуватиметься, залежить від положення перемикача режимів «Тип лінії».

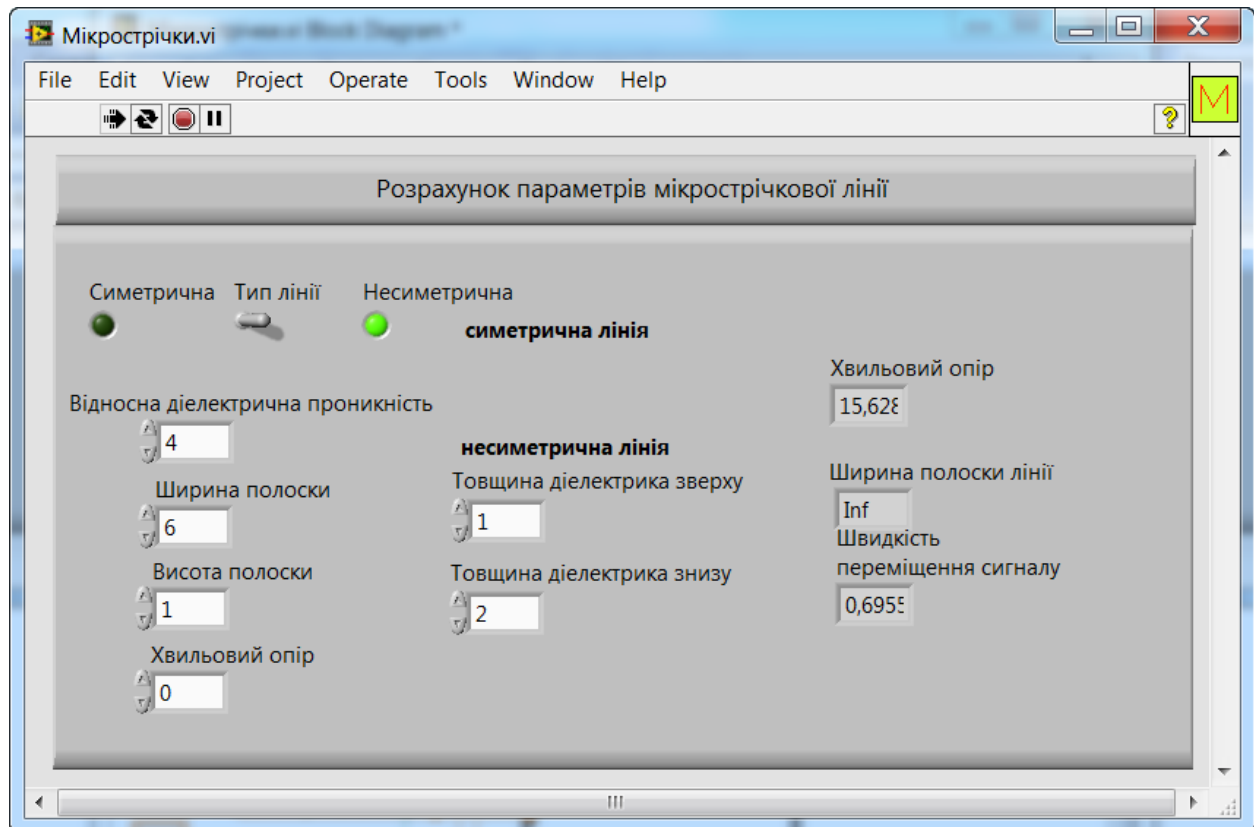


Рисунок 1 – Лицьова панель ВІ «Мікрострічки» при розрахунку параметрів несиметричної лінії передач

Для зручності користування калькулятором при розрахунку параметрів різних типів лінії передачі використовуються атрибути управління видимістю регуляторів Visible. При значенні «True», що відповідає несиметричній ЛП, на терміналі вибору на лицьовій панелі буде видно два регулятори «Товщина діелектрика зверху» і «Товщина діелектрика знизу». При значенні «False», що відповідає симетричній ЛП, на терміналі вибору на лицьовій панелі буде видно лише один регулятор «Товщина діелектрика».

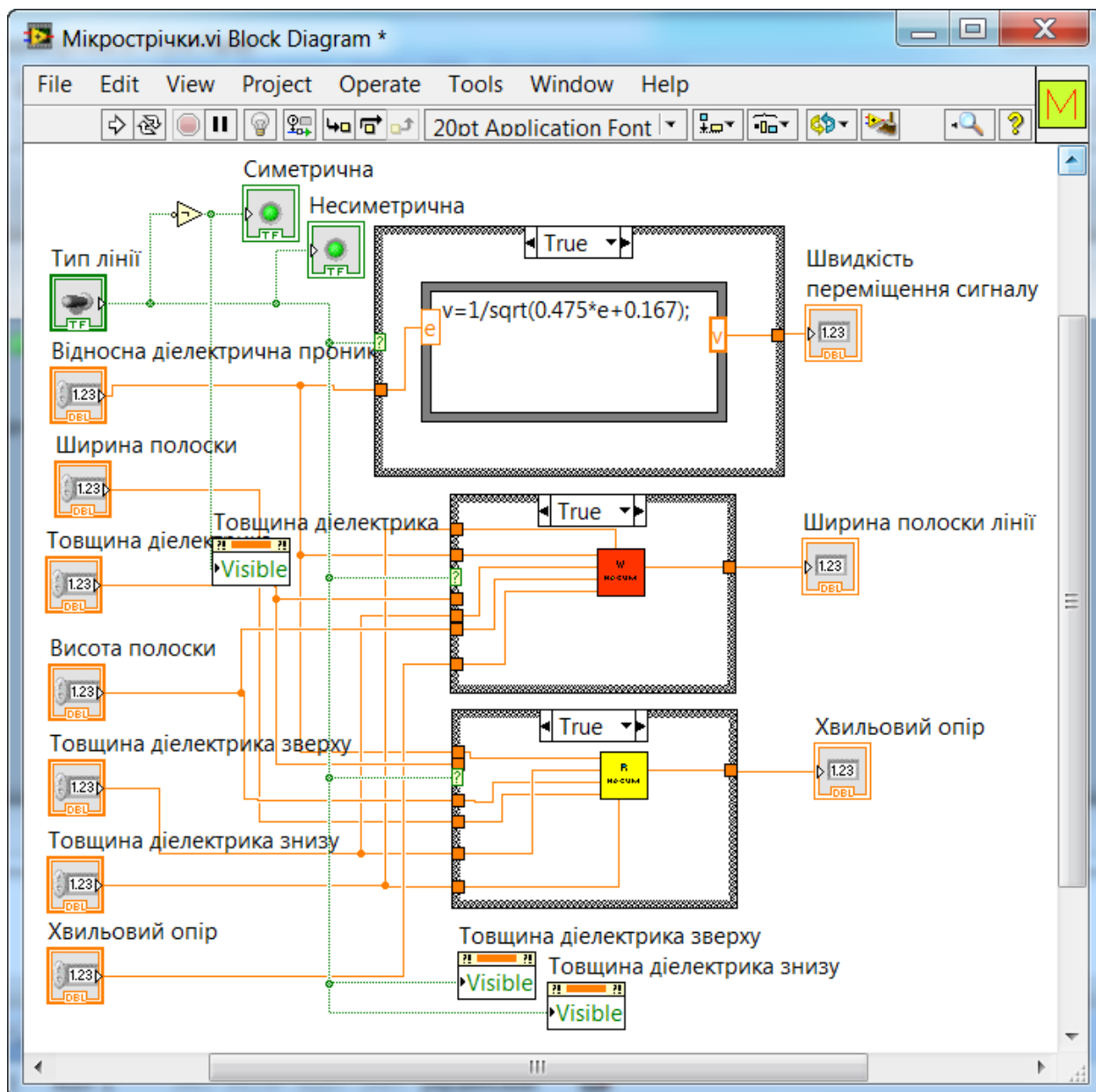


Рисунок 2 – Блок-схема ВІ «Мікροстрічки» при розрахунку параметрів несиметричної лінії передач

Література

1. <https://habrahabr.ru/post/240471/> – Утилиты в (статусе FREE) для расчета волнового сопротивления и не только...
2. Евдокимов Ю.К., Линдваль В.Р., Щербаков Г.И. LabVIEW для радиоинженера: от виртуальной модели до реального прибора. Практическое руководство для работы в программной среде LabVIEW. – М.: ДМК Пресс, 2007. – 400 с.

РОЗРОБКА СИСТЕМИ ВІДДАЛЕНОГО МОНІТОРИНГУ ТА ПЕРЕДАЧІ МЕТЕОДАНИХ

Зорін О.С., Дроботулін О.Г., Гончаров А.В., Палагін В.В.

Черкаський державний технологічний університет

18006, Черкаси, бул.Шевченка 460,

e-mail: palahin@yahoo.com

Сучасний стан дослідження природного середовища вимагає впровадження новітніх інформаційно-телекомунікаційних технологій, які характеризуються підвищеною точністю та оперативністю, мобільністю та автоматизацією обробки даних, що дозволяє збільшити ефективність моніторингу багатьох параметрів і передавати їх на веб-сервіси для подальшого спостереження і обробки. Існуючі рішення дозволяють оцінювати параметри погодних явищ, кліматичних спостережень, але залишається відкритим питання побудови автономної системи віддаленої передачі даних з можливістю гнучкої зміни конфігурації та нарощування додаткового обладнання для реалізації моніторингу навколишнього середовища при зменшенні її собівартості.

Для вирішення вказаних завдань застосовано передачу даних про погодні умови навколишнього середовища а саме температуру, вологість, швидкість та напрямок руху вітру, тиск, інтенсивність сонячного випромінювання та ін. по каналу зв'язку GPRS на веб-сервіс, який дозволяє відобразити інформацію про той чи інший параметр середовища, проводити збереження, статистичне опрацювання та аналіз даних. Запропонований базовий проект ґрунтується на використанні мікроконтролерів AVR [1], модулів GSM [2] та набору базових датчиків.

На рис. 1 приведена структурна схема, яка відображає функціонування системи в цілому, а саме: мікроконтролер (МК) AVR є центром керування, який отримує дані з датчиків про ряд параметрів середовища (вологість повітря та ґрунту, тиск повітря (барометр), швидкість вітру (анемометр), напрям вітру (флюгер), датчики температури t_1 , t_2 про температуру ґрунту та повітря), обробляє дані та відправляє їх на GSM модем, який в свою чергу за допомогою GPRS технології пересилає на безкоштовний сервер соціального проекту народний моніторинг [3, 4]. Такий веб-сервіс дозволяє не тільки зберігати дані, але і забезпечити їх вивід на мобільний додаток «Народний моніторинг», який відображає основний перелік показників (рис. 2).

Додаткові функції веб-сервісу дозволяють перегляд знімків публічних і встановлених власноруч веб-камер, забезпечити прийом безкоштовних PUSH повідомлень від проекту (альтернатива SMS), відправлення команд на свої пристрої, управління списком обраних датчиків. Окрім того, є можливість відслідковувати динаміку змін заданих параметрів в графічному вигляді (рис. 3).

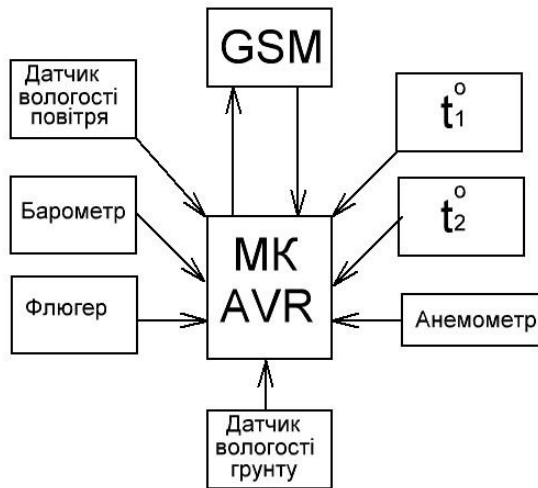


Рис.1. Структурна схема метеостанції



Рис.2. Відображення інформації з датчиків в мобільному додатку «Народний моніторинг»



Рис. 3. Графік зміни температури за день

З метою надання метеостанції автономного функціонування розв’язана задача використання альтернативного джерела енергії – сонця, що надасть можливість для автономної роботи системи у віддалених від населених пунктів місцях.

Розробка пропонується для активного використання в різноманітних сферах людської діяльності, зокрема для моніторингу стану полів, що дозволить реалізувати раціональне їх зрошування на основі погодних умов, створювати фіксований розклад зрошування на основі аналізу температур та опадів, забезпечувати безкоштовний та вільний доступ до баз даних.

Перевагою запропонованої розробки є низька собівартість у порівнянні з аналогами, гнучкість в

нарощуванні додаткового обладнання, автономна та безперебійна працездатність в різних кліматичних умовах. Система не потребує спеціальних навичок під час експлуатації, характеризується легкістю та простотою в інсталяції, можливістю використання в складних метеоумовах.

Література

1. Datasheet ATmega 8. <https://goo.gl/1keJHQ>
2. http://img.filipeflop.com/files/download/Datasheet_SIM800L.pdf
3. <https://play.google.com/store/apps/details?id=com.ghelius.narodmon&hl=ru>
4. <https://narodmon.ru>

РОЗРОБКА ПОЛІНОМІАЛЬНОЇ СИСТЕМИ ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛІВ НА ФОНІ НЕГАУСІВСЬКИХ ЗАВАД

Дроботулін О.Г., Харабадзе Т.Г., Мартиненко С.С., Палагін В.В.

Черкаський державний технологічний університет

18006, Черкаси, бул.Шевченка 460, E-mail: palahin@yahoo.com

Дана розробка призначена для апаратного моделювання та дослідження роботи поліноміальних алгоритмів виявлення сигналів на фоні негаусівських завад. Проведення фізичного моделювання орієнтоване на порівняння теоретичних та експериментальних результатів, що дозволяє провести аналіз ефективності синтезованих нелінійних алгоритмів. Як правило, статистичні дослідження систем виявлення орієнтовані на використання гаусівської моделі завад, яка не завжди відображає реальні природні процеси. Для фізичного моделювання негаусівської завади в роботі використовується бігаусівський генератор [1], який дозволяє отримати негаусівські випадкові процеси з заданими параметрами.

Узагальнена структурна схема проведення дослідження по виявленню імпульсних сигналів на фоні завад представлена на рис.1.

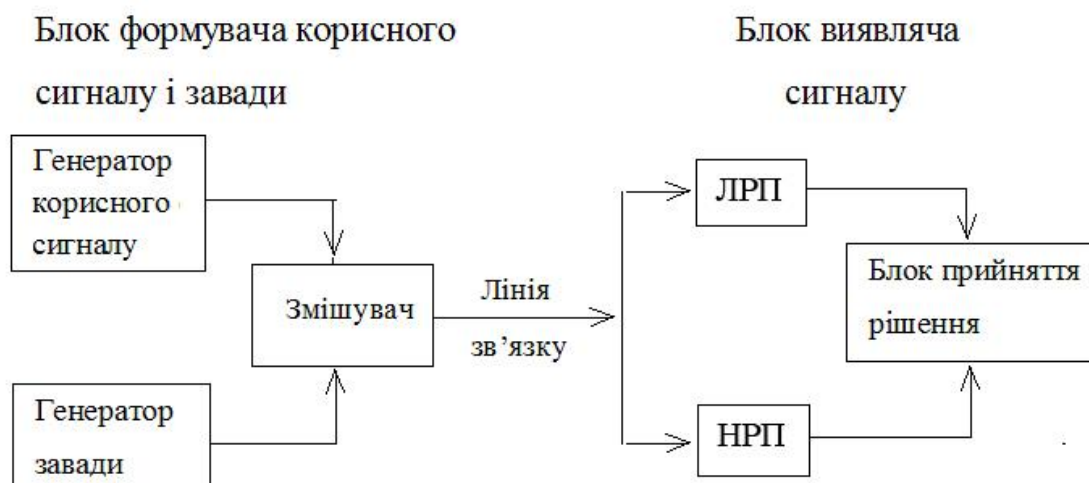


Рис.1. Схема дослідження виявляча імпульсних сигналів на фоні негаусівських завад

Розробка складається з блоків формувача корисного сигналу і завади та блоку виявляча. Згенерований корисний сигнал змішується із сигналом, що імітує негаусові завади і по каналу зв'язку передається на блок виявляча сигналу.

Блок формування корисного сигналу представляє собою формувач коливання типу меандр з частотою 1кГц, а формувач завади – бігаусівський генератор шуму зі змінними коефіцієнтами асиметрії та ексцесу. Загальна функціональна схема формувача сигналів представлена на рис.2.

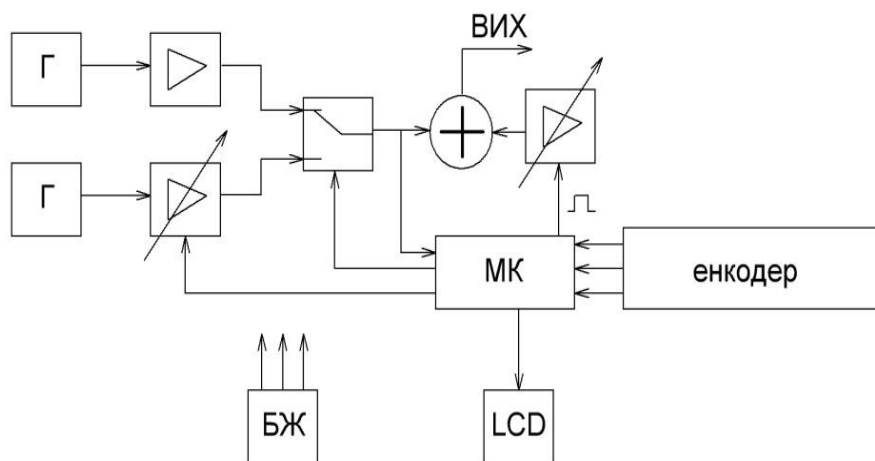


Рис.2. Формувач корисного сигналу та завади

Формування досліджуваного корисного сигналу відбувається в мікроконтролері (МК), який генерує тоновий сигнал з частотою 1кГц. Для імітації завадової ситуації використовується бігаусівський генератор, який складається з двох гаусівських генераторів (Г). Для варіації параметрів асиметрії, ексцесу та дисперсії результуючої негаусової завади слугує регулювання коефіцієнта підсилення одного з генераторів та зміна коефіцієнту змішування випадкових складових від двох гаусівських генераторів. Значення корисного сигналу та завади надходять на суматор, створюючи випадкову послідовність, що відповідає адитивній взаємодії сигналу та завади .

В блоці виявляча сигналу реалізовані поліноміальні алгоритми виявлення сигналів, які базуються на моментно-кумулянтному описі

випадкових процесів і застосуванні моментних критеріїв якості перевірки статистичних гіпотез [2, 3].

Для реалізації поліноміальної обробки вхідний зашумлений сигнал підлягає перетворенню за допомогою АЦП 8-бітного МК фірми Microchip. Результатом поліноміальної обробки даних в МК є вектори значень розв'язувальних лінійних та нелінійних правил (ЛРП, НЛРП) при степені стохастичного поліному $s=1$ та $s=2$ відповідно (рис.2). З отриманих значень визначається величина коефіцієнту ефективності лінійної та нелінійної обробки випадкових процесів.

Результати фізичного моделювання процесів виявлення сигналів показали, що врахування параметрів негаусовості у вигляді коефіцієнтів асиметрії та ексцесу покращують ефективність нелінійної обробки випадкового процесу у порівнянні з лінійною, що проявляється у зменшенні ймовірностей помилок першого та другого роду розв'язувальних правил.

Таким чином, було створено стенд для апаратного моделювання та дослідження роботи синтезованих поліноміальних алгоритмів виявлення сигналів на фоні негаусових завад. Результати фізичного моделювання підтвердили ефективність теоретичних досліджень.

Література

1. Ю. Кунченко, О. Гавриш, А. Іванченко, С. Заболотній. Моделювання випадкових величин із заданими кумулянтними коефіцієнтами. // Праці IV міжнародної конференції “Оброблення сигналів і зображень та розпізнавання образів”. – Київ, 1998. – с.37-38
2. Палагин В.В. Програмные средства компьютерного моделирования процессов обнаружения и различения сигналов на фоне негауссовских помех. / Палагин В.В. // Информатика и математические методы в моделировании. Том. 5 (2015), № 5, С.103-114.
3. Мартиненко С.С. Адаптивное обнаружение импульсных сигналов на фоне негауссовских помех. // Праці 2 Міжнародної науково-практичної конференції «Обробка сигналів та негауссівських процесів». До 70-річчя від дня народження професора Ю.П.Кунченка. Черкаси, 2009, с.142-143.

**ПРИВ'ЯЗКА ОСЕЙ МОДУЛЯ КОМБІНОВАНОГО ПРИЙМАЧА
ДО ГЕОГРАФІЧНИХ КООРДИНАТ
ДЛЯ ПЕЛЕНГУВАННЯ МОРСЬКИХ ОБ'ЄКТІВ**

Дорошенко А.В.¹, Кратко О.О., Пуха Г.С.²

Фізичко-технічний інститут, Національний технічний університет України

«Київський політехнічний інститут ім. Ігоря Сікорського»

03056, Київ, просп. Перемоги 37, тел. (044) 2367989

E-mail: ¹annie2.71828@gmail.com, ²ph8htos@gmail.com

Вступ

Захищеність периметрів морських портів з боку суші знаходиться на прийнятному рівні, однак водна частина більшості акваторій (бухт, заток, проток) і просторів навколо бурових установок має недоліки засобів виявлення та протидії несанкціонованим проникненням.

Для підвищення безпеки стаціонарних бурових установок, портових засобів і портів пропонується використання векторно-фазових систем (ВФС).

Векторно-фазові системи

Розроблена система призначена для виявлення, спостереження та запобігання проникненню надводних та підводних об'єктів до узбережжя великої протяжності, в бухти, порти і морські акваторії загальною площею до 2000 км², а також для проведення досліджень шумових характеристик моря.

ВФС представляє собою ланцюг векторних приймачів, рознесених в просторі на відстань до 5 км, і віддалених від берегового посту на відстань до 20 км. В гідроакустиці векторні приймачі використовуються з приймачами тиску [1; 2]. Таке використання називається комбінованим приймачем, а з урахуванням конструкції – модулем комбінованого приймача (МКП).

МКП складається з 3-х компонентного приймача коливальної швидкості та приймача тиску. Гідроакустична інформація, прийнята МКП, підсилюється та передається на береговий пост обробки інформації. Амплітудно-фазова інформація, отримана за допомогою МКП, дозволяє покращити ймовірність як визначення, так і класифікації порушників.

Прив'язка осей модуля комбінованого приймача до координат

Помилка пеленгування морських об'єктів в значній мірі залежить від точності прив'язки осей МКП до географічних координат. Це завдання можна вирішити використанням пристрою, заснованого на супутниковій системі визначення координат (GPS), проте при цьому значно підвищується потужність споживання та висуваються додаткові вимоги до герметичності. Для уникнення цих недоліків пропонується застосування пасивної системи стабілізації, принцип роботи якої полягає в тому, що за допомогою магнітного елемента (МЕ) пов'язаного з чутливим елементом (ЧЕ) МКП, утримувати систему в постійному положенні відносно магнітного меридіана (ММ). При цьому форма, розміри та матеріал МЕ підбираються так, щоб момент сил, діючих на ЧЕ, забезпечували відхилення не більше, ніж на 2° – 3° .

У загальному випадку орієнтацію ЧЕ відносно ММ можна задати за допомогою трьох кутів [3]. Для цього вводяться три системи координат з початком в точці O , що збігається з центром МЕ (рис. 1).

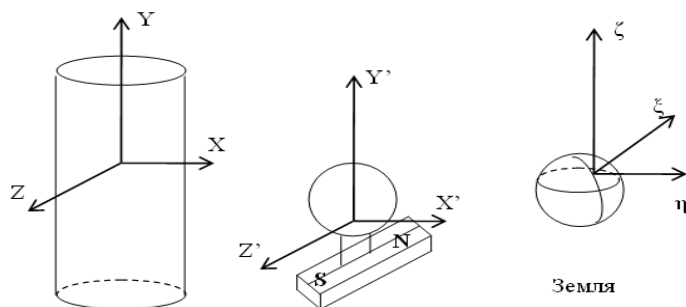


Рис. 1 – Системи координат для МКП, МЕ та ММ відповідно.

Вісь OX' співпадає з лініями $S-N$ МЕ, вісь OY' направлена вздовж осі обертання. Система координат OXY вибирається так, щоб вісь OX збігалася з віссю OX' , коли момент сил дорівнює нулю, і вісь OY співпадає з віссю OY' . Система $O\xi\zeta\eta$ пов'язується з ММ. В цій системі вісь $O\xi$ лежить на лінії перетину ММ і горизонтальної площини, а вісь $O\eta$ направлена по вертикалі.

Положення ЧЕ відносно корпусу МКП визначається за допомогою кута повороту γ системи координат $OX'Y'Z'$ навколо осі OY (рис. 2). Положення МКП відносно ММ визначається кутами α та β , перший з яких визначає обертання МКП навколо вертикалі, а інший – нахил ЧЕ відносно горизонталі.

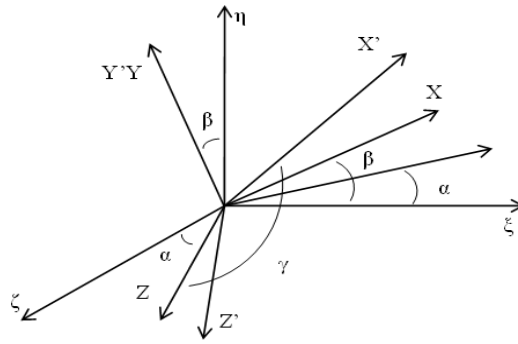


Рис. 2 – Положення корпусу приладу відносно ММ.

Матриця направляючих косинусів координат \$OX'Y'Z'\$ та \$O\xi\zeta\eta\$ має вигляд:

$$\begin{matrix} \cos \alpha \cos \beta \cos \gamma - \sin \gamma \cos \alpha & \sin \beta \cos \gamma & -\sin \alpha \cos \beta \cos \gamma - \cos \alpha \sin \gamma \\ -\sin \beta \cos \alpha & \cos \beta & \sin \alpha \sin \beta \\ \cos \alpha \cos \beta \sin \gamma + \sin \alpha \cos \gamma & \sin \beta \sin \gamma & -\sin \alpha \cos \beta \sin \gamma + \cos \alpha \cos \gamma \end{matrix}$$

Якщо кути \$\alpha\$ та \$\beta\$ вважати заданими, можна визначити величину \$\gamma\$ в тому випадку, коли вісь \$OX'\$ знаходиться в площині ММ. Тоді кут між осями \$\zeta\$ і \$X\$ буде прямим, тому:

$$-\sin \alpha \cos \beta \cos \gamma - \cos \alpha \sin \gamma = 0 \Rightarrow \operatorname{Tg} \gamma = -\operatorname{Tg} \alpha \cos \beta \tag{1}$$

У випадку, коли \$\beta=0\$ (вісь приладу напрямлена по вертикалі) отримуємо:

$$\operatorname{Tg} \gamma = -\operatorname{Tg} \alpha$$

Таким чином, кінематичний аналіз руху ЧЕ приводить до висновку, що для приведення приладу в площину ММ, потрібно повернути ЧЕ навколо осі \$OY\$ на кут \$\gamma\$, що визначається за формулою (1).

Висновки

Використання пасивної системи стабілізації з МЕ для МКП ускладнює розрахунок географічних координат, проте вирішує завдання енергоефективності та спрощує проектування механічної частини МКП.

Література

1. Щуров В.А., Кулешов В.П., Черкасов А.В.. Вихревые свойства вектора акустической интенсивности в мелком море.–Акустический журнал 2011.–т.57, с.837–843.
2. Adaptive modeling for hydroacoustic signal processing / Nejevenko E., Sotnikov A.–Pattern Recognition and Image Analysis, vol.16, 2006.–р.5–8.
3. Ландау Л.Д., Лефшиц Е.. Гидродинамика.–Москва. Наука, 1986.–р.713.

ПРОФЕССИОНАЛЬНЫЙ GPS МОНИТОРИНГ И КОНТРОЛЬ ТОПЛИВА

Иванников Д.И.

ООО «Теко Трейд»,

18000, Черкассы, ул. Смелянская, 2, оф. 3, тел. (0472) 54 42 48

E-mail: d.ivannikov@overseer.ua

Свое начало компания «Теко Трейд» берет с 2008 г. В то время рынок Украины не мог похвастаться большим количеством предложений GPS мониторинга. Датой основания компании считается март 2008 года. В декабре 2009 года была зарегистрирована компания «Теко Трейд», а 11 апреля 2011 года зарегистрирована торговая марка «Overseer» .

В своей работе компания успешно использует систему Wialon, которая позволяет успешно решать поставленные задачи и удовлетворять все требования клиентов.

В самом начале своей деятельности компания выступила новатором в данном направлении на рынке Украины, но с течением времени, благодаря кропотливой работе, а так же развитию технологий компания вышла на новый уровень, и по сей день продолжает активное развитие.

Именно благодаря введению инновационных технологий, современного оборудования и команде профессионалов, которая помогает клиентам найти выход с любой ситуации, а также качественно и быстро выполнить поставленные задачи – мониторинг своих объектов (больше 12000), организации доверилось более 300 клиентов по всей Украине и за ее пределами.

Клиентами компании являются: Агропромышленная компания «Кернел»; ПАО «Мироновский хлебопродукт»; ООО Агрофирма Корсунь; ООО Теп Транско; ООО Валартин Фарма; ООО «СП-БИОГРАН»; ООО "Траспортная компания Светловодска"; ООО «Дан-фарм»; ООО "Логистик МТС"; ООО «Бизон-Тех 2006»; ООО "Мист Экспресс" ООО «ПЗ «Агро-

Регион»» и многие другие.

Компания предлагает инновационные решения спутникового мониторинга транспорта с использованием технологий GPS/ГЛОНАСС: от создания объектов до установок и подключения к системе мониторинга под ключ. Профессиональный подход и четкое понимание поставленных задач и приоритетов, позволяет обеспечить рынок передовыми технологиями GPS мониторинга для всех заинтересованных клиентов, путем оптимизации работы транспортного парка, увеличения его эффективности и уменьшению расходов на содержание, гарантия высококачественного обслуживания.

Внедрение системы OVERSEER позволяет получить:

- Повышение эффективности использования транспортных средств;
- Постоянный и достоверный контроль местоположения транспорта и груза;
- Контроль и управление маршрутами в реальном времени;
- Снижение расходов на топливо и связанных с этим затрат;
- Снижение затрат на обслуживание транспортных средств;
- Снижение затрат на мобильную связь;
- Безопасность водителей, грузов и транспортных средств;
- Дисциплину водителей и диспетчеров;
- Исключение нецелевого использования техники;
- Увеличение срока эксплуатации транспортных средств;
- Постоянный доступ к обширной аналитической информации и отчетам;
- Своевременность и стабильность оказания услуг;
- Удовлетворенность клиентов-грузополучателей.

Сферой применения системы OVERSEER являются транспортные, логистические, торговые, производственные, строительные страховые, лизинговые, финансовые, сельскохозяйственные и экспедиторские компании; компании занимающиеся пассажирскими перевозками; службы быстрого реагирования; службы такси; банки; частные лица.

Работа в системе мониторинга Wialon дает возможность отображения состояния объектов на карте, построения маршрута движения на картах,

получения отчетов (статистика, заправки, стоянки, поездки, графики скорости и уровня топлива в баке), построения Геозон, контроля движения автотранспорта согласно заданного маршрута.

В связи с развитием возможностей в сфере GPS, увеличиваются и возможности оборудования наравне с запросами клиентов, поэтому очень важным моментом является правильная настройка каждого трекера под определенные запросы пользователя. Правильно созданная конфигурация является залогом бесперебойной работы трекера и позволяет клиенту видеть те данные, которые ему нужны и убирать ненужные для него параметры. Так же нужно учитывать расход трафика по GPRS, что тоже может значительно влиять на расходы на мобильную связь. Основными параметрами для настройки трекеров являются частота передачи данных (как по времени, так и пройденному расстоянию), активация нужных датчиков, настройка роуминг/национальная сеть и прочее. Наши специалисты регулярно тестируют новейшее оборудование и создают под него оптимальные файлы конфигураций на каждый из запросов клиента.

Компания является сертифицированным сервисным центром белорусской компании «Мехатроника», специалисты компании производят ремонт и обслуживание продукции данной организации на территории Украины. Также производится диагностика продаваемого оборудования в случае возникновения каких либо проблем в его работе.

ООО «Теко Трейд» постоянно развивается в производственной сфере, стараясь постоянно улучшать оборудование в тесном сотрудничестве с производителями. Компания сама производит идентификаторы прицепного оборудования. В планах компании поддерживать и в дальнейшем высокий уровень предоставления услуг, качества обслуживания клиентов, введение передовых технологий и проведение исследований, чтобы оправдать доверие клиентов.

УДК 531.383:535

ОПТИКО-ЕЛЕКТРОННИЙ ПРИЦІЛ З АДАПТИВНИМ НАЛАШТУВАННЯМ СИСТЕМИ СТАБІЛІЗАЦІЇ ПОЛЯ ЗОРУ

Клюфас С.І.¹, інж., Гордієнко В.І.², д.т.н.

ПрАТ «Авікос, м. Львів, e-mail: klyufas20@gmail.com¹

ДП НВК «Фотоприлад», м. Черкаси, e-mail: sokol@photopribor.ck.ua²

Однією з вимог до оптико-електронних прицілів, які встановлюються і експлуатуються на рухомих об'єктах (літак, корабель та ін..) є стабілізація поля зору на рівні 10-20 кут. секунд. Реалізація таких вимог дозволяє отримувати високу якість спостереження, підвищити роздільну здатність оптико-електронного прицілу та дальність виявлення, розпізнавання і ідентифікації цілей.

Стабілізація в просторі поля зору прицілів забезпечується гіроскопічною системою, до складу якої входить гіроскоп, електронна система обробки та підсилення вихідних сигналів з гіроскопа, елемент конструкції прицілу, який стабілізується (дзеркало, призма, платформа), привід стабілізованого елемента.

При коливанні рухомого носія поле зору прицілу, завдяки системі стабілізації, зберігає положення в просторі з деякою похибкою. Ця похибка є динамічною похибкою і викликана інерційністю приводу стабілізованого елемента.

Для компенсації динамічної похибки застосовується метод електронної стабілізації зображення, який практично повністю її усуває [1].

При електронній стабілізації поля зору прицілу сигнали, пропорційні динамічній похибці, з певним масштабом подаються в систему кадрової та рядкової розгортки монітора. Під дією цих сигналів на екрані монітора виникає зсув зображення на величину, пропорційну динамічній похибці, при якому зображення на екрані монітора залишається нерухомим. Якщо оптико-електронний приціл встановлено на кораблі, частота коливань якого

незначна, то сигнали, пропорційні динамічній похибці, подаються на схему формування рухомої прицільної марки, яка при коливаннях поля зору залишається суміщеною із спостережуваною ціллю.

Але в процесі експлуатації при дії зміни температури та механічних навантажень змінюється коефіцієнт передачі ланки між давачем динамічної похибки та схемою, яка визначає зсув зображення на екрані монітора. Тому запропоновано ввести адаптивну настройку системи електронної стабілізації зображення.

Відомо, що при спостереженні за рухомою ціллю оператор може відслідковувати її положення з частотою до 2,5 Гц. Дослідження показали, що величина взаємкореляційних функцій $R_{x_1, x_2}(\tau)$, $R_{y_1, y_2}(\tau)$, сигналів керування оператором положення поля зору в горизонтальній та вертикальній площині та динамічною похибкою у горизонтальній та вертикальній площині, відповідно, залежить від величини похибки стабілізації зображення.

Функції $R_{x_1, x_2}(\tau)$ та $R_{y_1, y_2}(\tau)$ обчислюються кореляторами, сигнали з виходів кореляторів подаються в схему електронної стабілізації зображення. При цьому проходить корекція коефіцієнта передачі системи регулювання зсуву зображення на екрані монітора і зображення на екрані залишається нерухомим.

Література

1. Пат. на винахід 75652 Україна, МПК F41G3/02. Пристрій для стабілізації зображення в оптико-телевізійному прицілі / В.І.Гордієнко, І.С.Сербін – опубл. 15.05.2006, Бюл.№6.

ОПТИМІЗАЦІЯ МЕТЕОРОЛОГІЧНОГО ОБЛАДНАННЯ З ВИКОРИСТАННЯМ ГНСС

Кучеренко С.М.

ТОВ «КБ Центр»

20700, Сміла, вул. Мазура 21а, тел. (04733) 44354

E-mail: kucherenko@kbcentr.com.ua

Оптимізація метеорологічного обладнання здійснюється за рахунок виключення механічних датчиків швидкості (анемометрів) та напрямку вітру та використання навігаційних приймачів ГНСС.

Типовими приладами, безпосередньо призначеними для вимірювання швидкості вітру, є різноманітні анемометри, що використовують здатні до обертання чашечки або пропелери. Для вимірювання із більшою точністю, зокрема для наукових досліджень, використовують вимірювання швидкості звуку або вимірювання швидкості охолодження нагрітого дроту або мембрани під дією вітру. Іншим поширеним типом анемометрів є трубка Піто, що вимірює різницю динамічного тиску між двома концентричними трубками під дією вітру та широко використовується в авіаційній техніці.

Ці прилади досить габаритні та складні для використання на метеозондах, а також мають специфічні особливості конструкції, що ускладнює встановлення їх на метеозонди, призводить до збільшення собівартості, збільшення масо-габаритних показників, та ускладнює конструкцію метеозонда.

Метою оптимізації є відмова від цих приладів та використання ГНСС для визначення напрямку та швидкості вітру, що призводить до зменшення габаритів, зменшення собівартості, та спрощує конструкцію метеозонда.

Швидкість вітру, V , розраховується за формулою

$$V = \sqrt{\frac{F_{\Pi} \times \sqrt{(X_C - X_3)^2 + (Y_C - Y_3)^2}}{|Z_C - Z_3| \times r^2 \times 0,0165}} \times (t + 0,04) \times \frac{P_0}{P}, \quad (1)$$

де F_{Π} – під'ємна сила кулі, Н,

t – температура повітря, С,

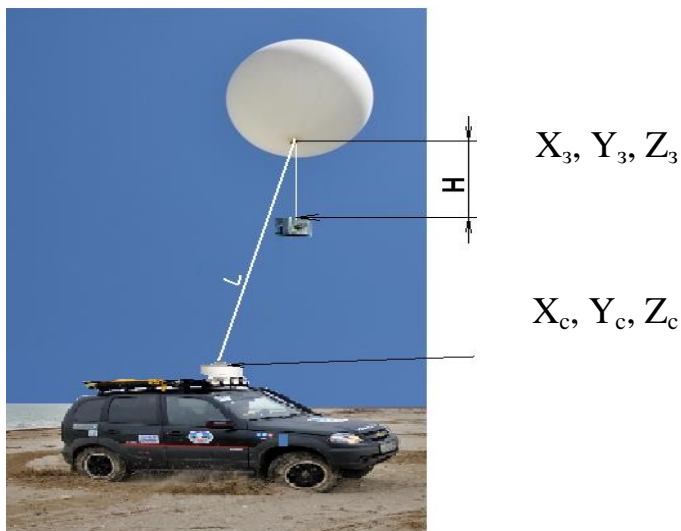
P_0 – тиск 766 мм. рт. ст., P – спостерігаємий тиск, мм. рт. ст.,

r – радіус кулі метеозонда, м.



Рисунок 1. – Типи анемометрів.

1. Спосіб вимірювання швидкості та напрямку вітру за допомогою підвішеного зонда



X_c, Y_c, Z_c – координати метеостанції
 X_3, Y_3, Z_3 – координати контейнера метеозонда
 Рисунок 2. – Апаратура метеостанції та метеозонда в розгорнутому вигляді

Напрямок вітру розраховується як кут, Θ , між напрямком на північ і напрямком вектора швидкості зонда за формулою

$$\Theta = \arctg\left(\frac{X_C - X_3}{Y_C - Y_3}\right) \quad (2)$$

Внаслідок багатозначності функції \arctg при розрахунках необхідно враховувати знаки різностей $X_C - X_3$ та $Y_C - Y_3$.

$$\text{Якщо } (X_C - X_3) > 0, (Y_C - Y_3) > 0, \Theta = \arctg\left(\frac{X_C - X_3}{Y_C - Y_3}\right) \quad (3)$$

$$\text{Якщо } (X_C - X_3) > 0, (Y_C - Y_3) < 0, \Theta = \arctg\left(\frac{X_C - X_3}{Y_C - Y_3}\right) + \pi \quad (4)$$

$$\text{Якщо } (X_C - X_3) < 0, (Y_C - Y_3) < 0, \Theta = \arctg\left(\frac{X_C - X_3}{Y_C - Y_3}\right) + \pi \quad (5)$$

$$\text{Якщо } (X_C - X_3) < 0, (Y_C - Y_3) > 0, \Theta = \arctg\left(\frac{X_C - X_3}{Y_C - Y_3}\right) + 2\pi \quad (6)$$

2. Спосіб вимірювання швидкості та напрямку вітру за допомогою вільного метеозонда

У випадку вільного метеозонда його швидкість та напрямок будуть дорівнювати швидкості та напрямку вітру.

Швидкість вітру, V , розраховується за формулою

$$V = \sqrt{(X_{3,i} - X_{3,i-1})^2 + (Y_{3,i} - Y_{3,i-1})^2} \quad (7)$$

Напрямок вітру розраховується за формулами (3 - 6).

3. Організація каналу передачі даних

Наявність в складі апаратури метеозонда приймача ГНСС дає можливість розраховувати відстань L до метеостанції, що дозволяє керувати вихідною потужністю передавача, що в свою чергу дозволить значно знизити навантаження на акумулятор метеозонда.

Динамічний діапазон втрат сигналу при розповсюдженні між метеозондом та метеостанцією складає 64 дБ, при відстані 50 км. Затухання сигналу на відстані 50 км на частоті 1,6 ГГц складає 130 дБ. Планована чутливість приймача – мінус 155 дБ. Відношення сигнал/шум визначаємо як 12 дБ. Звідси максимальна потужність передавача повинна складати 13дБ*Вт (50 мВт).

Таблиця 1. – Очікувані параметри обладнання

Параметр	Значення	Похибка
Температура, °С	- 60...+60	0,5
Атмосферное тиск, гПа	840...1100	1
Відносна вологість, %	0... 100	4
Швидкість вітру, м/с	1...80	5%
Напрямок вітру, град	0...359	2
Потужність передавача телеметрії, мВт не більше ніж	20	
Частота каналу телеметрії, МГц	1680	
Маса зонда, кг не більше ніж	2	
Чутливість приймача телеметрії, дБ*Вт	- 155	
Дальність дії каналу телеметрії, км	до 50	
Зовнішній інтерфейс/протокол обміну	Wi-Fi/TCP IP	
Живлення апаратури зонда, В	6...18	
Живлення апаратури метеостанції, В	9... 36	
Виконання	IP65	
Габаритні розміри метеостанції, мм	Ø160*100	
Маса, кг не более	2.2	
Кріплення	Магнітне	

Враховуючи коефіцієнти підсилення передавальної та приймальної антени (2,5+2,5) дБ, потужність передавача може бути зменшена до 15 мВт. В точці прийому рівень сигналу передавача буде відповідати рівню сигналу супутників ГНСС.

Використання каналу зв'язку схожого за своїм принципом дії з каналами зв'язку ГНСС зменшує габарити приймально - передавальної частини, що в свою чергу призводить до зменшення габаритів метеозонда та метеостанції, а керування потужністю зменшує навантаження на акумуляторну батарею, що збільшує час роботи в автономному режимі.

Використання ГНСС при побудові обладнання метеозондів та метеостанцій дозволяє оптимізувати процеси вимірювання параметрів вітру і передачі телеметричної інформації. Інформація про взаємне положення метеозонда та метеостанції дозволяє зменшити енергетику каналу передачі телеметричної інформації від метеозонда до метеостанції.

Література

1. Оптимизация оборудования метеозонда и наземной метеостанции с использованием ГНСС. Лауш А.Г. «ООО Навис – Украина».

УДК 621.391

**ПРОГРАМНІ ЗАСОБИ КОМП'ЮТЕРНОГО МОДЕЛЮВАННЯ
ПОЛІНОМІАЛЬНОГО ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛІВ НА ФОНІ
НЕГАУСІВСЬКОГО ШУМУ ПО МОМЕНТНОМУ КРИТЕРІЮ ТИПУ
НЕЙМАНА-ПІРСОНА В СЕРЕДОВИЩІ MATLAB SIMULINK**

Лелеко С.А.

Черкаський державний технологічний університет

Кафедра радіотехніки та інформаційно-телекомунікаційних систем

бул. Шевченко, 460 м.Черкаси, 18006, e-mail: Leleko@i.ua

Використання сучасних методів теорії статистичної обробки випадкових процесів є необхідною умовою для побудови сучасних інформаційних та вимірювальних систем які характеризуються високими вимогами до якості обробки даних. Традиційно системи виявлення сигналів побудовані на класичних ймовірнісних методах теорії перевірки статистичних гіпотез. Ці методи не накладають обмежень на використання функції, що апроксимує тип розподілу завади. [1]. На практиці ж найбільшого розповсюдження здобуло застосування гаусівського розподілу випадкової величини, що в багатьох випадках не відображає реальних фізичних явищ. [2]. Класичні методи теорії статистичної перевірки гіпотез характеризуються значним обмеженням обробки негаусівських сигналів і пов'язані зі складністю алгоритмічної реалізації і збільшенням обчислювальних ресурсів [3]. Властивості вирішальних функцій можуть бути описані з використанням інших характеристик, таких як математичне очікування і дисперсія розв'язувальних правил (РП).

В роботі проведено синтез і аналіз методів та алгоритмів виявлення сигналів в негаусівському шумі на основі моментно-кумулянтного опису випадкових величин, поліноміальних розв'язувальних правил (РП), оптимальних за новим моментним критерієм якості типу Неймана-Пірсона.

Для аналізу нових методів виявлення сигналів на фоні негаусівських завад необхідно провести моделювання отриманих алгоритмів. В цьому

випадку доцільно використовувати імітаційні моделі та проведення машинного експерименту, що дає змогу перевірити теоретичні припущення та розрахунки. Суть такого моделювання полягає в у багаторазовому випробуванні побудованої імітаційної моделі на ЕОМ.

На основі розроблених моделей та методів виявлення сигналів [4] створені комп'ютерні засоби моделювання, які дозволяють провести дослідження статистичних властивостей отриманих нелінійних РП. Програмний комплекс розроблений на платформі пакета MATLAB Simulink.

На рисунку 1 показані результати імітаційного моделювання виявлення постійного сигналу (рис. 1 а) при взаємодії з негаусівською завадою (рис 1 б). Результати обробки лінійним РП (рис. 1 в), що не враховує негаусовість завади характеризуються більш частими хаотичними перевищеннями порогу і меншими піковими значеннями РП, в порівнянні з нелінійним (рис. 2 г), що враховує кумулянти третього та четвертого порядків.

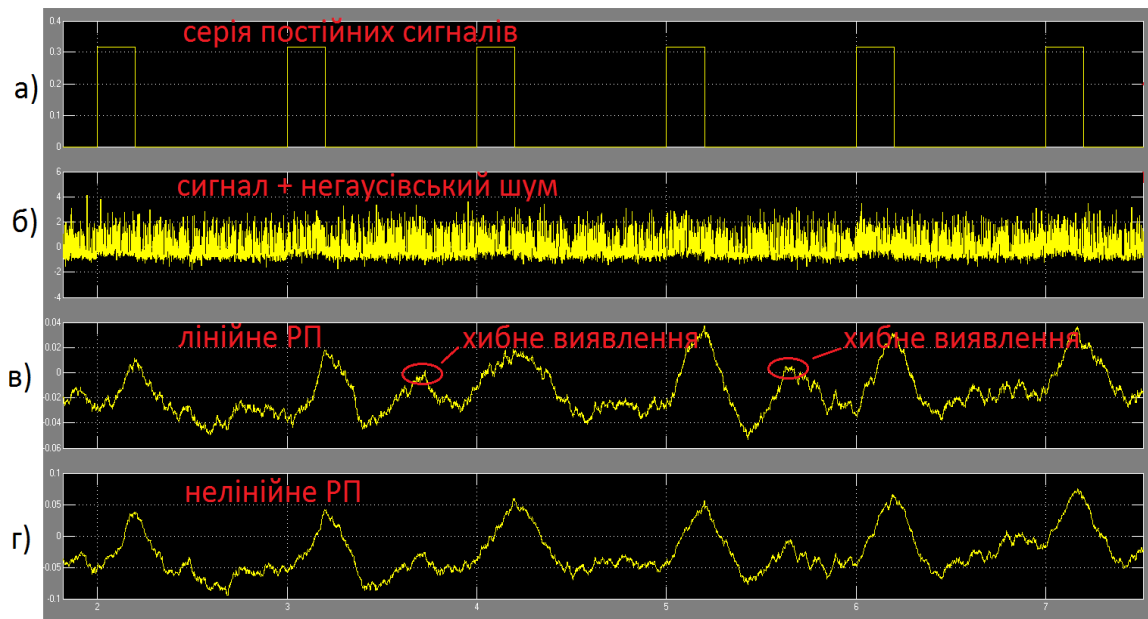


Рисунок 1. Результати імітаційного моделювання виявлення постійного сигналу при адитивній взаємодії з негаусівською завадою.

Нижче наведені результати моделювання виявлення сигналів на фоні негаусівських завад на основі розроблених програмних засобів моделювання (рис. 2). Однією з задач моделювання було отримання порівняльних графіків експериментальних та теоретичних значень ймовірності правильного

виявлення $1-\beta$. В ході проведення комп'ютерного моделювання отримані графіки, які дискретними точками відображають залежність експериментальних значень величини ймовірності правильного виявлення $1-\beta$ від відношення сигнал шум q , а суцільна крива показую теоретичне значення.

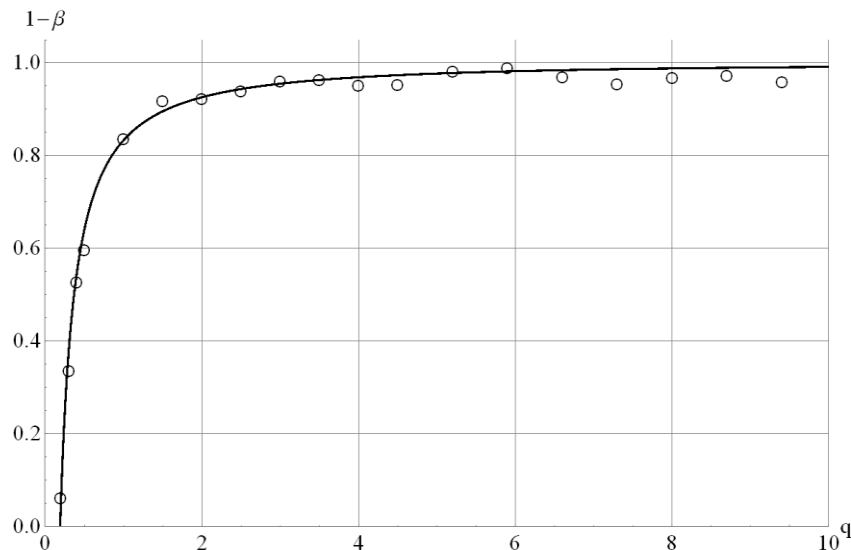


Рисунок 2. Результати порівняння теоретичних та експериментальних досліджень значень ймовірності правильного виявлення.

Результати досліджень показують, що нелінійна обробка вибіркового значень дозволяє підвищити ефективність синтезованих РП і дає можливість їх використання при проектуванні ефективних систем обробки негаусівських процесів.

Література

1. Van Trees, H.L. – Bell, K. L. – Tiany, Z.: Detection Estimation and Modulation Theory, 2nd Edition, Part I, Detection, Estimation, and Filtering Theory // John Wiley & Sons, 2013.
2. Tuzlukov, V.P.: Signal Processing Noise, // CRC Press LLC, 2002.
3. Kassam, S.: Signal Detection in Non-Gaussian Noise. // Springer Verlag, 1988.
4. V.Palahin, O.Palahina, V.Filipov, S. Leleko, A. Ivchenko, "Modeling of Joint Signal Detection and Parameter Estimation on Background of Non-Gaussian Noise," // Journal of Applied Mathematics and Computational Mechanics, issue 14 (3) , 2015, pp.87-94.

ЗАДАЧА І МЕТОДИ ВІДБОРУ ДАНИХ ДЛЯ КОНТРОЛЮ ВІБРАЦІЇ ЕНЕРГОАКТИВНИХ АГРЕГАТИВ

Лиса Н.К.¹, Сікора Л.С.², Марцишин Р.С.², Міюшкович Ю.Г.²

¹НДВ «Центр стратегічних досліджень еко-біо-технічних систем»

79000, м. Львів, вул. Січових Стрільців, 21/2

²Національний університет «Львівська політехніка»

79013, м. Львів, вул. С. Бандери, 12

E-mail: lssikora@gmail.com

На сучасному етапі для опису вібраційної поведінки конструкцій використовується метод частотного (спектрального) аналізу для оцінки зміни амплітуди і фази вібраційного сигналу в точці контролю механізму. Сучасні методи аналізу і вимірювальна апаратура ґрунтується на процесі оцінки спектральної густини коливань в точці відбору даних конструкції, що потребує створення моделі віброуючої поверхні механізму, зони взаємодії сенсора і каналу передачі даних, ідентифікації механізмів передачі сигналів до вимірювальної системи, моделі конструкції [1-3].

На основі одержаних даних і результатів опрацювання сигналів можна провести оцінку якості і надійності обладнання з використанням процедури перевірки гіпотез про критичні значення параметрів вібраційних коливань.

Частотний аналіз сигналів від акселераторних і акустичних давачів (сенсорів) дає змогу розпізнати такі несправності [1-3]:

- розбалансування ротора турбіни;
- різноманітні коливання (згенеровані в редукторах, спричинені електромагнітними динамічними ефектами, за рахунок несправних підшипників і їх центрування на роторі і валі, вузлів кріплення валів і роторів, спричинені геометричними дефектами).

Під час аналізу виробничих ситуацій в умовах граничного навантаження агрегатів виникають проблемні задачі оцінки динамічних зміщень конструкцій та зміщень корпусів агрегатів, які пов'язані спільною гнучкою віссю (турбіна, генератор). Існуючі методи контролю не забезпечують

ефективної оцінки вібраційних зміщень, а тому актуальним є розроблення лазерних технологій на основі дистанційного зондування деформації корпусу в агрегатах за рахунок дисбалансу роторів машин, який має комплексний характер $\{\bar{F}, \bar{H}, \bar{E}, \Delta m_x\}$ [1-3]. Вплив цих факторів активного характеру призводить до нелінійного режиму обертання ротора та появи вищих гармонік. На рис. 1 показано моделі розбалансу тягових двигунів.

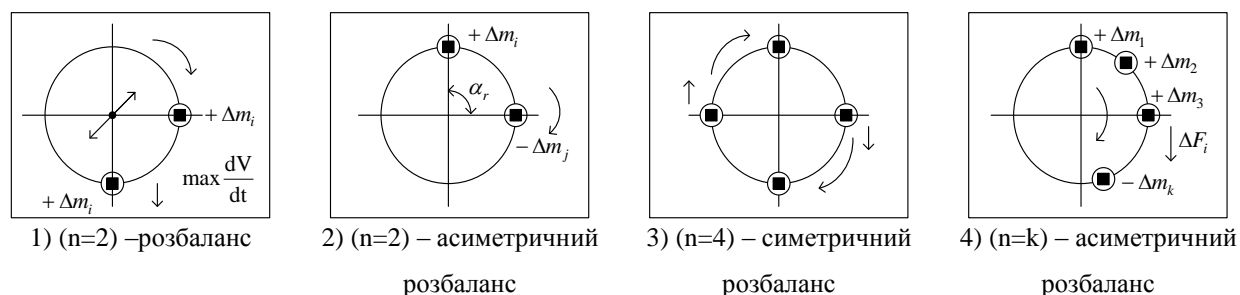


Рис. 1 – Генерування вібраційних сигналів тяговими двигунами

Відповідна лазерна діагностика вібрацій агрегатів у контрольних точках є засобом розв'язання важливої задачі ідентифікації несправностей.

Лазерне зондування зміщення агрегатів зі спільною віссю

Для складних за структурою енергоблоків, які включають агрегати зі спільною віссю, спільною платформою важливо виявити та ідентифікувати абсолютні геотермічні зміщення, перевищення рівня яких може призвести до руйнування конструкції. Розглянемо схему ідентифікації режиму вібрації енергоблоку та зміщення конструкцій агрегату (рис. 2). Для такого з'єднання характерні такі режими [1-3]:

- осьова вібрація турбіни в підшипниках, ротора генератора, двигуна;
- зміщення осі турбіни відносно установочного значення підшипників, роторів турбіни і двигунів;
- вібрація корпусів агрегатів по вертикалі;
- вібрація корпусів агрегатів по горизонталі;
- вібрація корпусів поляризаційного типу.

Структурну схему лазерного двоканального віброметра абсолютного геометричного зміщення зображено на рис. 2 (відповідно до концепції дистанційного зондування).

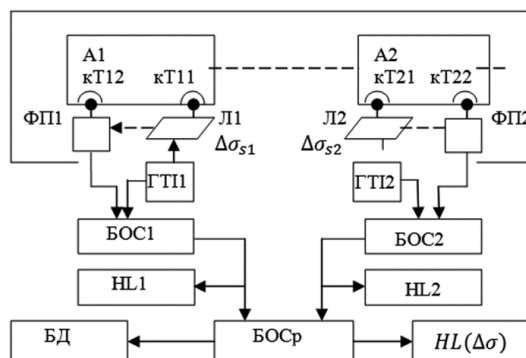


Рис. 2 – Схема двоканального віброметра

На рис. 2: A_i – агрегат, $\Phi\Pi_i$ – фотоприймач, $Л1, Л2$ – лазери, $кТ_{ij}$ – контрольні точки на конструкції, $ГТ_i$ – генератор тактових імпульсів для модуляції і живлення лазера, $БОС_i$ – блок обробки сигналу, $БОСр$ – блок обробки сигналу оцінки різниць від абсолютних зміщень, $НЛ_i$ – індикатори-регістратори, $БД$ – база даних.

Оцінка зміщення конструкції агрегатів у контрольних точках визначається на основі перетворення зміщення лазерного променя в точці прийому фотоприймача.

$$\hat{\sigma}_{ij} = m\{\sigma_i(t, F_j)\}, \sigma_i(t, F_j) = K_{\sigma \rightarrow U} U_{FP}[(\Delta x, t, F_i | P_s)];$$

$$\Delta \hat{\sigma}_{1,2} = |\hat{\sigma}_{1j}(T_m)| - |\hat{\sigma}_{2R}(T_m)| = [\Delta \hat{x}_1(t, F_i) - \Delta \hat{x}_2(t, F_i)] K_{x,ps} \quad (1)$$

де: $K_{x,ps}$ – перетворення зміщення конструкції у зміщення центру густини потужності лазерного променя по матриці фотоприймача.

Література

1. Лазерний контроль вібрації агрегатів транспортної інфраструктури: [монографія] / Б. В. Дурняк, А.І. Груник, Л.С. Сікора, О.В. Тимченко; Укр. акад. друкарства. – Львів : Укр. акад. друкарства, 2016. – 156 с.
2. Сікора Л.С. Лазерні інформаційно-вимірвальні системи для управління технологічними процесами. Ч.1. – Львів: Каменярь, 1998. – 445 с.
3. Драган Я. Енергетична теорія лінійних моделей стохастичних сигналів. – Львів: Центр стратегічних досліджень еко-біотехнічних систем, 1997. – 361 с.

УДК 004.432

НОВІТНЯ ТЕХНОЛОГІЯ OPENFLOW SOFTSWITCH ПРОГРАМНО-КОНФІГУРОВАНИХ МЕРЕЖ

Макаренко А.О., к.т.н.

Державний університет телекомунікацій

03110, м. Київ, вул. Солом'янська, 7, тел. (097) 5090033

E-mail: makarenkoa@ukr.net

В роботі висвітлено результати досліджень сучасних мов програмування, які використовуються з метою розробки програм для окремих вузлів сучасних систем надання телекомунікаційних послуг. Визначено, що однією з найбільш перспективних підходів до створення сучасних систем надання телекомунікаційних послуг є технологія OpenFlow Softswitch. Показано, що на основі мов програмування C та Java, розроблено спеціальні мови програмування мереж - Frenetic, NetCore і Nettle. Найбільш популярною мовою програмування серед програмістів, в т.ч. і сучасних систем надання телекомунікаційних послуг, є мова Java.

Однією з найбільш перспективних і такої, що бурхливо розвивається реалізацій підходу до створення сучасних систем надання телекомунікаційних послуг є технологія OpenFlow Softswitch. Дана технологія є логічним продовженням систем пост NGN (IP Multimedia Subsystem) та складової таких систем, як Softswitch. Основним її документом є специфікація OpenFlow [1, 2], в якій описуються основні компоненти OpenFlow-мереж, принципи роботи і взаємодії компонентів. Організацією стандартизації для специфікації є ONF - Open Networking Foundation (www.opennetworking.org). До засновників ONF входять всі без виключення міжнародні виробники телекомунікаційного обладнання. Варто відзначити найвідоміших засновників - Nokia, Cisco, Huawei, Facebook, Google.

OpenFlow - протокол управління процесом обробки даних, що передаються по мережі передачі даних маршрутизаторами і комутаторами, який реалізує технологію програмно-конфігурується мережі.

Протокол використовується для управління мережевими комутаторами і маршрутизаторами з центрального пристрою - контролера мережі (наприклад, з сервера або навіть персонального комп'ютера). Це управління замінює або доповнює працюючу на комутаторі (маршрутизаторі) вбудовану програму, яка здійснює побудова маршруту, створення карти комутації і т. д. Контролер використовується для управління таблицями потоків комутаторів, на підставі яких приймається рішення про передачу прийнятого пакета на конкретний порт комутатора. Таким чином в мережі формуються прямі мережеві з'єднання з мінімальними затримками передачі даних і необхідними параметрами.

Згідно специфікації основним елементом системи створення сучасних систем надання телекомунікаційних послуг є OpenFlow Softswitch комутатор та контролер. Порівняльна таблиця переваг технології OpenFlow Softswitch показана нижче (табл. 1).

Таблиця 1. Переваги технології OpenFlow Softswitch

Softswitch	OpenFlow Softswitch
Підтримка багатьох протоколів: STP, RIP, OSPF, BGP...	Всі обчислення і логіка виконуються контролером та OpenFlow Softswitch
Продавець надає спеціальні інтерфейси	Загальний програмний інтерфейс
Softswitch для комутації L2; Маршрутизатор для маршрутизації L3	Один пристрій OpenFlow Softswitch для L2-L4

Більшість існуючих ПЗ для створення сучасних систем надання телекомунікаційних послуг написана на мовах високого рівня: C, C++, Python, Java, Ruby [2, 3].

Кросплатформенними являються тільки Java-контролери FloodLight, Beacon і Maestro, інші працюють на Linux-платформах.

Розглянуті ПЗ для створення сучасних систем надання телекомунікаційних послуг є багатопотоковими, окрім POX.

ПЗ підтримує протокол OpenFlow версії 1.0 і, отже, працює з усіма існуючими програмними і апаратними комутаторами.

Усі контролери розроблялися з абсолютно різними цілями, тому немає універсального контролера, який дозволяє вирішувати усі завдання в різних середовищах (WAN, центри обробки даних). Кожен контролер має свої переваги і недоліки. Наприклад, контролер POX дозволяє швидко розробляти додатки для нього в порівнянні з іншими. Проте С, С++, Java - контролери, що вимагають більше трудомісткого написання додатків, істотно виграють по продуктивності. Розподілені контролери мають складнішу архітектуру і вимагають складніших алгоритмів, проте дозволяють підвищити продуктивність, масштабованість і надійність рівня управління IMS.

За підсумками дослідження існуючих ПЗ для систем комутації з відкритим початковим кодом, найбільш перспективними і такими, що активно розвиваються розробниками являються: контролери Beacon, FloodLight (на мові Java), Trema і MuL (на мові С).

Список використаної літератури

1. Беркман Л.Н., Терещенко Н.М. NGN: архітектура і реалізація // Зв'язок. – 2006. - №6. - С. 49 - 51.
2. The OpenFlow Soft Switch [Електронний ресурс] Krzysztof Rutka // Erlang Factory – Режим доступу:
<http://www.erlang-factory.com/upload/presentations/635/openflow.soft.switch-krzysztof.rutka.pdf>
3. SDN Series Part Eight: Comparison Of Open Source SDN Controllers [Електронний ресурс] Sridhar Rao // Theneystack – Режим доступу:
<http://theneystack.io/sdn-series-part-eight-comparison-of-open-source-sdn-controllers>

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ЕКСПЛУАТАЦІЇ СИЛОВИХ ТРАНСФОРМАТОРІВ ТИПУ ТМН

Петренко А.М.

Черкаський державний технологічний університет
18000, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730256

E-mail: petrenko1969@ukr.net

В системах електропостачання України широко застосовуються силові трансформатори типу ТМН. Як правило, їх встановлюють на районних розподільчих підстанціях. Вони забезпечують живленням велику кількість споживачів. Під час роботи таких трансформаторів передбачається проведення планових профілактичних заходів через невідповідний час. Крім цього, можливе проведення аварійних робіт у випадкові моменти часу.

Математичний опис запропонованої в доповіді моделі технічної експлуатації силових трансформаторів типу ТМН здійснюється напівмарковським випадковим процесом у його класичному розумінні. Такий процес передбачає існування дискретних станів, які змінюються з часом детерміновано або випадково. Зміна станів здійснюється з певними ймовірностями переходів, а час перебування у станах є детермінованим або випадковим. Іншими словами, якщо час перебування об'єкта контролю (ОК) у будь-якому стані i до переходу в j -ий стан є випадкова величина з довільною функцією розподілу, то такий процес називається напівмарковським. Така модель експлуатації ОК передбачає наявність помилок першого і другого роду, що наближає її до реальної. В якості моделі відмов силових трансформаторів використаний дифузійно-немонотонний (DN) закон розподілу, який є найбільш універсальним.

Кількісним критерієм ефективності експлуатації силових трансформаторів часто використовується коефіцієнт технічного використання $K_{ТВ}$. Такий критерій може бути визначений для силового трансформатора типу ТМН, якщо відома математична модель його експлуатації.

В доповіді показано, що для заданих початкових умов з використанням DN -розподілу коефіцієнт технічного використання для силового трансформатора типу ТМН в одній точці при $T=1000$ годин дорівнює:

$$K_{ТВ}(T) = 0,987$$

За наявності аналітичної залежності $K_{ТВ}$ від параметрів системи технічної експлуатації та характеристики DN -розподілу можна також визначити і залежності $K_{ТВ}$ від технічних значень параметрів математичної моделі.

WINDMILL WITH SELF DEVIATING DUE TO WIND SPEED TURBINE BLADES GEOMETRY

Parviz Ali Zada ¹, Nejat Tuncay ², Baris Ozturk ³, Cihan Kivanc ⁴

34959, Turkey, Istanbul, Akfirat, OKAN University, Eng. and Arch. Faculty

E-mail: ¹ parviz.alizade@okan.edu.tr, ² nejat.tuncay@okan.edu.tr,

³ baris.ozturk@okan.edu.tr, ⁴ cihan.kivanc@okan.edu.tr

Abstract. The paper is related to the field of renewable (alternative) energy sources, namely wind hybrid self varying blades geometry sickle-blade-sailing type cheap mechanical devices for utilization of low and normal wind flow energy (up to strong one's) to drive different mechanisms providing stabilizing speed effect. The windmill can work generally with wind speeds range in-between 3-7 m/s and produce as a minimum 200W really free power for low income people of rural community, villages, shepherds in mountains, alpinists, everywhere where needs for cheap small electrical power source are. With wind speeds range in-between 7-12 m/s and produce up to 800W.

The sail windmill is based on bicycle wheel. It is one of the best in the mechanical engineering reliable, low priced, strong and light technical solutions of a wheel, which was tested on all type roads during several hundred years throughout the harsh winter and the hot summer conditions in the different world countries. There are particular importance's, too: such primitive (unsophisticated), cheap but reliable windmills with self deviating due to wind speed turbine blades geometry are vitally important systems during any resettlement of people due to disastrous situations and cause all sorts of earthly social phenomena - earthquakes, floods, landslides, and drought, caused by wars and so on.

Keywords: windmills examples, bicycle wheel, blades variable geometry, wind mill maximum efficiency

Introduction

Wind energy is growing more and more popular worldwide. The wind can be very harsh on turbines blades and bent and turn off if the wind gets too much, or else the blades will break fighting the wind. To help wind turbines advance further, scientists are looking into morphing blades (cause to change shape), which can rapidly change their aerodynamic profile to best suit the prevailing wind conditions. A morphing blade uses the wind to its advantage rather than fighting it, adapting its shape to get greater performance. This has the potential to significantly relieve unwanted stresses in the blades, increasing their efficiency and helping to prolong their life. There are several wind turbine examples [1-10] and patens [12 - 16], however there are just some windmills with self deviating due to wind speed turbine blades geometry [12 - 15], but they are very sophisticated.

The paper is based on the author's Turkish patent [11]: "Wind Wheel with Multi Blades Propeller by Means of Sickle Blades Sailing Effect Self Stabilizing its Speed and Torques".

Changing the geometry of the turbine blades of windmill is promising directions generate electricity. The main obstacle to the use of wind as an energy source is the instability of its speed. Wind is not only long-term and seasonal instability, but also changes its activity during the day and for a very short period of time (instantaneous velocity fluctuations and wind gusts). Construction of wind turbines has consistently improved and their self regime-control can be enhanced by innovative solutions in this area, such as the use of active flow control devices and the change in the geometry of the blades of the turbine. It is a little studied area.

First of all a model of the joint application of the variable length blades should be done and aerodynamics profile of the active wind flow around the devise and received the results of their influence on the blade move. It is proven in the paper, that one of the real way to increase windmill energy efficiency by the expense of the use of wind turbine blades with variable geometry and length changing.

The first version of the windmill turbine with variable geometry blades was made of thin flexible steel sheet-plates Figure 1. In the case of the sail windmill based on bicycle wheel with additional elastic wings made of thin flexible steel sheet-plates parameters are: the bicycle wheel radius $R_{\text{wheel}} = 0.27\text{m}$, thin flexible steel elastic wing length $L = 0.23\text{ m}$, the wet air density $\rho_{\text{av}} \approx 1.27$ and total windmill maximum radius $R_{\text{total}} = 0.5\text{m}$.



Figure 1. The first version of the windmill turbine with blades made of thin flexible steel sheet.

$$\text{Wind Power} = \frac{1}{2} \times (\text{Swept air area of rotor}) \times \text{Air density} \times \text{Wind speed}^3$$

1) for the sail windmill based **only** on bicycle wheel Fig.1 with radius $R = 0.29 - 0.02 = 0.27$ (without metal hoop 0.02m and any additional the sickle-shaped elastic wings), $S_{\text{wheel}} = \pi R_{\text{wheel}}^2 = 3.14 \times 0.27^2 = \mathbf{0.2289\text{m}^2}$

2) for the sail windmill based on bicycle wheel with radius $R_{\text{total}} = 0.27 + 0.23\text{ m}$ and with the additional the thin flexible steel elastic wing Fig.1 and total windmill radius $R_{\text{total}} = 0.5\text{m}$, $S_{\text{total}} = 3.14 \times 0.5^2 = \mathbf{0.785\text{ m}^2}$ is in the.

Calculations:

$$P_{\text{total}} / P_{\text{wheel}} = S_{\text{total}} / S_{\text{wheel}} = 0.785 / 0.2289 = 3.429$$

for of $R_{\text{wheel}} = 0.27\text{m}$, and $L = 0.23\text{m}$ $R_{\text{total}} = 0.5\text{m}$

Table 1. Windmill maximum efficiency. Winds speeds m/s.

Winds speeds m/s	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$R_{wheel}=0.27m,$ P_{wind} wt without elastic wings $S_{wheel} = 0.229m^2$	0.23	1.83	6.18	14.6 5	28.6 1	49.4 4	78.5	117. 2	168. 8	228. 9	304. 7	395.5
Maximum efficiency Wt wind mill (59%)	0.13 5	1.65	3.64 6	8.64	16.8 4	29.1 7	46.3	69.1 5	99.5 9	135. 1	179. 8	233.3
$R_{total} = 0.5m,$ P_{wind} wt elastic wings $L=0.23m$ $S_{total} = 0.785m^2$	0.78 5	6.28	21.1 9	50.2 4	98.1 2	169. 5	269. 2	401. 6	572. 3	785. 0	1045	1356
Maximum efficiency Wt wind mill (59%)	0.46 3	3.71	12.5 1	29.6 9	57.8 9	100. 1	158.7	237	337. 5	463	616	800.1

$$K(L)=R_{total}^2/R_{wheel}^2=(R_{wheel}+L)^2/R_{wheel}^2=1+2 \times L/R_{wheel} + L^2/R_{wheel}^2$$

$$=1+0.46/0.27+0.23^2/0.27^2=1+1.7+0.72 \approx 3.43$$

So, the additional short thin flexible steel elastic wings of length $L=0.23m$ in this type sail windmill helps rise power in $K=P_{total} / P_{wheel} = 3.429$ times. But there are some dangerous problems due to the metal blades mechanical destructions and their falling caused by winds higher than 6-7 m/s speed (last colon in Table 1).

Thus, it is represented the doubtless interest study of the sailing hybrid windmills with self-stabilizing rotation speeds sails turbines. The sailing windmills use all the power comes with the “air-windmill” tie up area (volume).

The main idea of the patent [11] is to combine both systems advantages: work at small, average and even strong winds, high enough operating efficiency ratio of the air stream energy, constructional reliability (impossibility of falling blades due to the inertial forces increasing at dispersal), without of any low frequency terrible vibrations and noise.

Mechanical power produced by horizontal-axis turbine in steady state, is given by:

$$P_m = \frac{1}{8} \rho \pi D^2 v^3 c_p(\beta, \lambda_{cp}),$$

where ρ - density of the air, $D = 2R - R$ is radius of the wind wheel; v - velocity of the wind, c_p - the power factor coefficient, which is calculated as follows:

$$c_p(\lambda, \beta) = c_1 \cdot \left(\frac{c_2}{\lambda_{cp}} - c_3 \cdot \beta - c_4 \right) \cdot e^{-\frac{c_5}{\lambda_{cp}}} + c_6 \cdot \lambda_{cp},$$

$$\frac{1}{\lambda_{cp}} = \frac{1}{\lambda + 0.08 \cdot \beta} - \frac{0.035}{\beta^3 + 1},$$

$$\lambda = \frac{\omega \cdot R}{V_{ветра}}$$

where λ - speed, β - the angle of the rotor blades jammed in degrees, - mechanically the angular velocity of rotation of the rotor of the wind wheel. The

coefficients $C_1 - C_6$ are given by the manufacturer for flexible plastic or rubber additional crescent-shaped flaps.

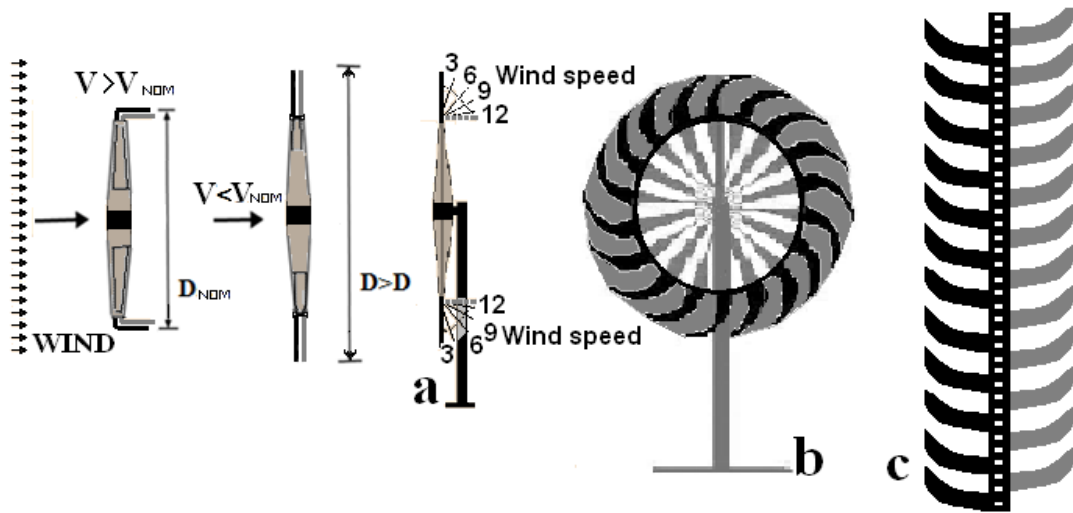


Figure 2 – Principle of operation variable length flexible sickle (Crescent Moon) type blades.

Results of the blades length change, showing the feasibility of the geometry change to improve the airfoil and the self-controllability of wind turbines.

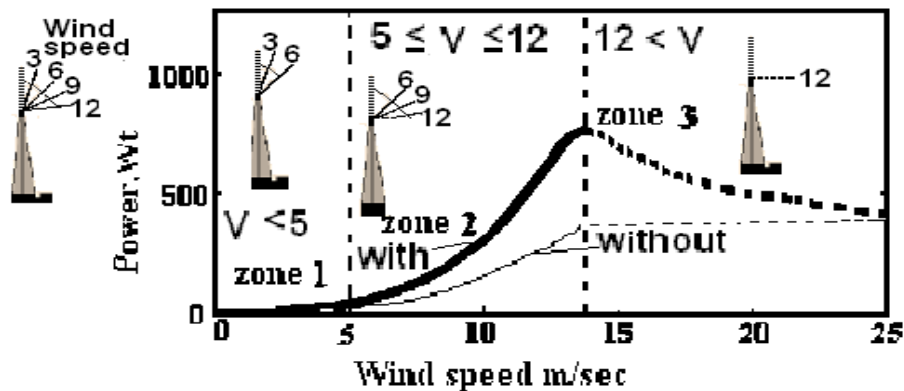


Figure 3 – Main zone of wind turbines with/without flexible self varying blades (Table 2).

In zone 1, modern management strategy does not use-form a, in this area there is preparation for the launch of the wind turbine and follow-set the speed of the wind. Zone 2 is the operating mode in which it is desirable to develop as much power as possible. Aerodynamic losses hinder the achievement of the wind turbine of its maximum theoretically possible extraction of energy from wind, called the Betz limit - Energy characteristic multiplier 7 ($C_p = 0.59$), but the goal - to approach this value as close as possible. In Zone 2 can be used two principles of regulation of the wind turbine: regulation of the gondola rotation in the horizontal plane, the regulation of the angular velocity of the rotor of the wind wheel. In zone 3 setting should limit the bleed-chained share of wind energy so as not to go beyond the electrical and mechanical design load generator. When wind turbine working in the area with constant rotor speed and constant nominal power, no need

changing the angle of the blades to clear the jammed excess energy-energy. In this area, can be used all traditional regulation power generation principles.

Based on expressions (2) - (4), the coefficient power factor in zone 2 can be kept at a constant maximum level when the blade installation angle is keyed to the optimum position around 20°, tracking direction and orientation of the nacelle of the wind perpendicular to it, changing the rotational speed the rotor of the wind wheel, as mentioned above, and by adjusting the length of the blade, that today is an innovative idea. Changing the length of the blade, with the possibility of reducing its length below, but in nominal values can be applied in the area of 3.

This section also analyzes the existing methods of driving, the wind power plant, and shows the methods of optimal control of wind turbines by the criterion of energy efficiency using both linear and nonlinear modeling. As a way of turbines wind energy grow presents a method of changing the variable geometry and length of the rotor blade.

The third section gives an overview about the idea of a variable-length sickle (Crescent Moon) type blades and technology, which could potentially be used for the purposes of control of wind turbines. Methods and principles described in the Set-rated section of the dissertation, often referred to as smart structures and intelligent control rotor. This area is developing rapidly a certain concepts already focused on the wind energy industry, while others are designed for use in other areas, but have the opportunity to apply to wind turbines.

The principle of operation of the variable length blades is that at lower wind speed is less than the rated value occurs move of the additional steps to increase the area swept by wind. With increasing wind speed - is their return to the initial state (Figure 6). Calculations have shown that the use of such blades gives increase electricity generation to 30% (Figure 7).

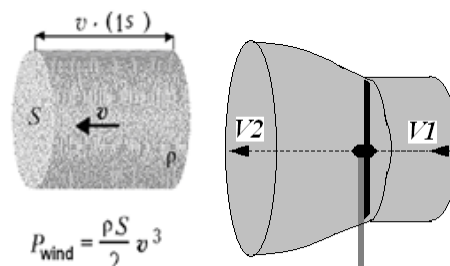
Wind power equations

$$\text{Wind Power} = \frac{1}{2} \times (\text{Swept air area of rotor}) \times \text{Air density} \times \text{Wind speed}^3$$

The wind energy equation in the box above implies that the higher the wind speed and to a much lesser extent, the higher ρ the air density. The closer the place is to sea level or the less it altitude ρ_{av} ≈ 1.27 (average density), the more available power there is from the wind.

Table 2. The air density ρ (temperature t C°, moisture kg/m³)

Temperature °C	Density, kg /m ³	
	Air	Moisture
-25	1,423	-
-20	1,395	-
-15	1,368	-
-10	1,342	-
-5	1,317	-
0	1,292	0,005
5	1,269	0,007
10	1,247	0,009
15	1,225	0,013
20	1,204	0,017
25	1,184	0,023
30	1,165	0,030
35	1,146	0,039
40	1,127	0,051



The German physicist A. Bets has proved and verified that wind mill can extract not more than 16/27 of wind mill power. Here is what this simple proof looks. The reduction of the wind velocity after windmill blades: through wind mill blades air moves with average velocity equal to half-sum of the velocities before v_1 and after v_2 wind mill $v_{av} = (v_1 + v_2)/2$

Then after 1s through wind mill transverse area S passes mass of the air

$$m = \rho S \frac{v_1 + v_2}{2}$$

where $\rho = \rho_{av}$ density of the air. Power selected from wind by the wind mill is equal to

$$P = m \frac{v_1^2 - v_2^2}{2} = \frac{\rho S}{4} (v_1^2 - v_2^2) \cdot (v_1 + v_2) \text{ wt}$$

The normalized power P / P_0 value will turn out to be equal to where

$$P_0 = (\rho S v_1^3) / 2$$

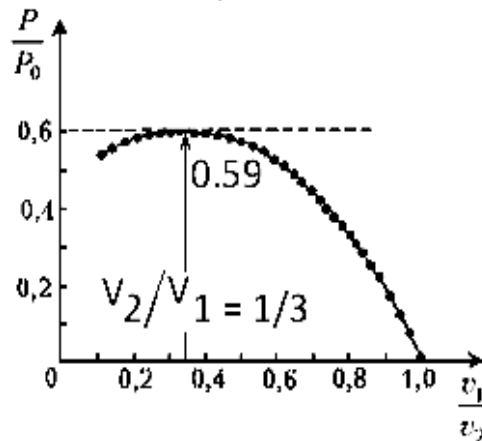


Figure 4. Windmill maximum efficiency.

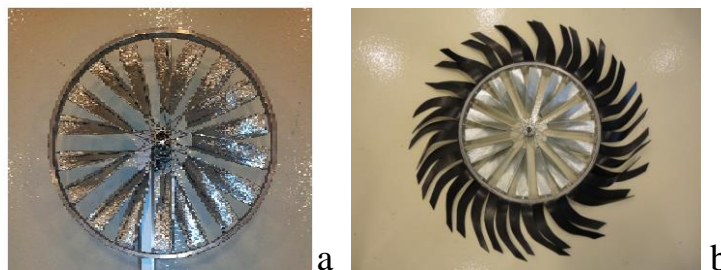


Figure 5. The sail windmill photos: **a** based on only bicycle wheel and **b** with additional the flexible sickle-shaped (crescent type) elastic wings.

The dependency of the wind powers extracted share p/p_0 from relations of the air velocities after and before of the wind mill a 2/1 easy to build, (using spreadsheet, and make sure that Bets low is correct, confirming that maximum efficiency wind mill is 59% at $v_2/v_1 = 1/3$, or when winds velocity decreases in three times.

Table 2. Windmill maximum efficiency. Winds speeds m/s.

Winds speeds m/s	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$R_{\text{wheel}} = 0.27\text{m}$, $P_{\text{wind wt}}$ without elastic wings $S_{\text{wheel}} = 0.229\text{m}^2$	0.23	1.83	6.18	14.6 5	28.6 1	49.4 4	78.5	117. 2	168. 8	228. 9	304. 7	395. 5
Maximum efficiency Wt wind mill (59%)	0.13 5	1.65	3.64 6	8.64	16.8 4	29.1 7	46.3	69.1 5	99.5 9	135. 1	179. 8	233. 3
$R_{\text{total}} = 0.5\text{m}$, $P_{\text{wind wt}}$ elastic wings $L=0.23\text{m}$ $S_{\text{total}} = 0.785\text{m}^2$	0.78 5	6.28	21.1 9	50.2 4	98.1 2	169. 5	269. 2	401. 6	572. 3	785. 0	1045	1356
Maximum efficiency Wt wind mill (59%)	0.46 3	3.71	12.5 1	29.6 9	57.8 9	100. 1	158.7	237	337. 5	463	616	800. 1

In the case of our sail windmill based on bicycle wheel with additional the sickle-shaped elastic wings: the bicycle wheel radius $R_{\text{wheel}}=0.27\text{m}$, sickle-shaped elastic wing length $L=0.23\text{m}$, the air density $\rho_{\text{av}}=1.27$ and total windmill maximum radius $R_{\text{total}}=0.5\text{m}$. The calculations according to Bets low $P_{\text{wind}}=P_0$ wt for different wind speeds (Table 2):

1) for the sail windmill based only on bicycle wheel Fig.5a with radius $R = 0.29 - 0.02 = 0.27$ (without metal hoop 0.02m and any additional the sickle-shaped elastic wings), $S_{\text{wheel}} = \pi R_{\text{wheel}}^2 = 3.14 \times 0.27^2 = 0.2289\text{m}^2$

2) for the sail windmill based on bicycle wheel with radius $R_{\text{total}} = 0.27 + 0.23$ m and with the additional the sickle-shaped Fig.5 b elastic wings and total windmill radius $R_{\text{total}} = 0.5\text{m}$, $S_{\text{total}} = 3.14 \times 0.5^2 = 0.785 \text{m}^2$ is in the.

Calculations:

$$P_{\text{total}} / P_{\text{wheel}} = S_{\text{total}} / S_{\text{wheel}} = 0.785 / 0.2289 = 3.429 \text{ times for our case of } R_{\text{wheel}} = 0.27\text{m},$$

$$\text{and } L=0.23\text{m } R_{\text{total}} = 0.5\text{m}.$$

$$K(L) = R_{\text{total}}^2 / R_{\text{wheel}}^2 = (R_{\text{wheel}} + L)^2 / R_{\text{wheel}}^2 = 1 + 2 \times L / R_{\text{wheel}} + L^2 / R_{\text{wheel}}^2$$

$$= 1 + 0.46 / 0.27 + 0.23^2 / 0.27^2 = 1 + 1.7 + 0.72 \approx 3.43$$

So, additional short sickle-shaped elastic wings of length $L=0.23\text{m}$ in this type sail windmill helps rise power to $K = P_{\text{total}} / P_{\text{wheel}} = 3.429$ times.

For this windmill parabola equation shows dependency of power gain K over L sickle-shaped elastic wing length:

$$K(L) = 1 + 2 \times L / R_{\text{wheel}} + L^2 / R_{\text{wheel}}^2 = 1 + 2k + k^2$$

Where $k = L/R_{\text{wheel}}$, for $0 \leq k \leq 1$, $1 \leq k \leq 4$,

for the case $k = 0.23/0.27 = 0.852$ and $K=3.43$.

Under $L = R_{\text{wheel}}$, $k = 1$ and $K=4$ (k more than 1 may cause some technical difficulties).

Conclusion

The paper presents a type of the cheap, technically viable, self-controlled sail windmill, with additional the sickle-shaped elastic wings to utilize even weak winds speed 3-5 m/s and produce up to 100Wt (for winds speed 7-10 m/s – 150-450Wt and for higher winds - up to 800Wt) and really free power for low income people of rural community, villages, shepherds in mountains, alpinists, everywhere where are needs for cheap small electrical power source especially during any resettlement of people due to disastrous situations and cause all sorts of earthly social phenomena - earthquakes, floods, landslides, and drought, caused by wars and so on.

References

Wind turbine examples

1. Swift Renewable Devices HAWT 1500 W www.renewabledevices.com
2. ARI Renewable Energy Co. HAWT 750 W – 2500 W www.arigreenenergy.com
3. Energy Ball V100 Home Energy HAWT 500 W www.home-emergy.com
4. Whisper Wind energy HAWT 500 W – 3000 W www.windenergy.com
5. OWN Urban Windmill Donqi HAWT www.donqi.eu
6. Windpod Windpods Design Licensing International Pty Ltd HAWT. www.windpods.com
7. Wind Energy Solutions for Extreme Conditions, Oy Windside Production Ltd, www.windside.com
8. Ed. D. de Randy, Wind power, Trans. from English to Russian, editor Y.I.Sheftera. – M. Energoatomizdat, 1982. - P.109, p.114, Figure 3, 19 and 3.20.
9. Erich Hau, Horst von Renouard, Wind Turbines: Fundamentals, Technologies, Application, Economics, Third Edition, pp. 904, [Springer Science & Business](http://SpringerScience&Business).
10. Sitemap All Small Wind Turbines.com, www.allsmallwindturbines.com/sitemap.php

US, Turkish and Russian patents:

11. Parviz Ali Zada, Nejat Tuncay, Baris Ozturk, Cihan Kivanc, Çok Kanatli Yelken Tipi Dairesel Bir Rüzgar Türbini, Wind Wheel with Multi Blades Propeller by Means of Sickle Blades Sailing Effect Self Stabilizing its Speed And Torques, 2013–G-456408, 31.12.2013, Bsvr No:PT201315615, Turkey.

12. N.M.Gilyazetdinov, Author Invention (Patent) USSR №1742123, The propeller with self-aligning step, application number 4673534/23 from 04/05/89, publ. 23.06.92, Bull. Number 23, MKI5 At 64 From 11/30.
13. Litvinenko A.M., Wind mills, Patent USSR № 94012395, Patent USSR № 94013165, Patent USSR № 94016764 and , Russian Federation Patents № RU2249720.
14. НПОМаш-Ветро-ЭН, Russian Federation Patents № RU 94012395.
15. USSR Author Inventions journal (Patents) “ИР”, №7, 97, p.22 ; “ИР”, №3, 99, p.14, <http://www.i-r.ru-archive-pdf>.
16. [Derek Grassman](#), Vertical axis wind turbine and generator therefore, US 8487470 B2 Publication date - Jul 16, 2013.
17. [Roger L. Haskell](#), Wind power generation system and method US 20120292912 A1 Publication date - 22 nov 2012.
18. [Juan Andujar](#), Vertical Axis Hydro Kinetic Wind Turbine US 20110084494 A1 Publication date - 14 Apr 2011.
19. Ackermann Thomas, Wind Power in Power Systems, - Stockholm, Sweden : Royal Institute of Technology, 2005.
20. Betz, Wind Energie - 1926.
21. Boyle, Renewable Electricity and the Grid - London : Earthscan, 2007.
22. Cape Town Weather Office - [s.l.] : www.weathersa.co.za, 2009.
23. Cernea Michael M., Social Impacts and Social Risks in Hydropower, Programs: Preemptive Planning and Counter-risk Measures - 2004.
24. CSIR Eskom, DME - 2003.
25. Diab R., Wind Atlas of South Africa: Department of Mineral and Energy Affairs, 1995.
26. DNV, Guidelines for Wind Turbines, Copenhagen: DNV/Riso, 2002 ISBN 87-550-2870-5.
27. Eskom Electricity costs fact sheet - 2007.
28. European Wind Energy Association (EWEA), Wind Energy -The Facts - 2004.
29. Hageman Kilian, Musicale Wind Atlas for South Africa – PhD Thesis -: UCT, 2008.
30. Jackson Francis, Wind Energy course - 2009.
31. Joseph Wilde-Ramsing, Brian Potter, Blazing the Green Path: Renewable Energy and State-society in Costa Rica: The journal of energy and development, Vol. 32, No. 1, 2008.
32. Marsh George From intermittent to variable; can we manage the wind? - [s.l.]: Renewable Energy Focus, 2009.
33. RWE AG, World Energy Report - 2005.
34. Swanepoel R., Renewable Energy Systems – Stellenbosch: Centerior Renewable Energy Systems, 2007.

DC MEASUREMENT METHODS TO DETERMINE BATTERIES AND SUPER-CAPACITORS INTERNAL RESISTANCES

Parviz Ali Zada¹, Nejat Tuncay², Baris Ozturk³, Cihan Kivanc⁴

34959, Turkey, Istanbul, Akfirat, OKAN University

E-mail: ¹ parviz.alizade@okan.edu.tr, ² nejat.tuncay@okan.edu.tr,

³ baris.ozturk@okan.edu.tr, ⁴ cihan.kivanc@okan.edu.tr

Referat – of Assumes Invention – Patent Draft

A power supply is disclosed that is configured for installation in a motor vehicle. The power supply comprises an energy source and a system for accurately measuring the internal resistance of the energy source during the operation of the power supply, without a distortion that would normally result from discharge of the energy storage device.

In some resistance measuring patented devices comprises an energy storage device coupling in parallel to a component and a switch that is configured to generate a current pulse by switchably coupling a current measuring resistor to the component, and a measuring device configured to measure a voltage drop ΔU of the energy storage device and to measure a current difference Δi across the current measuring resistor. Computation of the internal resistance is made according to the formula $R_i = \Delta U / \Delta i$.

In our claimed Invention-Patent **NONE** any coupling in parallel to a component, **NONE** current pulse by switchably coupling any current measuring resistor to the component, **NONE** measuring a voltage drop ΔU of the energy storage device, **NONE** any measurement of the current difference Δi across the current measuring resistor. **NONE** computation of the internal resistance made according to the formula $R_i = \Delta U / \Delta i$.

Brief description and patent formula

Internal resistance measurement method direct by AVM (ampere-volt-meter) for one cell and multi-cell battery (or for one or multi-elements connected in series super-capacitors). What is claimed is:

1. A resistance measuring device for the load-independent measurement of the internal resistance (R_i) of the energy storage of electrical vehicle motor or renewable energy device, in particular their electrical system, **COMPRISES**:

- 1.2. an energy storage device; and
- 1.3. a measuring device configured to measure a voltage (U) of the energy storage device,
- 1.4. to measure of the internal resistance (R_i) across the energy storage device cells;

Measurement of one cell battery or super-capacitor equivalent series internal resistance method is the following:

- 1.5. two identical cells are connected by a simple switch which possesses of two positions: closed and open (Fig. 1),
- 1.6. under the switch closed position these

two identical cells quickly charge each other to identical voltages $+E$ and E , which **compensate each other**,

1.7. when the switch is open the AVR resistance meter can measure resistances in the circuit (see equivalent electrical diagram in Fig. 1),

1.8. thus the AVR resistance meter can promptly measure two cells internal resistances R_i and R_i connected in series without problems from cells internal voltages;

1.9. so the circuit total internal resistance is $R = R_i + R_i = 2 R_i$.

2. In the multi-cells-elements battery or connected in series super-capacitors multi cells-elements (not under charge or discharge) case all main measurement **METHOD** point **1** similar procedures and **COMPRISES**:

2.1 there is only one additional element – the system of sliding contacts to connect elements one by one the identical external test cell with the AVR resistance meter (Fig. 1);

2.2 it will measure resistances of the every new linked cell and the identical test cell R_i and R_i joined at the moment in series without any problem from cells internal E voltages;

2.3 so for every new linked cell and the identical test cell total resistance will be $R = R_i + R_i = 2 R_i$. Every new result must be compared with the suppliers passport nominal parameter and make reasonable decision about this cell quality condition.

Related applications

The method was tested for two Sealed Lead-Acid batteries OREON ORM – 12V – 7.2 Ah/20HR: Result is equal for $2R_i = 0.02 - 0.019$ Om, which closed to the battery manufactory passport parameter list value 0.01 Om.

Internal resistance measurement R_i of Energizer E91 AA alkaline primary battery is approximately equal to 0.9 ohms at -10 °C, where the low temperature reduces ion mobility, to about 0.15 ohms at room temperature and about 0.1 ohms at 30 °C. Internal resistance measurement of Super-capacitors 10F cells DC ESR $R_i = 75$ M Ω , Leakage current of 0.03mA.

Field of the invention

The present invention relates to a device for measuring resistance in a voltage source. More specifically, the present invention relates to measuring the internal voltage of an energy storage device.

Background of the invention

Resistance measuring devices are known in principle. They are used to measure the internal resistance of energy storage, such as the vehicle battery in a vehicle electrical system of a motor vehicle. A functional check of such energy storage in a motor vehicle is customarily checked by the internal resistance of the energy storage. Checking the internal resistance of the energy storage may cause a malfunction, particularly due to damaged cables or the like, to determine if the internal resistance of the respective energy storage falls below the permissible

limits, on or off. Especially in a start/stop system in motorized vehicles and in the required personal electrical system stabilization, the measurement of the internal resistance of energy storage is particularly important. Leaving the internal resistance of energy storage below a prescribed limit may cause a shutdown of the start/stop system. The energy storage devices to be tested may be fixed or may also be replaceable energy storage. The necessary internal resistance measurement is for voltage sources, such as super-capacitors CAP or conventional automotive batteries.

Particularly for the latest generation of batteries and supercapacitors, the internal resistance measurement is problematic because these energy storage devices are designed for very high power density and are set for the lowest possible internal resistance.

A further problem is that the measurement of the internal resistance of the energy storage device during the operation of a connected energy consuming device needs to be accurate

Summary of the invention and detailed description of the drawings

Measurement of one cell battery or super-capacitor equivalent series internal resistance method is the following: two identical cells are connected by a simple switch which possesses of two positions: closed and open (Fig. 1). Under the switch closed position these two identical cells quickly charge each other to identical voltages $+E$ and $-E$, which **compensate each other** and when the switch is open the AVR resistance meter can measure resistances in the circuit (see equivalent electrical diagram in Fig. 1). Thus the AVR resistance meter can promptly measure two cells internal resistances R_i and R_i connected in series without problems from cells internal voltages; so the circuit total internal resistance is $R = R_i + R_i = 2 R_i$.

The method was tested for two Sealed Lead-Acid batteries OREON ORM – 12V –7.2 Ah/20HR: Result is equal for $2R_i = 0.02 - 0.019 \text{ Om}$, which closed to the battery manufactory passport parameter list value 0.01 Om.

Internal resistance measurement R_i of Energizer E91 AA alkaline primary battery is approximately equal to 0.9 ohms at -10°C , where the low temperature reduces ion mobility, to about 0.15 ohms at room temperature and about 0.1 ohms at 30°C . Internal resistance measurement of Super-capacitors 10F cells DC ESR $R_i = 75 \text{ m}\Omega$, Leakage current of 0.03mA.

An object of the present invention is therefore to provide a resistance measuring device for measuring the internal resistance of an energy storage device, which can be used flexibly and reliably. Even in low-designed energy storage devices the internal resistance of the energy storage is measured without distortions that result from the discharge of the energy storage device.

To solve the above-mentioned object, a resistance measuring device having the features of claim 1 is proposed. The resistance measuring device is used for the load-independent measurement of the internal resistance of an energy storage device, in particular in an electrical system of a motor vehicle.

An essential point of the invention lies in the fact that the resistance measuring device according to the invention, the measurement of the internal resistance of an energy storage device is independent of the connected load.

Here, the time of measurement can be arbitrarily chosen in an advantageous manner. By an additional component - sliding contacts, which are connectable in parallel to the energy storage device sells by means of a switching contact element.

The switching element can be advantageously designed as a MOSFET. There could also be other types of switching elements. Preferably the switching element is actuated only when an internal resistance measurement of the energy storage device is to be performed. The switching element thus preferably only functions to enable the implementation of an internal resistance measurement of the energy storage device.

The internal resistance measuring device is preferably connected via measuring lines to the energy storage device and to a microprocessor to record the internal resistance of the energy storage device sells.

To solve the above-mentioned object, a power supply device, in particular in an on-board system of a motor vehicle, have the features of the claim which is proposed. The power supply device comprises an energy storage device, and a resistance measuring device of the invention. The energy storage device may comprise one or more energy storage cells, or in particular in the form of so-called super-cap capacitor, which are sufficiently known from the prior state of the art.

It is particularly advantageous when the resistance measuring device is not integrated into the load path of the energy storage device, but independently thereof arranged as a modular separate element, so that a permanent current flow is avoided in the resistance measuring device.

The disadvantages of the prior art are thus avoided by the invention by applying a current and thus a load even decaying free cut-off is ensured in the internal resistance measuring means. Thus, even energy storage, especially batteries or super-capacitors with high power density are reliably verified on their internal resistance stood out. Incidentally, the resistance measuring device 5 can be used flexibly according to the present invention and in particular as an additional, retrofittable modular component with an existing energy storage device 3 in the formation of an inventive power supply device 1 can be connected.

Reference List: energy storage device, resistance measuring device, switching element, AVR measuring device, R_i internal resistance.
Similar (cognate) modern patents

Opposed Stated Date Publication. Date Declarant Title Patent

1. US5126675. 14 sept 1990 30 jun 1992 Yang Tai Her Battery capacity monitor.
2. US7709977. 18 aug 2005 4may 2010 Nucellsys Gmbh Method and arrangement for controlling a switching connection between the electrical outputs of a fuel cell and an isolated electrical network.

3. US20100324847 15 jan 2010 23 dec 2010 Quanta Computer Inc. Battery gas-gauge circuit.
4. US20110291611 24 jan 2010 1dec 2011 Techtium Ltd. Intelligent battery powered charging system.
5. US20110304339 15 dec 2011 Schumacher Ryan W Electrical isolation detection with enhanced dynamic range.
6. US20120292993 22 nov 2012 American Science And Technology Corporation Energy Scavenging Power.
7. US20130241568 A1 15 feb 2013 19 sep 2013 Alexander Covasala Flextronics International Kft.

Classification

- USA Classification 324/439
- International Classification G01R31/36
- Joint Classification G01R31/3631, G01R31/3662, G01R31/3624, G01R31/028, G01R31/3627

Prototype, old patents and useful journal references

1. Qinglan Li, Xiangchen Xu, Method for on-line measurement of battery (super-capacitor) internal resistance, current operational module, and on-line measurement instrument for battery internal resistance US 20080284444 A1, Publication date Nov 20, 2008.
2. Antoni Ferre (Valls, ES) David Gamez (Valls, ES) Stanislaw Lincer (Valls, ES), Method For Determining Battery Internal Resistance, Assignees: Lear Corporation, Patent application number: 20100156425 Publication date: 2010-06-24, <http://www.faqs.org/patents/app/20100156425>
3. Bernd Frey, Burkhard Iske, Method For Determining Battery Internal Resistance, of a battery. US 7902793 B2. Publication date Mar 8, 2011, <http://www.google.com/patents/US7902793>
4. William E. Brown, Method of determining the open circuit voltage of a battery in a closed circuit US 4204153 A, Publication date 20 May 1980, <https://www.google.as/patents/US4204153>
5. John C. Rondoni, Mukul Jain, System and method for monitoring a power source of an implantable medical device, Patent number: 8823382, Publication date September 2, 2014, <http://patents.justia.com/patents-by-us-classification/324/430>
6. Harmohan Singh. Thirumalai G. Palanisamy, Richard B. Huykman, William C. Hovey, System and method for determining battery state-of-health, US6469512, Issue date 10/22/2002, <http://www.boliven.com/patent/US6469512>
7. Holger Fink (DE), Battery system and associated method for determining the internal resistance of battery cells or battery modules of said battery system, GENEVA, Dec. 13 – Patent Publication No. WO/2013/182439, was published on Dec. 12. 2013, <http://www.highbeam.com/doc/1P3-3154973661.html>

8. Paul, George Lange, Mahon, Peter John, Turner, Geoffrey Alan, Keshishian, Sarkis, Power supply for a pulsed load, Patent US 6836097 B2 . Priority Date: 05/15/2000, Issued: 12/28/2004
9. Robert Neville O'Brien, Battery charging method using supercapacitors at two stages. Patent US 6836098 B1 Publication date Dec 28, 2004.
10. Tecate Group, The power of the future, Ultracapacitor & Supercapacitor Frequently Asked Questions, <http://www.tecategroup.com/ultracapacitors-supercapacitors/ultracapacitor-FAQ.php>
11. Gianfranco Pistoia, Battery Operated Devices and Systems, From Portable Electronics to Industrial Products. Published: October 2008, Imprint: Elsevier Hardbound, 408 Pages ISBN: 978-0-444-53214-5

Useful references (for future journal paper)

1. Araki T., Nakayama M., Fukuda K., Onda K. Thermal behavior of small nickel/metal hydride battery during rapid charge and discharge cycles. *J. Electrochem. Soc.* 2005;152:A1128–A1135.
2. Methods for Measuring Capacitance, Inflow Current, Internal Resistance and Super-capacitors.
3. Ratnakumar B.V., Smart M.C., Whitcanack M.C., Ewell M.C. The impedance characteristics of Mars exploration.
4. Pesaran A.A., Russel D.J., Crawford J.W., Rehn R., Lewis E.A. A unique calorimeter-cycler for evaluating high-power battery modules. National Renewable Energy Laboratory; Golden, CO, USA: 1997.
5. Perasan A.A. Battery thermal management in EVs and HEVs: Issues and solutions. Proceedings of the Advanced Automotive Battery Conference; Las Vegas, NV, USA. 6–8 February, 2001.
6. Broadhead J., Kuo H.C. Electrochemical principals and reactions. In: Linden D., Reddy T.B., editors. Handbook of Batteries. 3rd ed. McGraw-Hill; New York, NY, USA: 1999.
7. Weydanz W., Jossen A. moderne akkumulatoren richtig einsetzen. Printyourbook; Darmstadt, Germany: 2006.
8. Berndt D. Bleiakumulatoren. 11th ed. VDI Verlag GmbH; Düsseldorf, Germany: 1986.
9. Huet F. A review of impedance measurements for determination of the state-of-charge or state-of-health of secondary batteries. *J. Power Sources.* 1998;70:59–69.
10. Copetti J.B., Chenlo F. A review of impedance measurements of the state-of-charge or state-of-health of secondary batteries. *J. Power Sources.* 1994;47:109–118.
11. BS 6290-4:1997 Lead-acid stationary cells and batteries. specification for classifying valve regulated types. British Standards Institution; London, UK: 1997.
12. Stationary Lead-Acid Batteries—Part 11: Vented types—General requirements and methods of Test. IEC; Geneva, Switzerland: 2002.
13. Sajfar I., Malaric M., Bullough R.P. Sealed batteries in transient limiting distribution networks—Methods of measuring their internal resistance.

Proceedings of Intelec'96—International Telecommunications Energy Conference; Boston, MA, USA. 6–10 October, 1996.

14. An internal diagnosis method for assembled lithium ion cells. Electric Technology Research Institute; Tokyo, Japan: 1996.

15. Donepudi V.S., Conway B.E. Electrochemical calorimetry of the zinc and bromine electrodes in zinc-bromine and zinc-air batteries. *J. Electrochem. Soc.* 1984;131:1477–1485.

16. Gualous H., Bouquain D., Berthon A., Kauffmann J.M. Experimental study of supercapacitor serial resistance and capacitance variations with temperature. *J. Power Sources.* 2003;123:86–93.

17. Kobayashi Y., Miyashiro H., Kumai K., Takei K., Iwahori T., Uchida I. Precise electrochemical calorimetry of LiCoO₂/graphite lithium-ion cell, understanding thermal behavior and estimation of degradation mechanism. *J. Electrochem. Soc.* 2002;149:A978–A982.

18. Karden E. using low-frequency impedance spectroscopy for characterization, monitoring and modelling of industrial batteries. Shaker Verlag GmbH; Aachen, Germany: 2001.

19. Kumar V.G., Munichandraiah N., Shukla A.K. Electrode impedance parameters and internal resistance of a sealed nickel/metal-hydride cell. *J. Power Sources.* 1996; 63:203–208.

20. Schweiger H.-G., Multerer M., Gores H.J. Fast multi channel precision thermometer. *IEEE T. Instrum. Meas.* 2007;56:2002–2009.

21. VDA-initiative energy storage system for HEV, test specification for Li-ion battery systems for hybrid and electric vehicles. VDA; Frankfurt, Germany: 2007.

22. Fixed Electric Double-layer capacitors for use in electronic equipment—Part 1: Generic specification. IEC; Geneva, Switzerland: 2006.

23. Berndt D. Maintenance-Free Batteries. 3rd ed. Research Studies Press; Baldock, UK: 2003.

24. Schiller C.A., Kaus R. Online Error Determination and Processing for EIS Measurement Data Based on Weighted Harmonics Autocorrelation. European Internet Centre for Impedance Spectroscopy; Sofia, Bulgaria: 2008.

25. Schiller C.A., Kaus R. EIS online error determination processing. *Bulg. Chem. Commun.* 2009;41:192–198.

26. Van Schalkwijk W.A., Scrosati B., Aurbach D. Advances in lithium-ion batteries. Kluwer Academic; New York, NY, USA: 2002.

27. Garreau M., Thevenin J., Milandou B. Study by electrode impedance spectroscopy of the passivating layer of the lithium electrode in aprotic media. Proceedings of the Electrochemical Society Fall Meeting; Washington, DC, USA. 9-14 October 1983.

28. Hans-Georg Schweiger, Ossama Obeidi, Oliver Komesker, André Raschke, Michael Schiemann, Christian Zehner, Markus Gehnen, Michael Keller, and Peter Birke. Comparison of Several Methods for Determining the Internal Resistance of Lithium Ion Cells, *Sensors (Basel)*. 2010; 10(6): pp. 5604–5625.

Комп'ютерне моделювання

ТЕЛЕКОММУНИКАЦИИ В ФОРМАТЕ 5G: ПЕРСПЕКТИВЫ И ТЕХНИЧЕСКИЕ РЕШЕНИЯ

Бирюков Н.Л, к.т.н., с.н.с., Триска Н.Р., к.т.н., с.н.с.

Национальный технический университет Украины «Киевский

политехнический институт им. Игоря Сикорского»

Институт телекоммуникационных систем (ИТС)

E-mail: ntriska@ukr.net, тел. (050) 662 27 83

Рассматривается перспективная концепция развития телекоммуникаций 5-го поколения – 5G. Проанализированы причины и движущие силы разработки концепции 5G, а также технические задачи, которые необходимо решить при ее внедрении, в частности, необходимость обеспечения низкой задержки при передаче данных.

Среди основных тенденций развития современных информационно-коммуникационных технологий (ИКТ) особое внимание сегодня уделяется концепции телекоммуникационных сетей “5-го поколения” – 5G. И хотя изначально термин “5G” был введен для обозначения очередного этапа эволюции сетей мобильной связи (вслед за сетями 2, 3 и 4G), 5G все чаще рассматривают в более широком смысле – как базовую концепцию развития ИКТ в ближайшее десятилетие. Ожидается, что 5G станет толчком к развитию целого ряда перспективных приложений и концепций (Интернет вещей, автоматически управляемые транспортные средства, “виртуальная реальность” и др.), которые окажут существенное влияние на различные аспекты жизни современного общества [1, 2].

Движущей силой разработки и последующей реализации концепции 5G служит сформировавшийся устойчивый спрос пользователей мобильной связи на более высокие скорости передачи данных, с одной стороны, и на повышение качества обслуживания – с другой. Следует отметить, что на данном этапе 5G – это еще не технология в привычном понимании, а скорее набор ожидаемых технических характеристик, призванных удовлетворить растущие требования абонентов [3]. Так, предполагается обеспечить передачу данных к абоненту со скоростью до 20 Гбит/с с задержкой менее

1 мс (для сравнения, в сетях 4G данные параметры составляют 1 Гбит/с и 70 мс соответственно). Для решения этих задач необходимо использовать целый ряд новых подходов и технических решений – как в технологическом плане, так и в части планирования сети и адаптации инфраструктуры.

Решение задач планирования и эксплуатации сети 5G усложняется тем, что одна и та же сетевая инфраструктура должна будет поддерживать приложения с различными требованиями и обслуживать различных поставщиков услуг. В этом контексте рассматривается возможность применения программно управляемой сетевой архитектуры SDN (Software Defined Networking) с виртуализацией сетевых функций NVF (Network Function Virtualization) [4]. Речь идет об обобщенной модели сети, предполагающей полное разделение сетевых функций и аппаратной инфраструктуры, совместно используемой различными приложениями. В частности, такой подход обеспечит органичное включение в сети 5G услуг IoT (Internet of Things). Программное управление сетевыми ресурсами в реальном масштабе времени позволит операторам и поставщикам услуг эффективно и быстро внедрять новые услуги, в том числе услуги распределения точного времени/фазы и частоты, максимально удовлетворяя потребности клиентов.

Среди наиболее перспективных технологий, которые могут найти применение в сетях 5G, выделяют следующее [1, 2]:

- использование миллиметрового диапазона (30 – 300 ГГц);
- малые соты;
- технология ММО (антенные решетки);
- использование полного дуплекса (с обязательным подавлением эха);
- адаптивное формирование диаграммы направленности (beamforming).

Вопрос о том, какие из этих решений и в каких сочетаниях будут реализованы в сетях 5G, пока остается открытым. Разработчикам предстоит решить целый ряд технических проблем, одна из которых – обеспечение жестких требований по параметрам задержки (менее 1 мс). Величина задержки, как и другие показатели качества работы телекоммуникационной сети, непосредственно связана с параметрами синхронизации по тактовой

частоте и времени [3]. Повышение требований к точности синхронизации с учетом перспективы внедрения 5G ставит новые задачи перед разработчиками специализированного оборудования и инженерами, занимающимися проектированием и эксплуатацией сетей синхронизации, а применение модели NFV позволит оператору предоставлять услугу синхронизации с учетом требований различных клиентов [4].

На сегодняшний день ведущие мировые операторы телекоммуникаций и производители оборудования находятся на этапе подготовки к развертыванию сетей 5G. При этом ожидается, что для опытной эксплуатации и тестирования первых сетей 5G будет выбран упрощенный сценарий организации широкополосного беспроводного доступа для фиксированных, а не мобильных абонентов, что позволит отработать основные технические решения 5G для последующей реализации мобильного доступа. Учитывая, что большинство операторов будут строить сети 5G не “с нуля”, а на основе уже существующей инфраструктуры сетей предыдущих поколений, важным аспектом будет также обеспечение преемственности и сосуществования технологий.

Литература

1. Understanding 5G: Perspectives on future technological advancements in mobile. Analysis./ Den Warren, Calum Dewar. – GSMA Intelligence, December 2014.
2. <http://spectrum.ieee.org/video/telecom/wireless/everything-you-need-to-know-about-5g>.
3. Триска Н.Р. Актуальные задачи синхронизации на этапе развертывания сетей 5G. – Матеріали 11-ї Міжнародної науково-технічної конференції “Проблеми телекомунікацій” (ПТ-2017). – Київ, КПІ ім. Ігоря Сікорського, 2017.
4. S. Ruffini et al. A novel SDN-based architecture to provide synchronization as a service in 5G scenarios. – IEEE Communications Magazine, March 2017. – pp. 210-215.

КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ НЕЛІНІЙНИХ АЛГОРИТМІВ ВИМІРЮВАННЯ ЧАСУ ЗАПІЗНЕННЯ РАДІОСИГНАЛУ ПРИ НЕГАУССІВСЬКИХ ЗАВАДАХ

Воробкало Т.В., к.т.н., доцент, **Ключка О.С.**, студент

Черкаський державний технологічний університет

18006, Черкаси, бул. Шевченка, 460, тел. (0472) 730261, e-mail: ptv@ukr.net

Будь-які теоретичні результати потребують експериментального підтвердження. Зазвичай, реалізація технічних завдань пов'язана з великими труднощами апаратного виконання, а також часто вимагає великих матеріальних витрат. Але в даний час, у зв'язку з інтенсивним розвитком обчислювальної техніки, існує можливість підтвердження теоретичних результатів за допомогою комп'ютерного імітаційного моделювання, яке знаходить широке застосування в різних областях науки і техніки, зокрема, в задачах статистичної обробки інформації.

Метою даної роботи є проведення імітаційного моделювання нелінійних алгоритмів оцінювання часу запізнення радіосигналу, синтезованих методом максимізації полінома [1] в середовищі MathCAD.

З отриманих алгоритмів видно, що для визначення оцінки часу запізнення сигналу необхідно мати апріорну інформацію про вибірккові значення $x_{v(p)}$ і провести її обробку.

Для моделювання завадової ситуації, при другому степені стохастичного поліному, використовується бігауссівський генератор, а при третьому степені поліному – тригауссівський, за допомогою яких формується псевдовипадкова послідовність негауссівського типу [2]. Паралельно з цим, генерується корисний радіосигнал. Додаючи корисний сигнал до випадкової послідовності отримуємо адитивну суміш негауссівської завади і радіосигналу. Отриману таким чином випадкову величину підставляємо в розроблений алгоритм оцінювання часу запізнення сигналу.

Так як рівняння максимізації полінома є нелінійними, то для їх розв'язку необхідно використовувати чисельні методи. В середовищі MathCAD реалізовано програму для розв'язку рівнянь метод Ньютона-Рафсона.

Для визначення точності отриманого значення оцінки часу запізнення сигналу, необхідно провести багаторазову обробку результатів, в наслідок чого, будуть знайдені середнє значення оцінки параметру і експериментальне значення дисперсії.

В ході імітаційного моделювання, паралельно, знаходяться оцінки без урахування негауссовості завади (при першому степені стохастичного поліному) та з врахуванням негауссівського характеру завади (при другому та третьому степенях поліному), і відбувається порівняння точності отриманих оцінок. Також експериментальні значення дисперсій порівнюються з теоретичними.

Дослідження точності оцінювання часу запізнення радіосигналу при негауссівських завадах проведено для трьох типів випадкових величин близьких до гауссівських [3] при другому $s = 2$ та третьому $s = 3$ степенях стохастичного поліному.

Розглянуто вплив коефіцієнта асиметрії γ_3 на дисперсію оцінки при асиметричних завадах. На рисунку 1 приведений графік теоретичних значень коефіцієнта ефективності q_{s1} (суцільна лінія) і практичних q_{Ips1} (дискретні крапки), отриманий в результаті проведення імітаційного моделювання для асиметричної випадкової величини.

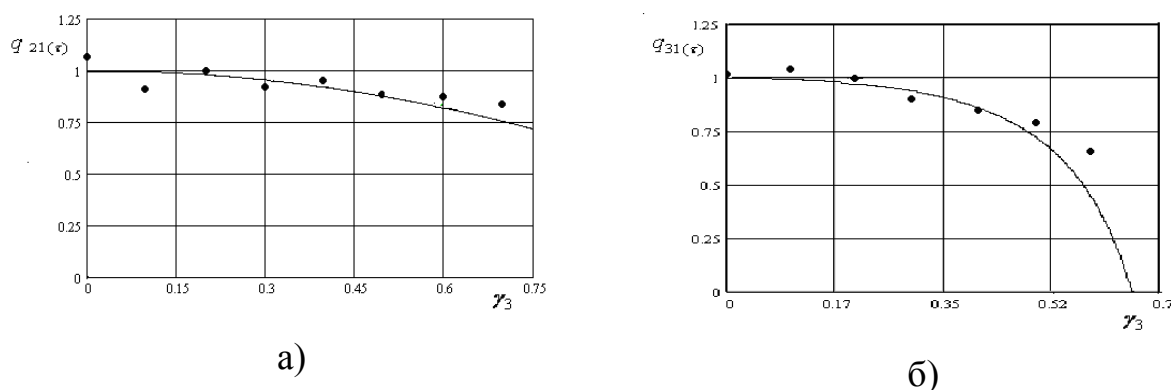


Рис. 1 – Коефіцієнт зменшення дисперсії для асиметричної випадкової величини: а) при $s = 2$, б) при $s = 3$

Як видно з рисунку 1 експериментальні результати підтверджують достовірність теоретичних досліджень. Невелике неспівпадання обумовлене кінцевим числом вибірки n (графіки приведені для випадку ($n=100$) і кінцевим числом проведення експериментів v ($v=100$). З рисунку 1 видно, що із зміною коефіцієнта асиметрії γ_3 та з ростом степеня поліному можливо досягти значного зменшення дисперсії оцінки параметру сигналу.

Теоретична залежність коефіцієнта зменшення дисперсії від коефіцієнта ексцесу γ_4 також підтверджується експериментально. На рисунку 2 показана дана залежність для ексцесної випадкової величини. Як видно з рисунка 2, при $s=2$ зменшення дисперсії для ексцесної випадкової величини не спостерігається, а при $s=3$ - спостерігається.

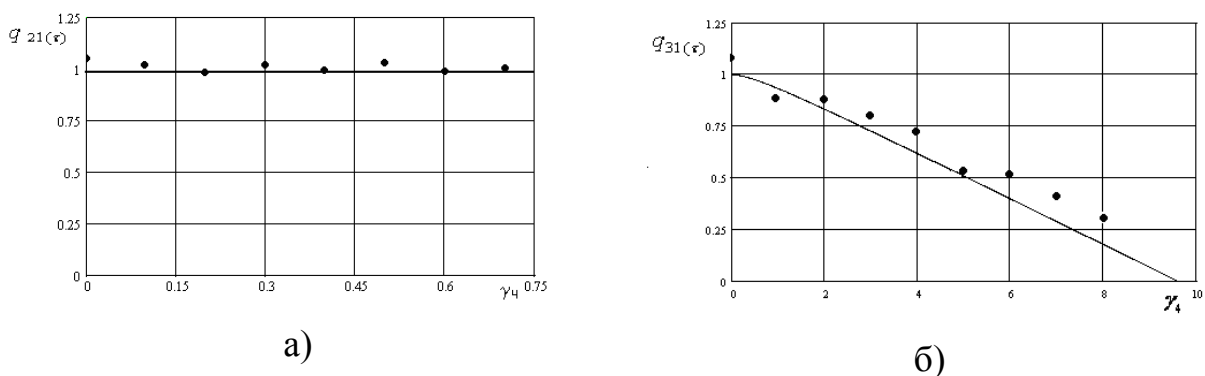
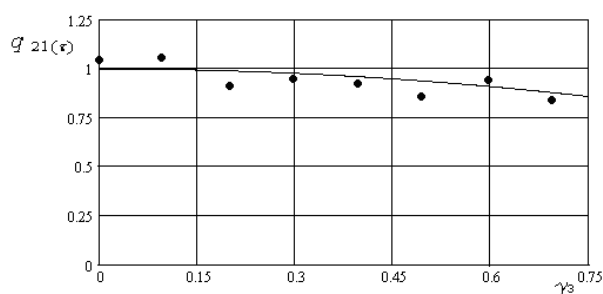
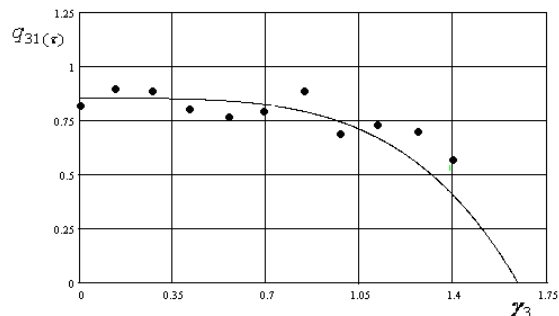


Рис.2 – Коефіцієнт зменшення дисперсії для ексцесної випадкової величини: а) при $s=2$, б) при $s=3$

На рисунку 3 показані результати імітаційного моделювання для асиметрично-ексцесної випадкової величини. Експериментальні результати підтверджують теоретичні дослідження.



а)



б)

Рис.3 – Коефіцієнт зменшення дисперсії для асиметрично- ексцесної випадкової величини: а) при $s = 2, \gamma_4 = 2$, б) при $s = 3, \gamma_4 = 1.8$

Результати проведення комп'ютерного моделювання оцінювання часу запізнення радіосигналу на багатоканальний приймальний пристрій, підтверджують правильність теоретично розроблених математичних моделей, методів і алгоритмів. Отримані результати показують ефективність застосування математичної моделі спостережуваної випадкової величини у вигляді адитивної суміші корисного сигналу і негауссівської завади, а також можливість підвищення точності оцінювання часу запізнення сигналу за рахунок врахування негауссівського характеру завади, у вигляді кумулянтних коефіцієнтів вищих порядків.

Список джерел:

1. Воробкало Т.В., Гавриш О.С. Оцінювання часу запізнення гармонічного сигналу в умовах апріорної невизначеності статистичних характеристик асиметричної завади: Вісник ЧДТУ. – 2008. – №2. – С. 59-62.
2. Заболотній С.В., Чепинога А.В., Салипа С.В. Спосіб генерації випадкових величин. А. с. України № 57092 // Бюл. № 3, 2011 р.
3. Кунченко Ю.П. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Часть 1. Стохастические полиномы, их свойства и применения для нахождения оценок параметров. – Черкассы: ЧИТИ, 2001. –133 с.

КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЦАП В СЕРЕДОВИЩІ MULTISIM**Воробкало Т.В.**, к.т.н., доцент

Черкаський державний технологічний університет

18006, Черкаси, бул. Шевченка, 460, тел. (0472) 730261, e-mail: ptv@ukr.net

Цифро-аналоговий перетворювач (ЦАП) призначений для прямого перетворення вхідної цифрової величини в аналоговий еквівалент [1].

ЦАП застосовуються у вимірювальній техніці (цифрові осцилографи, вольтметри, генератори сигналів і т.д.), у побутовій техніці (телевізори, музичні центри, автомобільна електроніка і т.д.), в комп'ютерній техніці (введення і виведення звуку в комп'ютерах, відеомонітори, принтери і т.д.), в медичній техніці, в пристроях радіолокацій, в телефонії і в багатьох інших областях. Застосування ЦАП постійно розширюється в міру переходу від аналогових до цифрових пристроїв.

Для розробки та дослідження різноманітних електронних пристроїв, на сьогоднішній день, широко застосовується комп'ютерне моделювання, яке дозволяє значно скоротити час та матеріальні затрати на проведення моделювання і має ряд переваг перед експериментальним дослідженням: наприклад, можливе моделювання поведінки електронного пристрою в критичних ситуаціях; оптимізація параметрів окремих елементів пристроїв по заздалегідь обраному критерію; навчання фахівців з розробки і проектування електронних пристроїв та ін.. Існують різноманітні програмні середовища для моделювання електронних пристроїв, наприклад, Multisim.

Програмне середовище Multisim призначене для моделювання і аналізу електричних схем, дозволяє моделювати роботу аналогових, цифрових і цифро-аналогових схем різного ступеня складності [2]. Наявні в програмі бібліотеки включають великий набір широко поширених електронних компонентів. Параметри компонентів можна змінювати в широкому діапазоні значень. Програма Multisim також містить різноманітні інструменти для дослідження роботи пристроїв.

У безкоштовній версії Multisim для моделювання процесів, що відбуваються при цифро-аналоговому перетворенні, в бібліотеці Mixed доступні тільки віртуальні перемножувальні 8-ми і 16-ти розрядні ЦАП з струмовим виходом (IDAC і IDAC16) і ЦАП з виходом по напрузі (VDAC і VDAC16).

В роботі побудовано модель та досліджено роботу 8-ми розрядного ЦАП (рис.1). За допомогою ключів S1-S8 можна сформувати і подати на вхід ЦАП двійкові числа від 00000000 до 11111111 (FF в шістнадцятиричній системі або 255 в десятковій) і виміряти вихідну напругу за допомогою вольтметра V1 або візирних ліній на екрані осцилографа XSC1. В роботі отримані діаграми роботи ЦАП (рис.2), розраховані основні параметри ЦАП та виконано порівняння з теоретичними значеннями.

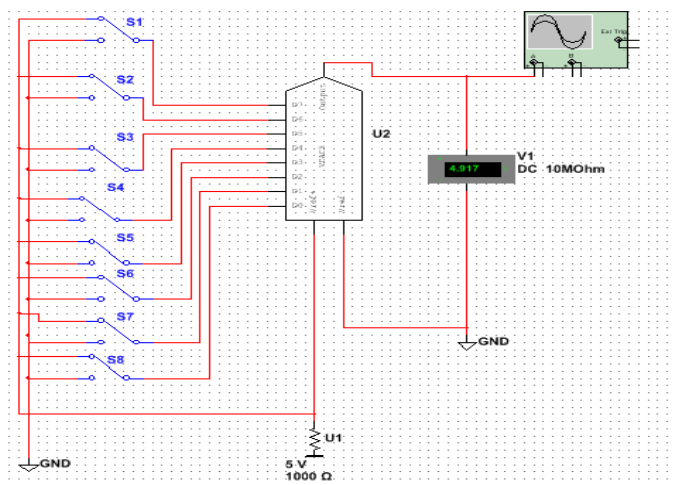


Рис. 1 – Схема моделювання 8-ми розрядного цифро аналогового перетворювача

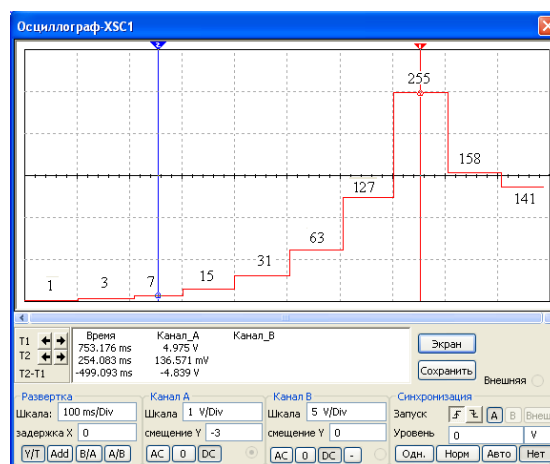


Рис. 2 – Діаграми моделювання 8-ми розрядного ЦАП

Для формування цифрового коду на вході ЦАП в Multisim, окрім електронних ключів можливо застосовувати запрограмований генератор слів XWG1 або 16-ти розрядний підсумовуючий лічильник.

В роботі побудована схема, що дозволяє досліджувати роботу 16-ти розрядного бібліотечного ЦАП з лічильником на вході (рис. 3). В схемі

застосовується ФНЧ для згладження викидів в вихідному сигналі, що виникають в моменти комутації ключів ЦАП. При двухполярній опорній напрузі на виході ЦАП формується двухполярна напруга (рис. 4), а при однополярній – тільки позитивна (рис. 5).

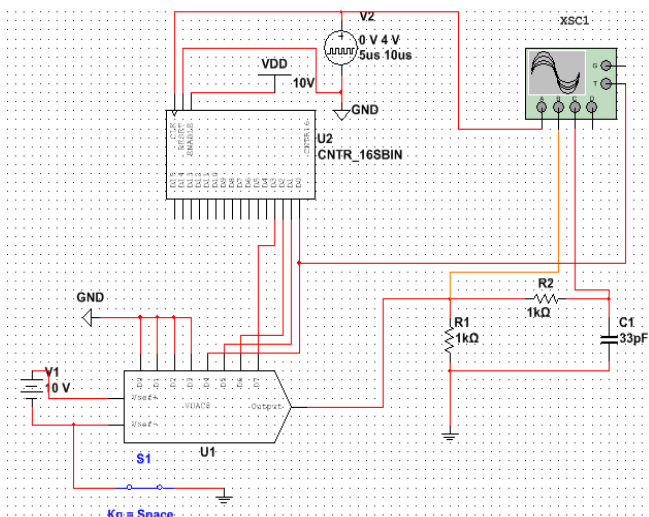


Рис. 3. – Схема дослідження 16-ти розрядного ЦАП

Отже можна зробити висновки, що програма Multisim має функціональні можливості щодо моделювання та дослідження роботи цифро-аналогових перетворювачів.

Практичне значення роботи полягає в тому, що отримані в роботі результати можливо використовувати, в якості лабораторного практикуму з дисциплін «Схемотехніка» та «Комп'ютерне моделювання електронних пристроїв», який допоможе студентам ознайомитися з принципом дії ЦАП, з їх основними характеристиками, та оволодіти основами комп'ютерного моделювання і навиками роботи в програмі Multisim.

Список використаних джерел:

1. Марченко А.Л. Основы электроники. – М.: ДМК Пресс, 2008. – 296 с..
2. Шестеркин А.Н. Система моделирования и исследования радиоэлектронных устройств Multisim 10. – М.: ДМК Пресс, 2012. – 360 с.

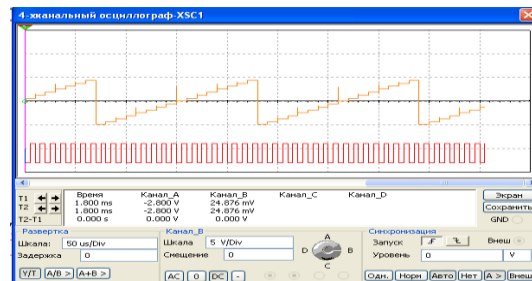


Рис 4 – Напруга на виході ЦАП при двухполярній опорній напрузі

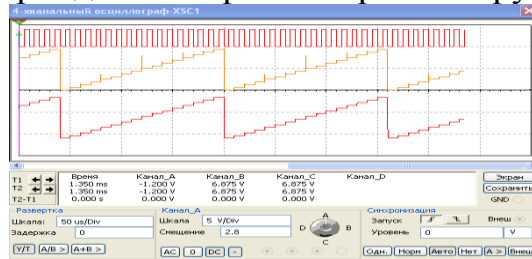


Рис 5 – Напруга на виході ЦАП при однополярній опорній напрузі

МОДЕРНІЗАЦІЯ ВІРТУАЛЬНОГО СТЕНДУ ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ ПОЛЯРИЗАЦІЇ ЕЛЕКТРОМАГНІТНОЇ ХВИЛІ

Гавриш О.С., к.ф.-м.н., Лега Ю.Г., д.т.н., Багрій М.О., Чепурна О.О.

Черкаський державний технологічний університет,
18006, Черкаси, бул. Шевченко, 460, тел. (0472) 730261

E-mail: hackee74@yahoo.com

Однією з найважливіших властивостей, якими володіє електромагнітне поле (ЕМП), є поляризація. Поляризація електромагнітного поля є фізична величина, тобто вимірювана характеристика електромагнітного поля, що показує, як змінюються модулі та напрями векторів електромагнітного поля в просторі і в часі. Існує багато методів генерації та вимірювання різних видів поляризації ЕМП [1, 2]. Поляризація будь-якого виду може бути отримана за допомогою суперпозиції двох ортогональних в просторі гармонічних електромагнітних хвиль лінійної поляризації, амплітуди і фази яких можуть приймати різні значення. Сучасні засоби комп'ютерного моделювання дозволяють в короткий час і з мінімальними матеріальними затратами досліджувати різні фізичні процеси. В роботі [2] запропоновано віртуальний стенд для дослідження поляризації ЕМП. Недоліками такої установки є:

- складність задання лінійної поляризації, орієнтованої під певним кутом до горизонту, оскільки необхідно додатково розраховувати амплітуду однієї зі складових генератора поля при заданій амплітуді іншої складової і кута площини поляризації;
- необхідність додаткових обчислень при формуванні поля еліптичної поляризації при заданому коефіцієнті еліптичності;
- дублювання інформації про вимірювання у закладках «Вимірювання ручне» і «Вимірювання автоматичне».

Модернізований віртуальний стенд дозволяє, як генерувати поле з заданою поляризацією (лінійною, еліптичною та круговою), так і визначати параметри цієї поляризації на прийомній стороні. Особливістю стенду є те, що для генерації поляризованого сигналу необхідно задати параметри поляризації і параметри лише однієї ортогональної складової, при цьому параметри другої складової обчислюються автоматично (рис.1).

Як ілюстрацію роботи модернізованої віртуальної установки розглянемо випадок еліптичної поляризації з коефіцієнтом еліптичності 0,5. Переключаємо тумблер в праве положення і задаємо значення K_e в другому цифровому регуляторі. Для отримання поляризаційного еліпсу на індикаторі, задаємо довільні значення амплітуди і фази горизонтальної складової.

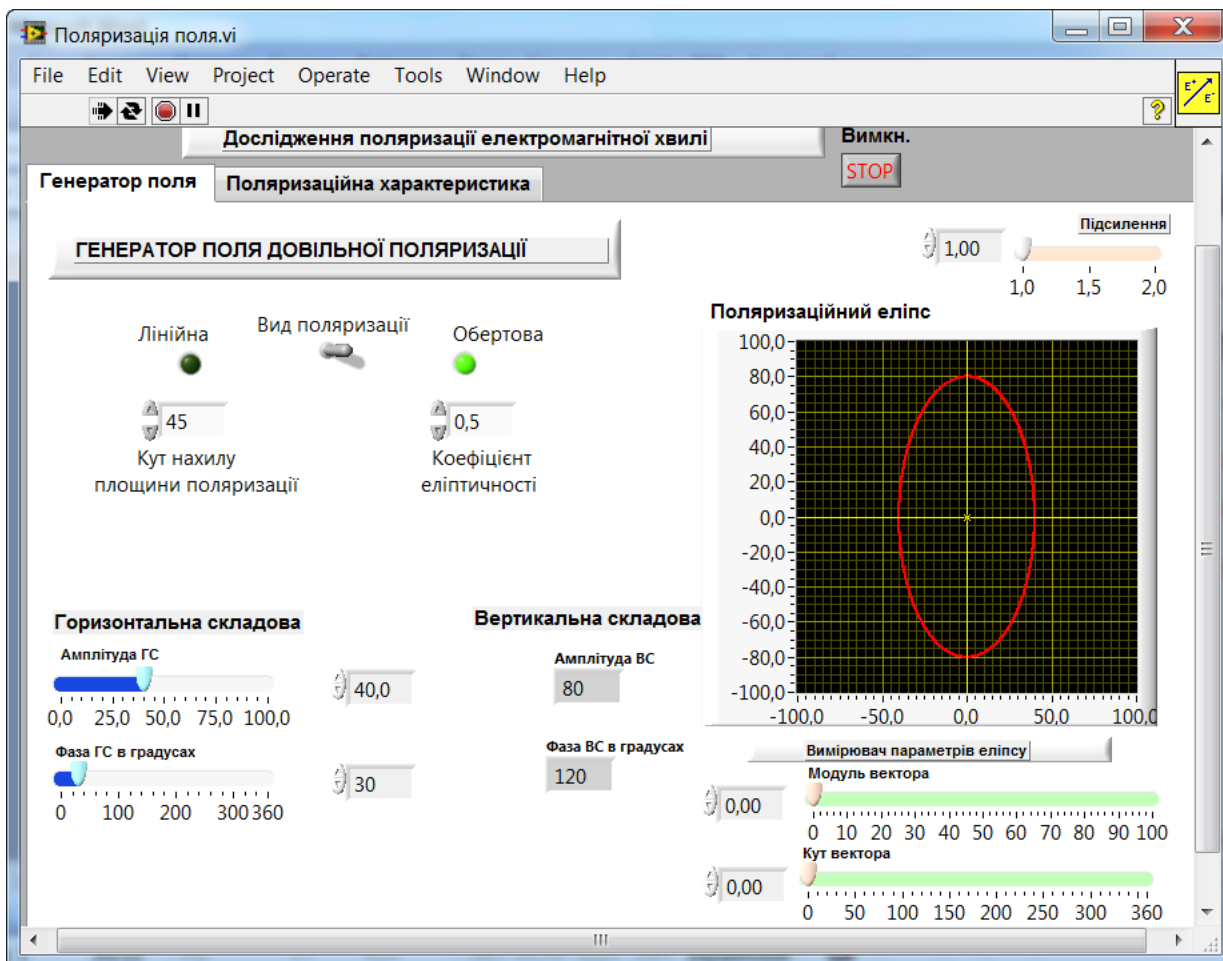


Рисунок 1 – Лицьова панель ВІ «Поляризація поля».
Сторінка «Генератор поля»

Очевидно, що при коефіцієнті еліптичності 0,5 амплітуда вертикальної складової в двічі більше за амплітуду горизонтальної складової, а фази ортогональних складових відрізняються на 90 градусів.

Література:

1. Лещенко В.Г., Межевич З.В., Иванов А.А. Поляризация электромагнитных волн. Методы получения и использования поляризованных электромагнитных волн. Учебное пособие по медицинской и биологической физике для студентов медицинских вузов. Минск, 1999, 25 с.
2. Евдокимов Ю.К., Линдваль В.Р., Щербаков Г.И. LabVIEW для радиоинженера: от виртуальной модели до реального прибора. Практическое руководство для работы в программной среде LabVIEW. – М.: ДМК Пресс, 2007. – 400 с.

ВИЯВЛЕННЯ СТЕГАНОГРАМ З ВИКОРИСТАННЯМ АВТОРЕГРЕСІЙНИХ МОДЕЛЕЙ ЗОБРАЖЕННЯ-КОНТЕЙНЕРА

Дорошенко А.В.¹, Прогонов Д.О.²

Фізико-технічний інститут, Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»

03056, Київ, просп. Перемоги 37, тел. (044) 2367989

E-mail: ¹annie2.71828@gmail.com, ²progonov@gmail.com

Вступ

Важливою складовою забезпечення надійного захисту конфіденційних даних державних установ та приватних підприємств є протидія несанкціонованій передачі інформації з обмеженим доступом з використанням поширених інформаційно-комунікаційних систем (ІКС), зокрема електронної пошти, сервісів миттєвого обміну повідомленнями тощо. Особливу небезпеку становить використання зловмисниками систем прихованого (стеганографічного) зв'язку [1], що дозволяють долати існуючі системи моніторингу та контролю ІКС. Тому актуальною та важливою задачею є пошук ефективних методів виявлення та деструкції прихованих повідомлень (стеганограм).

У якості файлів-контейнерів для вбудовування стегоданих широко використовуються цифрові зображення (ЦЗ) [2]. З метою забезпечення високої стійкості отримуваних стегограм до відомих методів виявлення та деструкції, вбудовування стегоданих проводиться в області перетворення контейнера (ОПК). У роботі [3] показано, що використання моделей просторової кореляції (Spatial Autocorrelation Models, SAM) дає можливість суттєво підвищити точність виявлення стегограм з даними, прихованими з використанням спектральних та спеціальних перетворень зображень-контейнерів (ЗК). Тому подальший інтерес становить дослідження ефективності використання комплексних моделей авторегресії та ковзного середнього (autoregressive moving-average model, ARMA) ЗК для виявлення стегограм з даними, вбудованими в ОПК.

Теоретичні відомості

Моделі ARMA широко використовуються для дослідження статистичних і кореляційних характеристик часових рядів. Вона узагальнює дві більш прості моделі часових рядів – авторегресії (AR) та ковзного середнього (MA) [4]. Модель ARMA дискретного сигналу X_t може бути інтерпретована як лінійна модель множинної регресії, де у якості пояснюючих змінних X_t виступають попередні значення залежної змінної X_{t-1} , а у якості регресійного залишку ε_t – ковзні середні для елементів білого шуму:

$$X_t = c + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i},$$

де X_t – досліджуваний часовий ряд; $p, q \in \mathbb{N}$ – порядок моделі AR та моделі MA; c – константа; ε_t – послідовність незалежних випадкових величин з однаковим законом розподілу та нульовим математичним очікуванням; α та β – коефіцієнти авторегресії та ковзного середнього. Коефіцієнти α та β визначались з використанням модуля statsmodels мови програмування Python.

Отримані результати

У роботі досліджено точність апроксимації ЦЗ при використанні моделей ARMA різних порядків (варіації значень p та q). Визначення оптимальних значень параметрів p та q проводилося за критерієм мінімізації середньоквадратичного відхилення (СКВ) змодельованого ЦЗ від початкового.

Для проведення аналізу використано 1000 кольорових ЦЗ, обраних псевдовипадковим чином зі стандартного пакета Mirflickr-25k. Розміри кожного зображення становлять 640x480 пікселів. Дослідження проводилось окремо для кожного каналу кольору ЦЗ системи RGB, а також для різних розмірів розбиття кожного рядка ЦЗ (1/4, 1/8, 1/16, 1/32).

Аналіз проводився у декілька етапів: спочатку проводився розрахунок СКВ значень яскравості пікселів досліджуваного рядка зображення та його апроксимації з використанням ARMA. Значення порядку AR (параметр p) та MA (параметр q) змінювалося від 0 до 5 з кроком 1. На другому етапі для

кожного розміру розбиття кожного каналу кольору підраховувалась кількість пар параметрів p та q , для яких досягалося мінімальне значення СКВ (рис. 1).

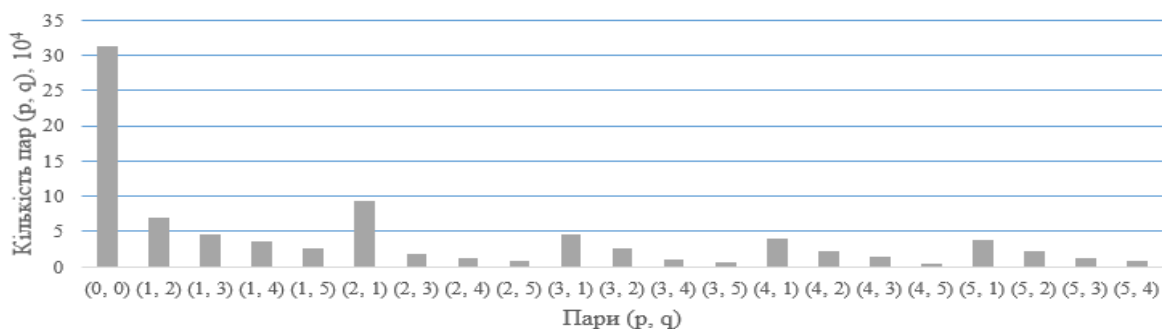


Рис. 1 – Гістограма розподілу кількості пар (p, q)

За результатами аналізу отриманих даних визначено оптимальні значення параметрів ARMA за критерієм мінімізації СКВ: $(1,2)$ та $(2,1)$.

Висновки

У роботі вперше запропоновано використовувати моделі ARMA при проведенні стегааналізу ЦЗ. Показано, що використання даної моделі дозволяє суттєво підвищити точність моделювання реальних зображень у порівнянні з випадком використання поширених кореляційних моделей ЦЗ. Визначено оптимальні значення параметрів моделі за критерієм мінімізації СКВ вихідних та змодельованих значень яскравості пікселів рядків ЦЗ. Використання даних параметрів дозволяє скоротити тривалість обробки досліджуваного зображення без суттєвого зниження точності його моделювання.

Література

1. Cisco Annual Security Report. – Електронний ресурс. – URL: http://www.cisco.com/web/offer/gist_ty2_asset/Cisco_2015_ASR.pdf (дата звернення: 09.04.2017)
2. Конахович Г.Ф., Пузыренко А.Ю. Компьютерная стеганография. Теория и практика. – К.: «МК-Пресс», 2006. – 288 с., ил.
3. Дорошенко А.В., Куш С.М., Прогонов Д.О. Виявлення стеганограм з даними, вбудованими в області перетворення цифрових зображень з використанням моделей просторової кореляції. – XIII Науково-практична конференція «Теоретичні та прикладні проблеми фізики, математики та інформатики». – м. Київ, 2015 р. – т.1, с. 157.
4. Дуброва Т.А. Статистические методы прогнозирования: учеб. пособие для вузов. – Москва: ЮНИТИ-ДАНА, 2003.

УДК 621.01:531

SIMULINK-МОДЕЛЬ ДОСЛІДЖЕННЯ ДИНАМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ КОЛИВАЛЬНИХ СИСТЕМ

Дяченко П. В.

Черкаський державний технологічний університет 18006, Черкаси, бул.

Шевченка 460, тел. 8(0472) 730271, E-mail: dpv-orion@yandex.ru

Моделюванню динамічних процесів у механічних коливальних системах та пружних середовищах присвячено ряд публікацій, зокрема [1, 2]. Аналіз публікацій обумовлює актуальність розробки та впровадження у широку дослідницьку практику відповідних імітаційних комп'ютерних моделей на основі використання сучасних моделюючих середовищ, зокрема MATLAB-Simulink. Розробка таких моделей вимагає врахування сучасних тенденцій розвитку засобів комп'ютерного моделювання, та специфічних особливостей математичних моделей досліджуваних коливальних систем [3].

У даній роботі відображаються результати створення та використання комп'ютерної імітаційної моделі дослідження динаміки механічної коливальної системи класу евольвентних зубчастих передач, у режимі періодичної зміни навантаженості. Для отримання зазначених результатів необхідно було вирішити ряд задач, зокрема: на основі математичної моделі динаміки зубчастої передачі необхідно розробити комп'ютерну модель, яка б забезпечувала візуальне спостереження реакції на зовнішнє навантаження змінного характеру радіальних та поздовжньо-поперечних коливань досліджуваної механічної системи по трьох осях; створювана комп'ютерна модель повинна забезпечувати можливість врахування основних масо-інерційних та жорсткісних параметрів зубчастої передачі, та їх зміни у межах визначених умовами експерименту; результати моделювання повинні відображатись у вигляді суміщених осцилограм функцій зовнішньої навантаженості та реакції відповідного елемента зубчастої передачі. Загальну схему модельного експерименту з дослідження режимів динамічної навантаженості наведено на рис. 1.

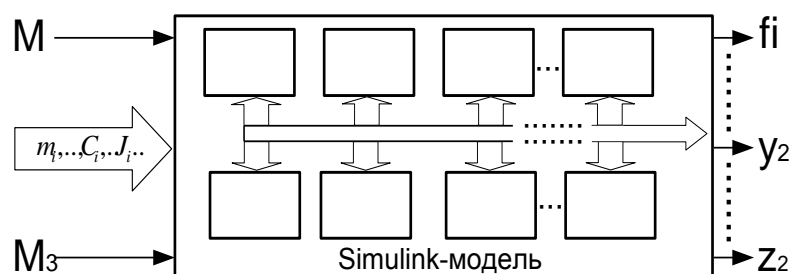


Рис. 1. Загальна спрощена схема модельного експерименту

Вхідними величинами, що впливають на розв'язок (рис. 1), є: M – крутний момент привідного двигуна, M_3 – момент навантаження, $m_i, \dots, C_i, \dots, J_i, \dots$ – вектор узагальнених координат, до складу якого входять інерційно-пружні,

демпфуючі, та ряд інших параметрів схеми динаміки зубчастої передачі. У якості M_3 використовувались навантажувальні періодичні функції лінійно-зростаючого та ступінчастого вигляду. Вихідною величиною для спостереження було обрано поперечні коливання вихідного валу у горизонтальній площині – y_2 . На основі схеми (рис. 1), використовуючи принципи аналогового моделювання викладені у [4], засобами середовища MATLAB-Simulink розроблено комп'ютерну імітаційну модель, для досліджень режимів динамічного навантаження зубчастої передачі (рис. 2).

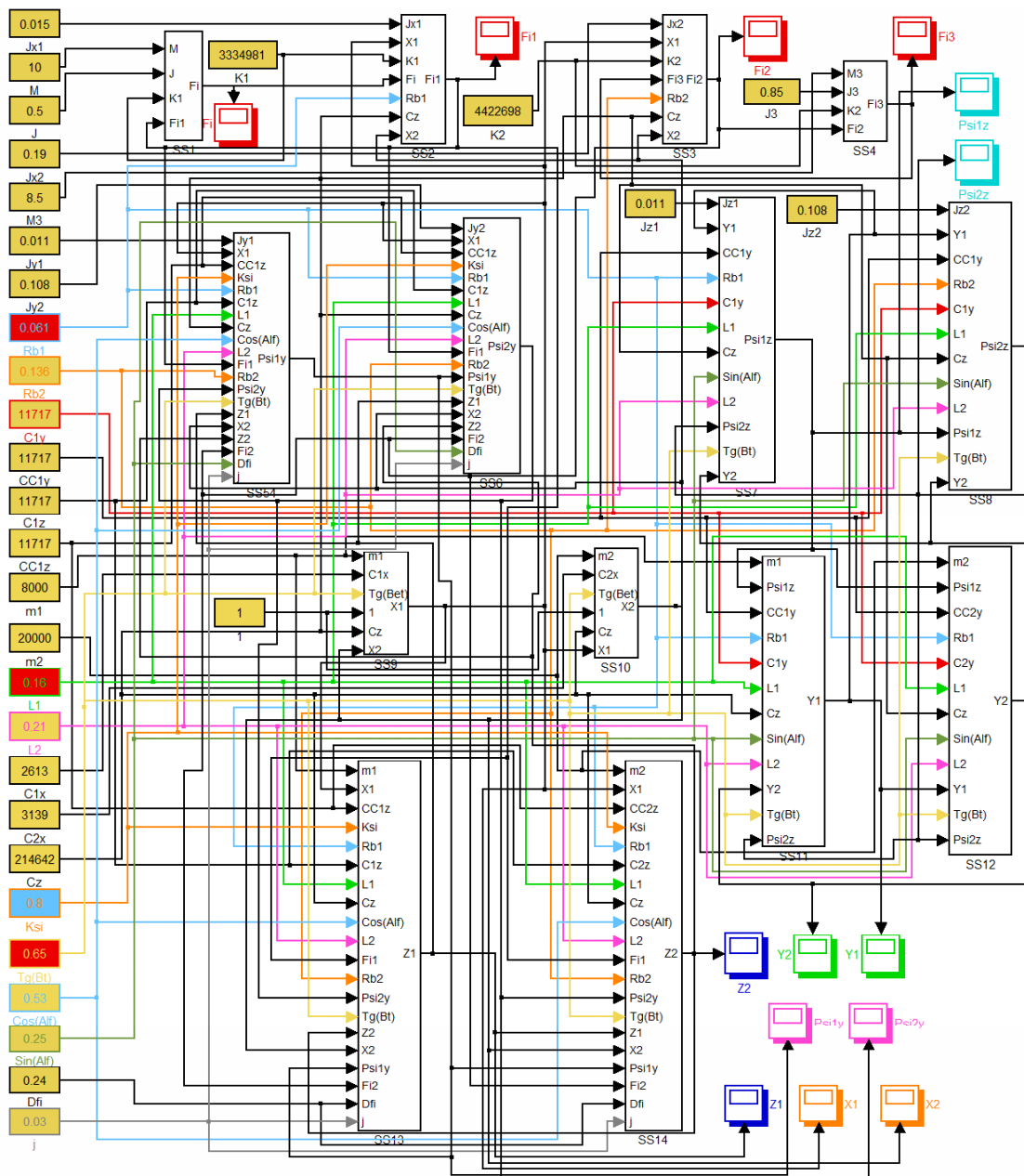


Рис. 2. Simulink-модель дослідження режимів динаміки

У ході комп'ютерного експерименту з моделювання динамічних процесів у досліджуваній зубчастій передачі, отримано осцилограми

коливань вихідного валу. Осцилограми суміщені з функціями зовнішнього навантаження при різних співвідношеннях періоду обертання вихідного валу і періоду дії навантаження, для випадків лінійного та ступінчастого навантаження.

Висновки. Аналіз отриманих осцилограм показує, що:

– для ступінчастого навантаження, амплітуда поперечних коливань вихідного валу залежить від співвідношення періодів обертання та навантаження ($T_{об}/T_n$), і максимального значення досягає у резонансному режимі при їх співвідношенні $T_{об}/T_n=1$;

– для лінійного навантаження спостерігається така ж закономірність залежності амплітуди поперечних коливань валу від співвідношення періодів. Значення максимального згинального моменту, що діє на ділянці валу у резонансному режимі, перевищує навантаження приблизно у 2,5 рази;

– характер осцилограм для лінійного навантаження вказує на те, що на лінійній ділянці зростання моменту навантаження, підвищення амплітуди коливань валу не спостерігається. Різкий стрибок амплітуди коливань відбувається у момент скиду навантаження;

– характер резонансу для лінійного навантаження має більш стрімкий вигляд, порівняно зі ступінчастим, зокрема, амплітуда динамічного навантаження на вал для лінійного навантаження приблизно у 1,4 рази перевищує це значення для ступінчастого.

Список використаних джерел

1. Ferfecki, P. Analysis of the vibration attenuation of rotors supported by magnetorheological squeeze film dampers as a multiphysical finite element problem. [Текст] /P. Ferfecki, J. Zapoměl, J. Kozánek // Advances in Engineering Software – February 2017. – Volume 104, – P. 1 – 11.
2. Menshykov, O. V. 3-D elastodynamic contact problem for an interface crack under harmonic loading. [Текст] / O. V. Menshykov, M. V. Menshykova, I. A. Guz // Engineering Fracture Mechanics – January 2012. – Volume 80, – P. 52 – 59.
3. Калашников, В. В. Организация моделирования сложных систем [Текст] / В. В. Калашников. – М.: Знание, 1982. – 200 с.
4. Поршневу, С. Компьютерное моделирование физических процессов в MATLAB [Текст] / С. Поршневу // Горячая Линия-Телеком, 2003, – 592 с.

УДК 621.37:621.391

**МОДЕЛЮВАННЯ СИСТЕМИ ПЕРЕДАЧІ ДАНИХ
ШУМОВИМИ НЕГАУСОВИМИ СИГНАЛАМИ
З АСИМЕТРИЧНОЮ МОДУЛЯЦІЄЮ
В ВІРТУАЛЬНОМУ СЕРЕДОВИЩІ MATLAB (SIMULINK)**

Зорін О.С., Палагін В.В., Палагіна О.А.

Черкаський державний технологічний університет

Україна, 18006, Черкаси, бул. Шевченка, 460, E-mail: palahin@yahoo.com

Системи зв'язку є важливою частиною сучасних систем спостереження, контролю та управління, розвиток яких характеризується підвищеними вимогами до якості обробки інформації. Проблеми, які виникають при вдосконаленні систем цього класу, пов'язані зі створенням досконалих методів обробки сигналів, що являють собою випадкові процеси.

Одним із перспективних напрямків побудови сучасних систем зв'язку є використання шумових сигналів, які характеризуються високою завадостійкістю та скритністю [1]. Проте, вдосконалення функціонування таких систем в умовах реальних завод, а саме негаусових, потребує подальших досліджень.

Метою роботи є підвищення ефективності систем зв'язку з застосуванням шумових сигналів на основі модуляції параметрів негаусових випадкових процесів. Даний підхід базується на розробці та застосуванні моментно-кумулянтних моделей випадкових процесів [2] та поліноміальних розв'язувальних правил (РП), оптимальних по моментним критеріям якості [3].

На рис.1 приведена структурна схема системи передачі інформації, побудована в середовищі Simulink. В якості носійної двійкового повідомлення використано негаусовий випадковий процес, сформований на основі двох негаусових генераторів шуму (Noise Generator (Bi-Gaussian)1 та Noise Generator (Bi-Gaussian)2), які характеризуються нульовим

математичним сподіванням, дисперсією μ_2 та різними коефіцієнтами асиметрії $\beta_3^{(0)}$ та $\beta_3^{(1)}$ для передачі двійкової послідовності. Маніпуляція негаусового випадкового процесу реалізована в блоці «Index Vector» під дією джерела інформаційного повідомлення (Pulse Generator). Передача шумового сигналу супроводжується на фоні адитивної завади, сформованої на основі (Noise Generator (Bi-Gaussian)3), яку будемо вважати асиметричним негаусовим процесом з нульовим математичним сподіванням, дисперсією χ_2 та коефіцієнтом асиметрії γ_3 . Для обробки прийнятого випадкового процесу використано поліноміальну систему розрізнення сигналів - Polynomial system (PS), яка базується на основі теорії перевірки статистичних гіпотез H_0 і H_1 і реалізує стохастичний демодулятор виділення двійкового інформаційного повідомлення про прийом «0» та «1» відповідно.

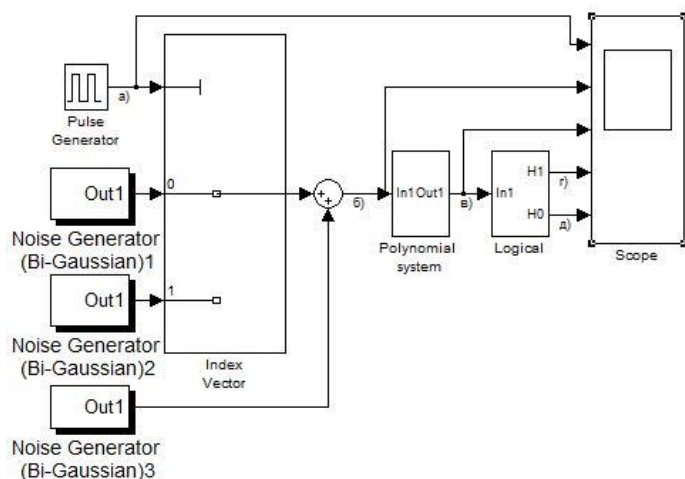


Рис.1 – Структурна схема системи передачі даних.

PS реалізовано на основі стохастичних степеневих поліномів, оптимальні коефіцієнти яких вибрані з умови мінімуму критерію верхньої границі ймовірностей помилок, який добре себе проявив при побудові систем виявлення та розрізнення сигналів на фоні негаусових завад [3].

Для рішення поставленої задачі та побудови PS використано стохастичне РП загального виду [3]:

$$\Lambda(\mathbf{X})_{sn}^{(mr)} = \sum_{i=1}^s k_i^{(mr)} \sum_{v=1}^n x_v^i + k_0^{(mr)} \underset{H_r}{\overset{H_m}{\geq}} 0, \quad r, m = \overline{0, N-1}, \quad r \neq m, \quad (1)$$

яке дозволяє синтезувати поліноміальні алгоритми розрізнення шумових негаусових сигналів і реалізувати виділення інформаційного повідомлення.

На рис. 2 наведені графіки, які ілюструють передачу двійкового повідомлення (а), модульованого шумового сигналу при адитивній взаємодії з асиметричною негаусовою завадою (б), результат поліноміальної обробки в PS (детектування) шумового сигналу (в) та виділення інформаційної двійкової послідовності (г), яка після нормування (блок Logical) співпадає з початковим джерелом двійкової інформації.

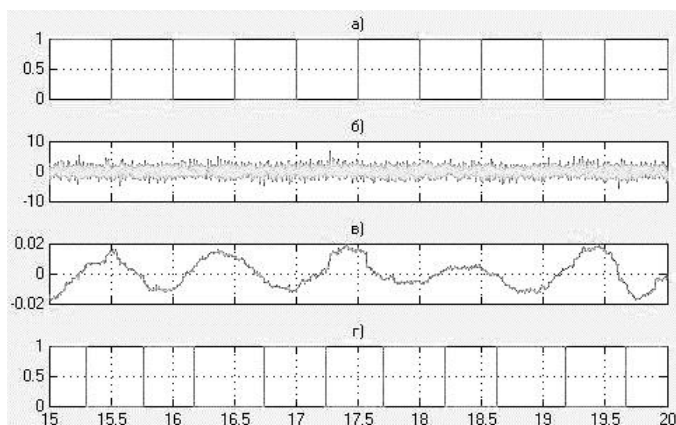


Рис.2– Передача та прийом шумового сигналу (за показниками Score).

На рис.2. наведені показники осцилографа (Score), при наступних параметрах: відношення сигнал/шум - $p = \mu_2 / \chi_2 = 0.5$, коефіцієнти асиметрії шумового сигналу для передачі двійкового повідомлення $\beta_3^{(1)} = 0.5; \beta_3^{(0)} = -0.5$, коефіцієнт асиметрії адитивної негаусової завади $\gamma_3 = 1$.

Таким чином, отримані результати моделювання демонструють можливість модуляції шумових сигналів та ефективного виділення інформаційного повідомлення при адитивному впливі асиметричних завад. Застосування нових моментно-кумулянтних моделей та поліноміальних методів обробки шумових сигналів дозволяє створити ефективні системи передачі даних при впливі негаусових завад.

Література:

1. Варакин Л.Е. Системы связи с шумоподобными сигналами — М.: Радио и связь, 1985. — 383 с.
2. Kunchenko, Yu. P. Polynomial Parameter Estimations of Close to Gaussian Random Variables, Aachen: Shaker Verlag, —2002.—396.
3. Палагин В.В. Адаптация моментного критерия качества для многоальтернативной задачи проверки гипотез при использовании полиномиальных решающих правил / В.В. Палагин // Электронное моделирование. — 2010. Т.32. — №4. — С.17 — 33.

ІМІТАЦІЙНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЕЛЕМЕНТІВ LTE СИСТЕМ В СЕРЕДОВИЩІ MATLAB/SIMULINK

Клопотовський П.А.

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. 8(0472)730261
E-mail: p.klopotovskiy@chdtu.edu.ua

Поточне століття є століттям інформаційних технологій, в якому усі сфери життя розвиваються зі значною швидкістю. Концепція стрімкого розвитку торкнулася і телекомунікаційної сфери. Абоненти хочуть отримувати великі швидкості передачі даних, мати доступ до усіх існуючих додатків, використовуючи всього один мобільний пристрій.

В зв'язку з цим, відбувся швидкий розвиток мереж GSM в напрямку підвищення швидкості передачі пакетів даних від використання стандарту GPRS (до 384 кбіт/с) до створення та розвитку технології EDGE.

Принципово новим етапом розвитку мобільного зв'язку є розробка та впровадження мереж UMTS, які дозволяють забезпечити пікову швидкість передачі даних до 2,048 Мбіт/с. Основною відмінністю мережі UMTS від GSM/EDGE/GPRS стало використання широкосмугових сигналів зі смугою 5 МГц.

Подальший розвиток UMTS, з метою підвищення швидкостей передачі даних, визначив розробку технології HSPA (HSDPA/HSUPA), в яких знайшли своє використання багатопозиційні сигнали з квадратурною амплітудною модуляцією 16QAM, 64QAM. [1]

В той же час, використання в мережах стільникового зв'язку сигналів OFDM (Orthogonal Frequency Division Multiplexing), дало поштовх до пошуків шляхів розвитку технології HSOPA (High Speed OFDM Packet Access). Цей процес отримав назву LTE Long Term Evolution — «довготерміновий розвиток») системи UMTS.

Таким чином, характерними особливостями рідіоінтерфейсу лінії downlink («вниз») мережі LTE є використання технології множинного доступу (OFDMA); підтримка модуляцій: Quadrature Phase Shift Keying (QPSK), 16QAM (Quadrature Amplitude Modulation) и 64QAM; застосування технології Multi-Input Multi-Output (MIMO).

Доцільним для імітаційного моделювання каналу зв'язку технології LTE та дослідження їх завадостійкості є використання середовища Simulink пакету прикладних програм MatLab. Додаткові пакети розширення Simulink дозволяють вирішувати весь спектр завдань від розробки концепції моделі до тестування, перевірки, генерації коду і апаратної реалізації.

Зокрема, починаючи з версії MatLab 2014b, до даного пакету програм введено спеціалізований набір інструментів LTE System Toolbox™, який прощує проектування, моделювання та перевірку елементів комунікаційних систем стандартів LTE та LTE-Advanced.

Приклад імітаційної моделі каналу лінії «вниз» мережі LTE, з можливістю дослідження характеристик завадостійкості наведено на рисунку 1.

Блоки AWGN CH. та Rayleigh Fading використовуються для внесення завад двох типів: адитивного білого шуму та багатопробене Релеєвське завмирання.

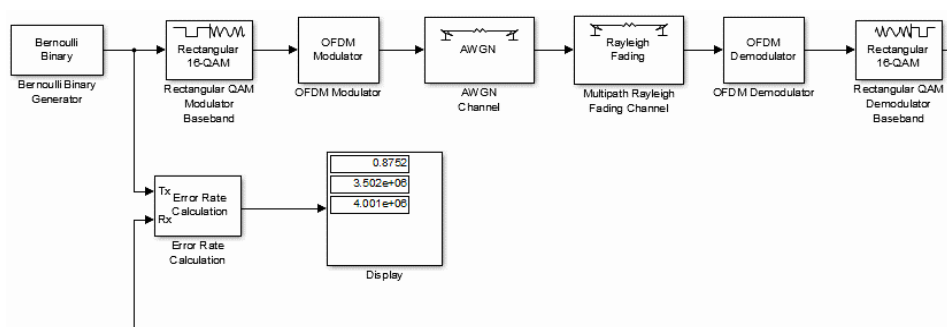


Рис. 1 – Імітаційна модель каналу «вниз» мережі LTE.

Література

1) Тихвинский В.О. Терентьев С.В. Перспективы развития и эволюция технологий радиоинтерфейса от GERAN/UTRAN в направлении LTE. // Отделение РАЕН «Информационных и телекоммуникационных технологий». URL: http://www.raenitt.ru/publication/white_paper_0002.doc

**ЛАЗЕРНА ДІАГНОСТИКА ЕНЕРГЕТИЧНИХ І ПРОСТОРОВИХ
ОБРАЗІВ ДИНАМІКИ ПРОЦЕСІВ ФІЗИКО – ХІМІЧНИХ
ПЕРЕТВОРЕНЬ**

Лиса Н.К. к.т.н., Сікора Л.С. д.т.н., Яворський Б.І. д.т.н.

Національний університет «Львівська політехніка»

79013, м. Львів, вул. С. Бандери, 12

E-mail: nataly.lysa@mail.ru, тел. (032) 2728162

Анотація. Розглянуто проблему лазерного зондування неоднорідних середовищ, які формуються в процесі фізико – хімічних реакцій в технологічних і біологічних та екологічних системах.

Актуальність. Сучасна наука (біологія, хімія, фізика, енергетика) неможлива без засобів контролю і вимірювання, здавачів і сенсорів для відбору потоків даних та інформаційних систем для їх опрацювання і інтерпретації. Якщо в області електроніки ці засоби на високому рівні розроблені і використовуються в науці і технологіях, та засоби контролю фізико – хімічних і біохімічних перетворень в ході реакцій недостатньо досліджені, тим більше з використанням методу лазерного дистанційного зондування. Розроблення нових методів діагностики динаміки ходу фізико – хімічних, біохімічних реакцій необхідно для вивчення структури реакцій їх енергетичних, інформаційних характеристик є актуальними для оцінки стану екологічних систем, екології навколишнього середовища ТЕС, біохімічної діагностики в лабораторних дослідженнях [1-4].

Проблема. Методи лазерної діагностики на сучасному етапі використовуються для вивчення динаміки процесів згорання палива, авіації, транспорт, енергетиці, які характеризуються високими енергіями взаємодії реагентів.

В біології і медицині швидкість і енергія перетворень в ході реакцій мають низький рівень і малі розміри, неоднорідності, що ускладнює їх контроль, оцінку та інтерпретацію суті цих процесів. Використання

малопотужних газових і напівпровідникових лазерів суттєво розширює методи діагностики, але при цьому виникає проблема відбору даних лазерного зондування та їх інтерпретація.

Мета. Провести аналіз існуючих методів дослідження концентрації домішок в об'єктах та обґрунтувати метод лазерного зондування для оцінки рівня концентрації.

Лазерна діагностика потоків і середовища.

Суть лазерної діагностики в тому, що досліджуваний потік рідини, газу, повітря х домішками зондується лазерним пучком фотонів, які мають певну енергетичну і просторову структуру розподілу інтенсивності енергії.

Обґрунтування методів лазерного зондування

Лазерний пучок фотонів характеризується сукупність параметрів: направленням \vec{n} , діаметром d , площею перерізу S , потужністю P_L , розподілом інтенсивності $Y_Z(x, y, \vec{n}, s)$, з функцією густини потужності $W_y(x, y/s)$, поляризація \vec{p} , частотою λ і фазою ϕ . Зміна цих параметрів при проходженні через середовище відображає стан об'єкта.

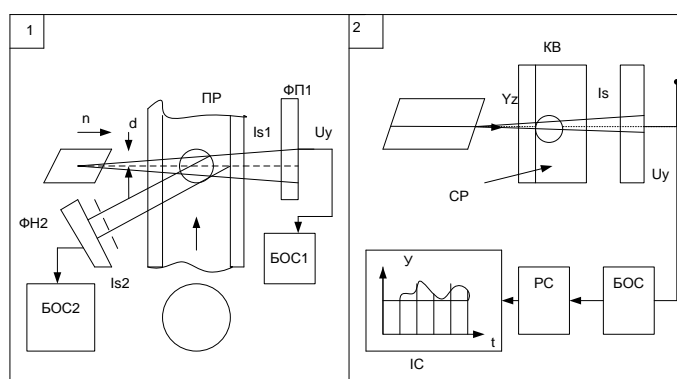


Рис.1. Схема дистанційного зондування лазером потоку газів або рідини в трубці (скляній) (1) і рідин в кюветі (2).

У варіанті 1.1 показано схема зондування потоку (газу) по прямому і розсіяному зворотньому каналах. Сигнал лазера проходить через середовище

і скляну трубку і попадає на фотоприймач ФП1 та блок обробки сигналу (БОС1), а відбитий в зоні неоднорідності на ФН2 і БОС2. У варіанті 1.2 наведена схема зондування рідинного середовища прямим проходженням лазерного променя через кювету на фотоматрицю в якій відбувається перетворення потоку фотонів в енергію електричного сигналу з напругою U_Y , який подається на блок обробки (БОС) і регістратор (РС) та індикатор (ІС). На ньому відображається динаміка зміни інтенсивності $Y_S(x, y/s)$ сигналу який переносить відомості (інформацію) про хід реагуючого процесу в кюветі, про просторову структуру неоднорідностей, які поглинають і розсіюють фотони в залежності від розміру часток і довжини хвилі фотона, тобто: $I_S^t(x, y, z, l/s) = I_Z(x, y, z, l/s_0) R_S^t(x, y, z/s, l)$, де $R_S^t(\)$ – динаміка зміни коефіцієнта розсіяння середовища контролю, $I_Z(\)$ – інтенсивність зондуючого сигналу, $I_S^t(\)$ – інтенсивність сигналу на виході кювети та його зміна в часі. Відповідно коефіцієнти розсіяння виступає модулятором (просторово – часовим) потоку лазерних фотонів.

$$R_S^t(x, y, z/s, l) = R_1(t) \bullet R_2\left(x, y, z/n \rightarrow\right) R_3(d, z)$$

де $R_1(t)$ – зміна в часі, $R_2(\)$ – зміна напрямку (розсіяння) фотонів, $R_3(a, z) = \exp(-dz)$ – коефіцієнт ослаблення пучка фотонів на фотоматриці

визначається згідно $U(t/I) = K_{ФП} I_S^t(x, y, z/s) = \sum_{i=1}^n U_i(t, I_i)$ – що відображає адитивну структуру формування електричного сигналу на елементах матриці.

Аналіз просторової структури образу лазерного зондуючого сигналу на виході кювети.

При проходженні лазерного променя через неоднорідне середовище формується ланцюг перетворень енергію потоку фотонів та формується стохастичне поле з різним рівнем розподілу інтенсивності.

$$I_Z \xrightarrow{\alpha_1} I_{S1} \xrightarrow{\alpha_2} I_{S2} \xrightarrow{\alpha_3} I_{S3} \xrightarrow{\alpha_k} \dots \xrightarrow{\alpha_n} I_{Sn}$$

де I_Z – інтенсивність потоку зондуєчи фотонів, I_{S_i} – потік фотонів напрямі зондування, α_i – втрати в прямому напрямку, α_c – розсіяння, L_K – довжина кювети, I_{gk} – вихідний сигнал.

Згідно наведеного аналізу представимо схему формування фотонним потоком лазера ($R^2 \times T$) образу об'ємного середовища кювети, в якій інтегральна просторова структура розчиненого реагента переноситься на фотоматрицю.

Відповідно відбувається перехід від об'ємної структури поле концентрації $V_S(X_i, Y_i, Z_i)$ в електричний образ на матриці:

$I_{Z_{ci}} \rightarrow (X_i, Y_i, Z_i / C_{ki}, \alpha_i) \xrightarrow{I_{Si}} I_{ccon}(V_{Si}, I_{Si})$ – тобто, одержуємо з кожного S_i – елемента електричний сигнал, як компоненти поля з стохастичною структурою.

Висновок. В статті розглянуто актуальну проблему розробки лазерних діагностичних систем для дослідження динаміки просторової структури поля концентрації реагентів в ході реакції. Такі системи необхідні для проведення досліджень стану середовища екосистем, динаміки складних хімічних і біофізичних реакцій виявлення структури і особливостей матеріальних і енергетичних перетворень та для створення сенсорів.

Література

1. Абрацумян Р.В. Введение в стохастическую геометрию. – М. наука. 1989.- с. 400.
2. Ринкевич Б.С. Лазерная диагностика потоков. - М. Знание. 1988.-с.64.
3. Омельченко В.О. Імовірнісні моделі випадкових сигналів та полів у прикладах і задачах// Безрук В.М., Драган Я.П., Колесніков О.О., Омельченко А.В. - к. ІСДО.1996 – с.242.
4. Лиса Н.К. Моделі обробки даних для експертних висновків про стан і динамічну ситуацію в технологічних системах / Н.К. Лиса, Л.С. Сікора // Зб. наук. пр., Інститут проблем моделювання в енергетиці. – 2009. – Вип. 53. – С.169-177.

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ РАБОТЫ АДАПТИВНОГО ОБНАРУЖИТЕЛЯ ИМПУЛЬСНЫХ СИГНАЛОВ ИЗ ФЛЮКТУИРУЮЩЕЙ АМПЛИТУДОЙ, ПРИНИМАЕМЫХ НА ФОНЕ НЕГАУССОВЫХ ПОМЕХ

Мартыненко С.С., Кравченко А.О., Шмыг В.С.

Черкасский государственный технологический университет

18000, Черкассы, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730261

E-mail: smartynenko@ukr.net

При решении и анализе статистических задач обработки информации (обнаружение сигналов на фоне помех, оценка параметров, фильтрация и др.) возникает необходимость проведения имитационного моделирования работы синтезированных алгоритмов. Часто статистическое исследование ориентировано на использование гауссовской моделей помехи, но физическая природа реальных помех такова, что необходимо использовать более сложные вероятностные модели, законы распределения которых, отличны от гауссовского.

В большинстве случаев априорной информацией о генерируемой случайной величине является функция или плотность распределения вероятностей. В данной работе, для проведения эксперимента, при моментно-кумулянтном описании негауссовской случайной величины используется генератор псевдослучайных чисел с заданными значениями кумулянтных коэффициентов, так называемый бигауссовый генератор [1]. .

Проведение имитационного моделирования направлено на анализ согласия теоретических и экспериментальных результатов, позволяющее судить об эффективности использования обнаружителей сигналов, синтезированных в виде полиномиальных алгоритмов [2]. .

Для подтверждения эффективности разработанных обнаружителей проведена экспериментальная проверка теоретических результатов.

Обобщенная функциональная схема проведения имитационного моделирования работы синтезированных алгоритмов представлена на рис.1.

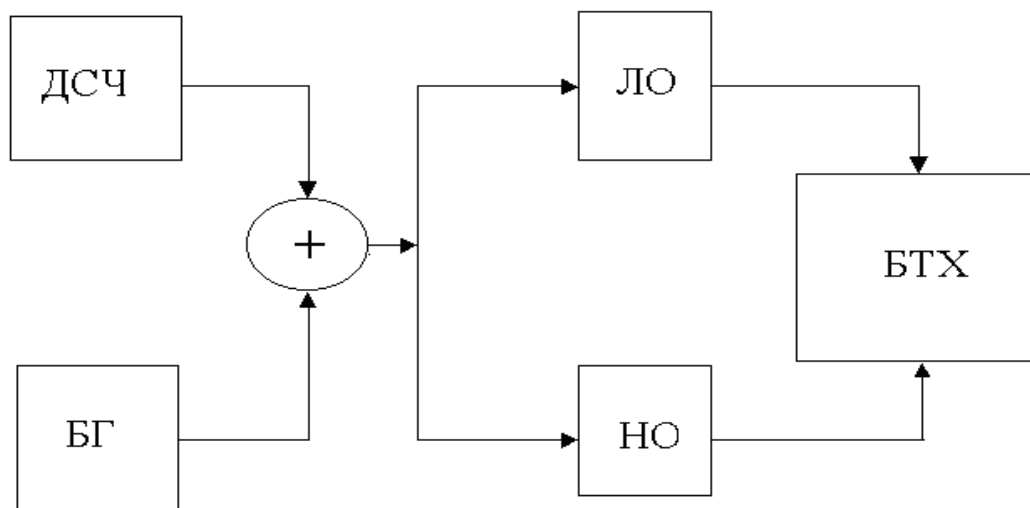


Рис. 1 – Функциональная схема проведения имитационного моделирования работы обнаружителей сигналов

Формирование исследуемого сигнала осуществляется в блоке гетеродинов (БГ), генерирующих последовательность детерминированных чисел. Для имитации помеховой ситуации служит датчик случайных чисел (ДСЧ). Значения с выхода соответствующих блоков поступают на сумматор, образующий случайную последовательность, которая соответствует аддитивному взаимодействию сигнала и помехи. Далее сгенерированная выборка обрабатывается в соответствии с разработанным нелинейным алгоритмом обнаружения сигнала (НО). Параллельно с этим осуществляется обнаружение сигнала линейным обнаружителем (ЛО) в соответствии с оптимальным алгоритмом при гауссовской помехе. Результатом обработки данных в линейном и нелинейном обнаружителях являются вектора значений решающих правил при степени полинома $s=1$ и $s=2$. Полученные значения решающих правил далее поступают в блок точностных характеристик (БТХ), где вычисляются экспериментальные значения дисперсии решающих правил и определяется величина коэффициента эффективности для линейного и нелинейного решающего правил.

Целью моделирования является определение точностных характеристик нелинейного обнаружителя, т.е. необходимо выяснить, на

скільки нелінійні поліноміальні рішення ефективніше лінійних рішень, оптимальних при гауссовому законі розподілу шуму.



Рис. 3 – Залежність відношення критерію якості $Q = 10 \lg Q_2 / Q_1$ від γ_3

Результати моделювання представлені на рис.3. Несовпадіння експериментальних і теоретичних результатів обумовлено невеликим об'ємом вибірки n і кінцевим числом проведення експериментів.

В цілому, отримані результати моделювання підтверджують достовірність теоретичних досліджень, проведених в даній роботі, що дозволяє говорити про ефективність використання розроблених нелінійних алгоритмів виявлення сигналів, приймаємих на фоні негауссових шумів.

Література

1. Мартыненко С.С. Адаптивное обнаружение импульсных сигналов на фоне негауссовских шумов. // Праці II-ї Міжнародної науково-практичної конференції «Обробка сигналів та негауссівських процесів». До 70-річчя від дня народження професора Ю.П. Кунченка. Черкаси, 2009, с. 142-143.
2. Кунченко Юрій, Гавриш Олександр, Іванченко Андрій, Заболотній Сергій. Моделювання випадкових величин із заданими кумулянтними коефіцієнтами. // Праці IV міжнародної конференції «Оброблення сигналів і зображень та розпізнавання образів». – Київ, 1998. – с.37-38.

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ АВТОКОЛЕБАТЕЛЬНОЙ СИСТЕМЫ ВИБРОЧАСТОТНЫХ ДАТЧИКОВ С МЕХАНИЧЕСКИМ РЕЗОНАТОРОМ

Олейник О.Ю.

Украинский государственный химико-технологический университет
пр. Гагарина, 8, г. Днепр, Украина, 49005, тел. +38 (056) 372-73-12
E-mail: oleinik_o@ukr.net

В библиотеке нелинейных элементов Matlab Simulink отсутствует нелинейность, соответствующая нелинейному усилителю с оптимальной характеристикой [1], который был использован при разработке автоколебательной системы виброчастотных датчиков с механическим резонатором. Задача моделирования усложняется тем, что данный элемент нельзя получить используя комбинацию существующих в библиотеке элементов, как например усилитель с ограничением и зоной нечувствительности или трёхпозиционное реле [2,3].

На рис. 1 представлена, предложенная авторами, схема реализации нелинейного усилителя с оптимальной характеристикой в программной среде Matlab Simulink.

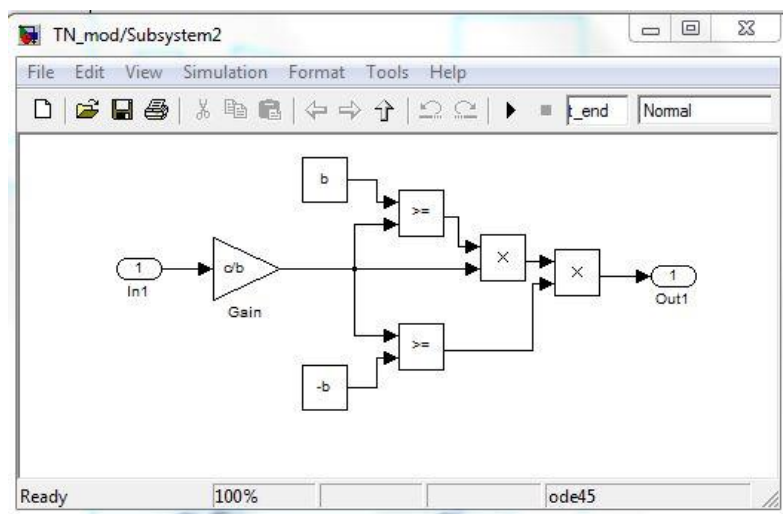


Рис.1. Имитационная модель нелинейного усилителя с оптимальной характеристикой, выполненная в Matlab Simulink.

Предложенная имитационная модель автоколебательной системы для основных типов механических резонаторов виброчастотных датчиков, обладает меняющимся характером нелинейности и учитывает неизохронность (нелинейность жёсткости) резонатора. При этом модель характеризуется простотой и может быть широко использована в дальнейших исследованиях автоколебательных систем [4].

Литература

1. Сирота А.А. Методы и алгоритмы анализа данных и их моделирование в MATLAB[Текст] / А.А. Сирота . – ВHV-СПб, 2016. – 384 с.
2. Гультяев А. MATLAB 5.2. Имитационное моделирование в среде Windows.– СПб.: Корона-принт, 1999. –288 с
3. Дьяконов В., Круглов В. MATLAB. Анализ, идентификация и моделирование систем: Специальный справочник. – СПб.: Питер, 2002. – 448с.
4. Oliynyk O. Development of auto-oscillating system of vibration frequency sensors with mechanical resonator [Text] / O Oliynyk, Yu Taranenko, A Shvachka, O Chorna// Eastern-European journal of enterprise technologies. – 2017. – Vol.85. – P. 56-60.

МОДЕЛІ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ ДОСЛІДЖЕННЯ СТОХАСТИЧНО ПЕРІОДИЧНИХ ПУАССОНІВСЬКИХ ПОТОКІВ

Приймак М.В., Мацюк О.В., Шимчук Г.В., Яскілка В.Я.

Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя
46001 Тернопіль, вул. Руська, 56, тел. (0352) 25-34-13, МОБ. 097-381-74-07.

Email: Kaf_KN@tu.edu.te.ua, shymchuk@tntu.edu.ua

Чільне місце серед досліджуваних сигналів займають потоки подій (явищ, звернень), прикладами яких є потоки автомобілів, звернення користувачів в системи масового обслуговування (СМО). Вважається [1], що вивчення потоків бере свій початок із опублікованих в 1908-1922 рр. робіт А. Ерланга, пов'язаних із впорядкування роботи телефонної мережі в залежності від потоку звернень абонентів. Проте звернення потоків мають більш давнішу історію, і один із таких прикладів – це роботи, пов'язані із визначення періоду інтенсивності плямоутворення [2] (Швабе, 1843 р., період $T \approx 10$ р.; Вольф, 1848 р., період $T \approx 11$ р.; Шустер, $T \approx 11.125$ р.).

Добре вивченими є найпростіші, тобто стаціонарні пуассонівські потоки. Проте в інженерній практиці часто виникає потреба дослідження стохастично періодичних потоків (СПП), тобто потоків, певні ймовірнісні характеристики яких є періодичними. Стохастично періодичними (СП) є вхідні потоки більшості СМО, якщо їх розглядати на часових інтервалах, співрозмірних із добою, роком.

Який же стан дослідження СПП? Це порівняно складне питання, оскільки в множині СПП можна виділити їх окремі класи, в першу чергу це СПП пуассонівського і рекурентного типів. Зупинимось лише на СП пуассонівських потоках (СППП). Згідно [1, 3] СППП – це потоки, для яких їх інтенсивність $\lambda(t)$ змінюється періодично: $\lambda(t) = \lambda(t + T)$. Однак, незважаючи на наочність і простоту цієї умови, її не можна сприймати як основу моделі СППП. Наголосимо, що у співвідношенні «потік – інтенсивність потоку» первинним є поняття потоку, а інтенсивність та її властивості визначаються на основі визначення потоку та його ймовірнісних

характеристик. Виходячи із цього зауваження, можна стверджувати, що модель СППП відсутня. Внаслідок цього відсутні методи їх статистичного аналізу та комп'ютерного моделювання.

В пошуках моделі СППП особливої уваги заслуговує робота [4], в якій вперше був введений клас випадкових процесів з незалежними періодичними приростами. Оскільки їх частинними випадком є пуассонівський процес (або те саме, що пуассонівський потік (ПП)), дамо визначення періодичного пуассонівського потоку (ППП).

Означення 1. Пуассонівський потік $\xi(t)$, $t \in [0, \infty)$, називається ППП, якщо функція розподілу його приростів $\xi(t, \tau) = \xi(t + \tau) - \xi(t)$ є періодичною з деяким періодом T :

$$F(x; t, \tau) = P\{\xi(t, \tau) < x\} = P\{\xi(t + T, \tau) < x\} = F(x; t + T, \tau), \quad x \geq 0. \quad (1)$$

Приймаючи до уваги (1), легко переконатися, що для ППП з періодом T його інтенсивність, що визначається формулою $\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{M\xi(t, \Delta t)}{\Delta t}$, є періодичною з тим же періодом, тобто $\lambda(t) = \lambda(t + T)$. Щодо задачі оцінювання інтенсивності ППП, показано, що має місце наступне.

Твердження. Однозначну оцінку інтенсивності $\lambda(t)$ на довільному інтервалі $[t, t + \tau]$ з використанням для цього методу максимальної правдоподібності можна отримати лише у випадках, коли для $\lambda(t)$, як функції із невідомими параметрами, невідомим є лише один параметр.

Враховуючи це твердження, для задач оцінювання інтенсивності ППП найбільш придатними з практичної точки зору є кусково стаціонарні потоки.

Означення 2. ППП $\xi(t)$ називається кусково стаціонарним (однорідним), якщо його інтенсивність $\lambda(t)$ є періодичною кусково постійною функцією з періодом T .

Повна назва визначеного класу процесів – періодичні пуассонівські кусково стаціонарні потоки (ППКСП). Для ППКСП розроблено метод їх імітаційного моделювання та побудована оцінка інтенсивності. Наведемо

приклад моделювання та оцінки інтенсивності ППКСП. Для виконання програми було задано: період потоку $T = 24$ год.; тривалість часу моделювання $T' = 10 \times 24 = 240$ год.; границі інтервалів стаціонарності $(6, 8, 18, 24)$; вектор інтенсивностей $\bar{\lambda} = (6, 5, 9, 14)$.

На рис.1 наведений графік інтенсивності $\bar{\lambda} = (6, 5, 9, 14)$ (неперервний графік) та її оцінка $\hat{\lambda} = (6.0505, 4.5518, 9.2705, 14.4907)$ (пунктирний графік).

За формулою $\rho(\bar{\lambda}, \hat{\lambda}) = \sqrt{\frac{1}{T} \int_0^{24} (\bar{\lambda}(t) - \hat{\lambda}(t))^2 dt}$ обчислено середньоквадратичне

відхилення оцінки інтенсивності $\hat{\lambda}$ від інтенсивності $\bar{\lambda}$: $\rho(\bar{\lambda}, \hat{\lambda}) = 0.1468$.

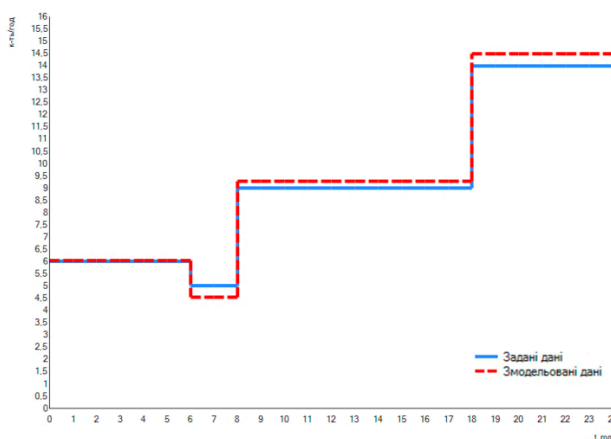


Рис. 1 – Інтервали стаціонарності ППКСП, значення інтенсивностей на цих інтервалах та їх оцінки.

Література

1. Гнеденко Б.В. Введение в теорию массового обслуживания / Гнеденко Б.В., Коваленко И.Н. – М.: Наука, 1987. – 336 с.
2. Чижевский А.Л. Земное эхо солнечных бурь / Чижевский А.Л. – Москва: Мысль, 1976. – 367 с.
3. Димитров Б.Н. Периодические пуассоновские процессы и распределения с почти отсутствующей памятью / Димитров Б.Н., Рыков В.В., Круглый З.Л. – Автомат. и телемех., 2004, выпуск 10, С.85–100.
4. Красильников О.І. Процеси з незалежними періодичними приростами і періодичні білі шуми / Красильников О.І., Марченко Б.Г., Приймак М.В. // Відбір і обробка інформації. – 1996. – №10(86). – С. 22–27.

ЕФЕКТИВНІСТЬ УНІВЕРСАЛЬНИХ СТЕГОДЕТЕКТОРІВ У ВИПАДКУ ВИКОРИСТАННЯ АДАПТИВНИХ МЕТОДІВ ФОРМУВАННЯ СТЕГАНОГРАМ

Прогонов Д.О., ¹Богайчук В.О., ²Терещенко Є.М.

Фізико-технічний інститут, НТУУ «КПІ ім. Ігоря Сікорського»

03056, Київ, пр. Перемоги 37, тел. (044)2367989

E-mail: ¹bohaichuk.v@gmail.com, ²tereschenkoliza0511@gmail.com

Вступ

Вирішення задачі забезпечення надійного захисту критичної інфраструктури державних і комерційних організацій потребує розробки ефективних методів раннього виявлення прихованих (стеганографічних) каналів зв'язку, які широко використовуються зловмисниками для несанкціонованої передачі конфіденційних даних. Обмеженість або відсутність апріорних відомостей щодо особливостей використаного стеганографічного методу приховання повідомлень (стегоданих) у файлах-контейнерах, зокрема цифрових зображеннях (ЦЗ), суттєво ускладнює виявлення сформованих стеганограм при застосуванні відомих методів стегоаналізу [1]. Тому актуальною задачею є розробка ефективних методів універсального стегоаналізу, що дозволять з високою точністю виявляти стеганограми незалежно від виду використаного стеганографічного алгоритму для приховання повідомлень.

Вирішення поставленої задачі потребує проведення попереднього аналізу ефективності відомих універсальних стегодетекторів (УСД), зокрема детекторів Фаріда [2] та Авкібаса [3]. Метою роботи є оцінка точності виявлення стеганограм, сформованих згідно з новітніми адаптивними стеганографічними методами, при використанні УСД Фаріда та Авкібаса.

Сучасні методи приховання повідомлень у цифрові зображення

Особливістю сучасних методів приховання повідомлень у ЦЗ є використання адаптивних алгоритмів, що дозволяють мінімізувати зміни (спотворення) характеристик зображення-контейнеру (ЗК) при формуванні стеганограм [1]. Прикладом даних методів є новітні стегоалгоритми, що належать до групи методів UNIWARD [4] та засновані на використанні наступної функції оцінки спотворень ЗК внаслідок вбудовування стегоданих:

$$D(X, Y) \square \sum_{k \in \{H, V, D\}} \sum_{u=1}^M \sum_{v=1}^N \frac{|W_{uv}^{(k)}(X) - W_{uv}^{(k)}(Y)|}{\sigma + |W_{uv}^{(k)}(X)|}, \sigma > 0,$$

де X, Y – відповідно, вихідне (незаповнене) ЗК та стеганограма розмірами $M \times N$ пікселів; $W_{uv}^{(k)}(X), W_{uv}^{(k)}(Y)$ – деталізуючі коефіцієнти двовимірного дискретного вейвлет перетворення (ДДВП) ЗК та стеганограми; $\sigma > 0$ – константа, що використовується для підвищення стабілізації розрахунків. В роботі розглянуто один з найбільш складних випадків проведення стегааналізу ЦЗ – приховання повідомлень у частотній області ЗК з використанням J-UNIWARD методу [4].

Універсальні стегодетектори Фаріда та Авкібаса

Одним з поширених підходів до проведення універсального стегааналізу ЦЗ є дослідження відмінностей у результатах обробки незаповненого ЗК та сформованої стеганограми при використанні поширених перетворень, зокрема фільтрації та стиснення з втратами [1]. Для виявлення зазначених відмінностей в УСД Фаріда та Авкібаса використовуються, відповідно, ДДВП і нелінійні методи фільтрації ЦЗ, зокрема медіанний фільтр. В якості демаскуючих ознак стеганограм використовуються характеристики розподілу значень похибок реконструкції досліджуваного зображення (УСД Фаріда, 72 параметри), а також значення метрик якості вихідного та обробленого зображень (УСД Авкібаса, 14 параметрів).

Отримані результати

Дослідження проводилося з використанням стандартного пакету ЦЗ MIRFlickr-1M [5]. На основі даного пакету було сформовано тестовий пакет зображень, псевдовипадковим чином розділений на навчальну (5,000 зображень) та контрольну (5,000 зображень) вибірки. Ступінь заповнення ЗК стегоданими змінювалася від 5% до 25% з кроком 5%, та від 25% до 95% з кроком 10%.

За результатами тестування УСД Фаріда та Авкібаса були побудовані графіки залежності значень метрик точності виявлення стеганограм, зокрема загальної помилки класифікації P_E (суми помилок першого та другого роду) та інших, від ступеня заповнення ЗК стегоданими (рис. 1).

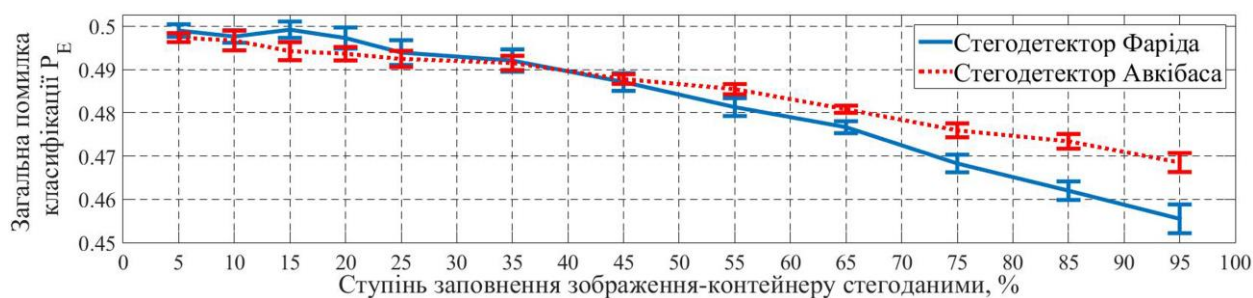


Рис. 1 – Залежність загальної похибки класифікації стегонограм від ступеня заповнення ЗК стегоданими при використанні УСД Фаріда та Авкібаса

У випадку слабого (менше 10%) та середнього (менше 30%) заповнення ЗК стегоданими застосування УСД Фаріда та Авкібаса не дозволяє суттєво підвищити точність виявлення стегонограм у порівнянні з випадком віднесення ЦЗ до класів ЗК або стегонограм випадковим чином ($P_E = 0.5$). У випадку сильного заповнення ЗК стегоданими (більше 50%) точність виявлення стегонограм для досліджуваних стегодетекторів покращується, проте несуттєво – з $P_E = 0.47 \div 0.5$ до $P_E = 0.457 \div 0.475$.

Висновки

За результатами обробки отриманих даних були виявлені суттєві обмеження використання відомих універсальних стегодетекторів Фаріда та Авкібаса для виявлення стегонограм, сформованих за допомогою адаптивного стегографічного алгоритму J-UNIWARD, особливо у випадку слабого заповнення ЗК стегоданими (менше 10%). Підвищення точності виявлення стегонограм потребує комплексного застосування декількох типів УСД.

Література

1. Fridrich J. Steganography in Digital Media: Principles, Algorithms and Applications. Cambridge University Press, 2010. 437 p.
2. Farid H. Detecting Steganographic Messages in Digital Images. Technical Report. Dartmouth College Hanover, 2001. p. 9.
3. I. Avcibas, N. Memon, B. Sankur. Steganalysis using image quality metrics. IEEE Trans. on Image Processing, vol. 12, no. 2. pp. 221–229. 2003.
4. V. Holub, J. Fridrich, T. Denemark. Universal Distortion Function for Steganography in an Arbitrary Domain, EURASIP J. on Info. Security, 2014.
5. Huiskes, M. J., Lew, M. S. The MIR Flickr Retrieval Evaluation. Proceedings of the 2010 ACM International Conference on Multimedia Information Retrieval, pages 527–536, ACM Press, 2010.

МОДЕЛЬ ПРОЦЕСУ СТАЦІОНАРНОЇ ФІЛЬТРАЦІЇ У ГЕТЕРОГЕННОМУ СЕРЕДОВИЩІ

Савич В.С.

Одеський національний політехнічний університет
65044, Одеса, пр. Шевченка, 1, тел.. (048)-705-84-36

E-mail: vitaliysavych@gmail.com

Вступ. Як відомо [1, 2], для класу неньютонівських [3] рідин приймається степеневий закон фільтрації. Однак, в рамках степеневого закону неможливо описати S-подібні криві нелінійності [4, 5], що спричиняє розробку нових чисельних методів розв'язку.

Мета роботи. Показати можливість опису процесу стаціонарної фільтрації неньютонівських рідини в гетерогенних пористих середовищах введенням *ефективних проникності* або *в'язкості*.

Основна частина. Формалізація нелінійних задач при введенні ефективних параметрів пористого середовища полягає у наступному.

1. **Введення ефективної проникності.** Рівняння збереження маси для стаціонарного плинку при припущенні постійності пористості представимо у вигляді

$$\frac{d(\rho v)}{dx} = 0, \quad (1)$$

де ρ — густина рідини, яка фільтрується.

У відповідності до (1) об'ємна витрата Q через площу поперечного перетину F визначається співвідношенням

$$\frac{Ql}{F} = \int_0^{\Delta P} \left(1 - \frac{P_0}{c^2 \rho_0} + \frac{P_1}{c^2 \rho_0} \right) \frac{k_a (P_1 - P_0)}{\mu} d(P_1 - P_0). \quad (2)$$

Приймаючи наступні безрозмірні параметри:

$$\bar{Q} = \frac{Q}{F} \sqrt{\frac{\rho_0}{P_0}}; \bar{k}(\bar{P}) = k_a \sqrt{\frac{\rho_0 P_0}{l \mu}} = k_2 \bar{P}^2 + k_1 \bar{P} + k_0; \bar{P} = \frac{P_1 - P_0}{P_0}; \bar{m} = \frac{\rho_0 c^2}{P_0}, \quad (3)$$

де k_0, k_1, k_2 — постійні коефіцієнти, та, підставляючи (3) в (2), очевидно, можна формалізувати нелінійний закон фільтрації у вигляді кубічної параболи (суть S-подібну нелінійність) наступним чином

$$\frac{\bar{Q}}{k_2} = \frac{\Delta\bar{P}^3}{3} - \Delta\bar{P}_0 \Delta\bar{P}_1^2 + n_0 \bar{P}_1. \quad (4)$$

Математична модель (ММ) виду (4) добре узгоджується з експериментальними даними [3].

2. Введення ефективної в'язкості. ММ виду (4) має той недолік, що вона описує експериментальні дані в обмеженому інтервалі значень визначаючих параметрів. Для усунення цих недоліків в рівняннях (3) приймемо проникність k постійною, а в'язкість μ — залежною від перепаду тиску.

Тоді, приймаючи рівняння збереження маси для стаціонарного плинку у вигляді (1) та вважаючи, що рідина є такою, яка мало стискається, в лінійному (акустичному) наближенні, можна записати вираз для перепаду тиску

$$\Delta\bar{P} = \frac{2s \left[\exp\left(\bar{Q} \sqrt{b^2 - 4as}\right) - 1 \right]}{\sqrt{b^2 - 4as} \left[1 + \exp\left(\bar{Q} \sqrt{b^2 - 4as}\right) \right] + b \left[1 - \exp\left(\bar{Q} \sqrt{b^2 - 4as}\right) \right]}, \quad (5)$$

який, описує криву, що має точку перегину з координатами \bar{Q}_0 та $\Delta\bar{P}_0$. Від (5) нескладно перейти до ММ виду

$$\bar{Q} = \frac{2}{\sqrt{4as - b^2}} \left(\operatorname{arctg} \frac{2a\Delta\bar{P} + b}{\sqrt{4as - b^2}} - \operatorname{arctg} \frac{b}{\sqrt{4as - b^2}} \right). \quad (6)$$

Аналіз виразу (6) показує, що при $b > 0$ та $a > 0$ залежність $\bar{Q} = \gamma(\Delta\bar{P})$ носить S-подібний характер, описуючи фільтрацію з немонотонною ефективною в'язкістю, яка має мінімум при певному перепаді тиску.

3. S-подібний закон фільтрації. З урахуванням вказаного вище, S-подібні залежності $\Delta\bar{P} = f(\bar{Q})$ можна описати в рамках модифікованого (за рахунок введених ефективних проникності та в'язкості) лінійного закону

фільтрації Дарсі [3], що значно спрощує чисельну реалізацію відповідних ММ.

Слід зазначити, що додавання квадратичного або кубічного доданків в закон фільтрації обумовлено не тільки покращенням апроксимації залежності $\Delta P = \varphi(v)$ за рахунок збільшення числа емпіричних коефіцієнтів [5], але й фізичними особливостями фільтрації. Лінійний член відбиває визначальний вплив сил в'язкості, квадратичний – нерівноважних властивостей фільтраційного потоку, а кубічний – масообміну між низько- та високопроникними ділянками (тобто властивостями пористого середовища).

Висновок. Таким чином, введення ефективних проникності та в'язкості дозволяє врахувати нелінійні ефекти при стаціонарній фільтрації аномальних рідин в однорідних та неоднорідних пористих середовищах.

Литература

1. Сулейманов Б. А. Особенности фильтрации гетерогенных систем. — М.: РГУ нефти и газа им. И. М. Губкина, 2006. — 354 с.
2. Щелкачев В. Н. Основы и приложения теории неустановившейся фильтрации. Ч. 1. — М.: Нефть и газ, 1995. — 586 с.
3. Бернадинер М. Г. Гидродинамическая теория фильтрации аномальных жидкостей / М. Г. Бернадинер, В. М. Ентов. — М.: Наука, 1975. — 199 с.
4. Сулейманов Б. А. Экспериментальные исследования фильтрации релаксирующих жидкостей в неоднородных пористых средах / Б. А. Сулейманов, Э. М. Аббасов, Н. С. Алиев // Инженерно-физический журнал. — 1996. — Т. 69, № 1. — С. 9 — 15.
5. Малкин А. Я. Нормальные напряжения при течении аномально-вязких полимерных систем. // Механика полимеров. — 1971, № 3. — С. 506 — 514.

НОВЕЙШИЕ ПОЛУПРОВОДНИКОВЫЕ МАТЕРИАЛЫ ДЛЯ НАНОЭЛЕКТРОНИКИ: ФУНКЦИОНАЛИЗАЦИЯ И КОМПЬЮТЕРНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

Сучкова С.А.

Институт аналитических наук им. Лейбница

12489, Берлин, Шварцшильдштр. 8, тел. +49 (0)2 31.13 92-3550

E-mail: suchkova_sv@inbox.ru, svetlana.suchkova@isas.de

Полупроводниковые материалы играют значительную роль в развитии электроники с момента начала электронной революции, начавшейся более чем 60 лет назад. Производительность полупроводников зависела от развития надежных методов пассивирования их поверхностей и схем функционализации. Более того, в развитии таких областей, как микроэлектроника, сенсорика и преобразование энергии, физикохимия поверхности компонентов полупроводниковых материалов по мере уменьшения их размеров все более определяла функциональность, производительность устройств на их базе и их применение.

В настоящее время мы вступаем в эпоху, когда органическая функционализация полупроводников является важным направлением развития новейших микро-био-сенсорных материалов на основе полупроводников [1, 2]. В частности, образование упорядоченных молекулярных структур методом самосборки на кремниевых поверхностях приводит к образованию границ раздела с превосходными электрическими и электронными свойствами [3, 4].

В современных исследованиях в области нанoeлектроники физический эксперимент (например, сканирующая туннельная микроскопия (СТМ) и рентгеноструктурный анализ) успешно дополняется «численным» - компьютерным моделированием атомарной структуры и эволюции нанообъекта, основанным на физических законах. Компьютерное моделирование основывается на квантово-химических расчетах, задачей которых является решение уравнения Шредингера для атомов и молекул:

$$-\frac{\hbar^2}{2m}\nabla^2\psi(\vec{r},t) + V(\vec{r},t)\psi(\vec{r},t) = i\hbar\frac{\partial\psi(\vec{r},t)}{\partial t}$$

где $\psi(\vec{r}, t)$ – искомая волновая функция, а $V(\vec{r}, t)$ – внешний потенциал.

Найти приближенное решение уравнения позволяют методы теории функционала плотности (ТФП), согласно которой, все электронные свойства системы, включая энергию, могут быть получены из электронной плотности (без знания волновых функций).

В настоящей работе мы предлагаем метод поверхностной модификации ступенчатой поверхности кремния Si(553)-Au (полученной отклонением от низкоиндексной поверхности Si (111) и с адсорбированными одномерными цепочками золота), и регулирования химических и электронных свойств путем сайт-специфического поглощения малых молекул толуол-3,4-дитиола (ТДТ). Мы провели исследование различных геометрий поглощения молекул методом ТФП (Рис. 1а, б). Было обнаружено, что молекулы ТДТ образуют самособирающиеся одномерные цепочки на ненасыщенных кремниевых связях на ступеньках до и на структуре цепочек двойных связей пчелиных сот кремния после пассивации водородом, соответственно. Анализ электронной зонной структуры показал, что в зависимости от геометрии адсорбции и степени покрытия молекулами наблюдается металлическое или полупроводниковое состояние рассматриваемых границ раздела.

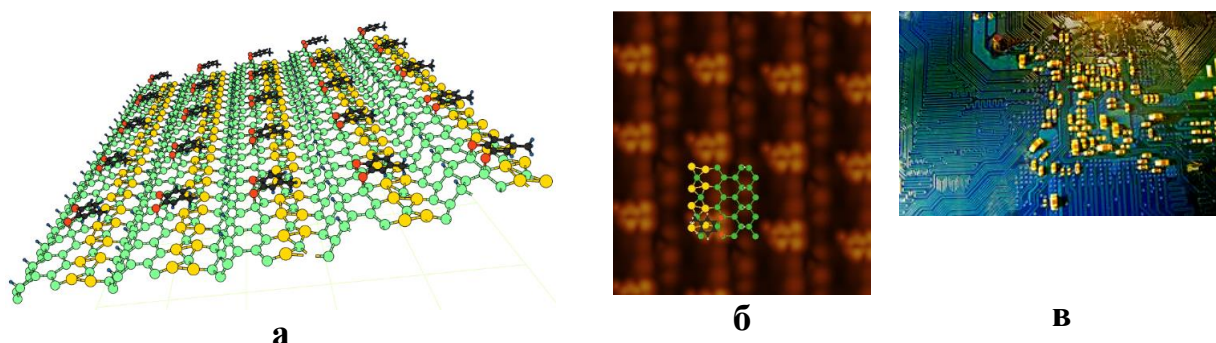


Рис. 1. а) Адсорбция молекулы ТДТ на ступенчатой кремниевой поверхности Si(553)-Au, пассивированной водородом, зеленым обозначены поверхностные атомы кремния, желтым – атомы золота, синим – атомы водорода, черным – атомы углерода, красным – атомы серы; б) теоретически смоделированное изображение СТМ; в) абстрактный наночип будущего.

Мы предлагаем метод создания наноструктурированных поверхностных шаблонных матриц и переключения химической реактивности ступенчатых кремниевых поверхностей Si (553)-Au, имеющих потенциально широкий спектр применения в наноэлектронике и сенсорике.

Вычисления были проведены на компьютерном кластере HLRN (Северногерманское Сообщество Высокопроизводительных Вычислений, Гамбург/Берлин, Германия), работающем на системе Cray XC30/XC40 для массивной параллельной обработки данных, оборудованном процессорами типа Intel Xeon IvyBridge [5]. В настоящем исследовании для вычислений методом ТФП был использован программный пакет Quantum Espresso [6].

Литература

1. Schmidt W., Seino K., Preuss M. et al. Organic molecule adsorption on solid surfaces: chemical bonding, mutual polarisation and dispersion interaction. / *Appl. Phys. A* (2006) 85: 387.
2. William J. I. DeBenedetti, Yves J. Chabal. Functionalization of oxide-free silicon surfaces / *J. Vac. Sci. Technol., A* (2013) 31: 050826.
3. D.K. Aswala, S. Lenfanta, D. Guerina, J.V. Yakhmib, D. Vuillaumea. Self assembled monolayers on silicon for molecular electronics / *Anal. Chim. Acta* (2006) 568: 84.
4. Kristina R. Rusimova, Peter A. Sloan. Molecular and atomic manipulation mediated by electronic excitation of the underlying Si(111)-7x7 surface / *Nanotechnology* (2017) 28: 054002.
5. <https://www.hlrn.de/home/view>
6. P. Giannozzi, et al. QUANTUM ESPRESSO: a modular and open-source software project for quantum simulations of materials / *J.Phys.:Condens.Matter*, 21, 395502 (2009).

ДОСЛІДЖЕННЯ СКЛАДНОСТІ АЛГОРИТМІВ СПІЛЬНОГО ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРА ПОСТІЙНОГО СИГНАЛУ ТА ДИСПЕРСІЇ НЕГАУСІВСЬКОЇ ЗАВАДИ

Філіпов В.В.

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730261
e-mail: vvphilka@gmail.com

Проаналізувавши результати отримані в роботі [1], можемо побачити, що вирази спільних оцінок параметра постійного сигналу та дисперсії негаусівської завади ускладнюються при збільшенні степеня s стохастичного полінома. Це пояснюється тим, що оцінки зазначених параметрів отримуються з системи степеневих рівнянь порядку s .

В цій роботі пропонується дослідити складність алгоритмів спільного оцінювання параметра постійного сигналу \mathcal{G} та дисперсії завади χ_2 при степенях стохастичного полінома $s \geq 3$.

Постановка задачі. Нехай ϵ вибірка обсягом n незалежних однаково розподілених вибірових значень $\vec{x} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ з генеральної сукупності значень випадкової величини ξ . Дана випадкова величина є адитивною сумішшю корисного сигналу та негаусівської завади: $\xi = S(\mathcal{G}) + \eta$. Постійний сигнал $S(\mathcal{G})$, розглядається як функція від параметра \mathcal{G} . Негаусівська завада η описується кумулянтном другого порядку χ_2 та кумулянтними коефіцієнтами: $\gamma_3 \div \gamma_{2s}$ (відповідно до класифікації негаусівських завад [2]), де s – степінь стохастичного полінома. Математичне сподівання досліджуваної випадкової величини дорівнює нулю. Параметри негаусівської завади вважаються апріорно відомими.

Аналітичні вирази оцінки параметра \mathcal{G} знаходиться з рівняння:

$$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq (c, e, \dots, l)}}^s h_{i(s)\{n\}\langle \ell \rangle}(\mathcal{G}) \sum_{v=1}^n \left(x_v^i - m_{i\{n\}}(\mathcal{G}) \right) \Big|_{\mathcal{G}=\hat{\mathcal{G}}} = 0, \quad i \neq (c, e, \dots, l), \quad (1)$$

де $m_{i\{\eta\}}$ – моменти i -го порядку, η – негаусівська завада (non-Gaussian noise), x_v – незалежні і однаково розподілених вибіркові значення з досліджуваної випадкової величини ξ , n – обсяг вибірки \bar{x} , $h_{i(s)\{\eta\}\{\ell\}}(\vartheta)$ – оптимальні коефіцієнти i -го порядку, з параметром глибини усічення полінома ℓ ,

знаходяться з розв'язку системи:
$$\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq (c, e, \dots, l)}}^{s-\ell} h_{j(s)\{\eta\}\{\ell\}}(\vartheta) \cdot K_{i, j\{\eta\}}(\vartheta) = \frac{d}{d\vartheta} [m_{i\{\eta\}}(\vartheta)].$$

Метою даної роботи є дослідження складності алгоритму знаходження спільних оцінок параметра постійного сигналу та дисперсії негаусівської завади отриманих за допомогою методу максимізації усіченого стохастичного полінома степеня s .

Вирішення задачі.

Крім критерію точності до алгоритмів спільного оцінювання параметра сигналу ϑ та дисперсії завади χ_2 пред'являється вимога швидкості отримання результуючих виразів спільної оцінки $\hat{\vartheta}$ та $\hat{\chi}_2$. Швидкість зазначених алгоритмів оцінювання залежить від їх складності. Алгоритм спільного оцінювання параметра сигналу ϑ та дисперсії негаусівської завади, які ґрунтуються на методі максимізації усіченого стохастичного полінома, наведений на рис. 1.

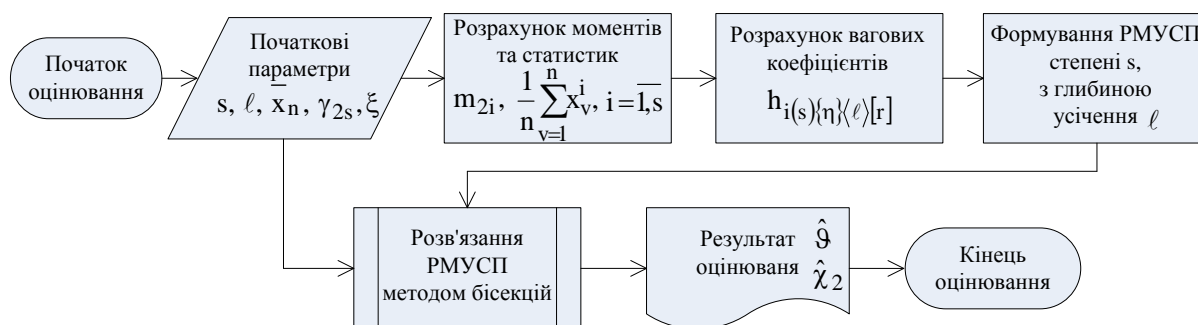


Рис.1. Алгоритм знаходження оцінки параметра постійного сигналу при усіченому оцінюванні дисперсії завади, з використанням методу максимізації усіченого полінома при степені s та глибини усічення l

Наведений алгоритм спільного оцінювання складається з чотирьох етапів. Відповідно до заданих початкових параметрів, на першому етапі визначаються чисельні значення моментів та статистик k -го порядку, де $k = \overline{1, s - \ell}$.

В залежності від чисельного значення параметра глибини усічення стохастичних поліномів ℓ , на другому етапі зазначеного алгоритму визначаються чисельні вирази вагових коефіцієнтів рівнянь максимізації усічених поліномів порядку k . Зазначимо, що при збільшенні параметра ℓ , вирази коефіцієнтів $h_{i(s)\{n\}\langle\ell\rangle[r]}$, $i = \overline{1, k}$, $r = \overline{1, 2}$ спрощуються – містять меншу кількість елементарних математичних операцій.

На третьому етапі алгоритму відбувається формування рівнянь максимізації поліномів порядку k . Під час виконання четвертого етапу алгоритму оцінювання параметра \mathcal{S} відбувається процедура розв'язання степеневих рівнянь порядку k відносно змінних \mathcal{S} та χ_2 за допомогою запропонованого чисельного методу

Проаналізуємо час виконання кожного етапу описаного алгоритму спільного оцінювання в пакеті програм математичних обчислень Wolfram Mathematica 11. Особливістю побудови спільного алгоритму оцінювання є багатократне виконання кожного етапу спільного оцінювання параметрів \mathcal{S} , χ_2 . Циклічне багаторазове знаходження спільної оцінки $\hat{\mathcal{S}}$ та $\hat{\chi}_2$, здійснюється для ускладнення імітаційної моделі, яке необхідне для більш детального дослідження часу виконання кожного етапу алгоритму оцінювання.

На рис. 2 наведемо часову діаграму, яка показує час отримання спільної оцінки $\hat{\mathcal{S}}$ та $\hat{\chi}_2$, а також характеризує ступінь ускладнення зазначених алгоритмів оцінювання за умови збільшення степеня усіченого полінома. По осі ординат на вище наведеній часовій діаграмі показано відношення часу спільного оцінювання параметра постійного сигналу \mathcal{S} та дисперсії завади χ_2 при використанні усіченого полінома степеня s , до часу оцінювання цих

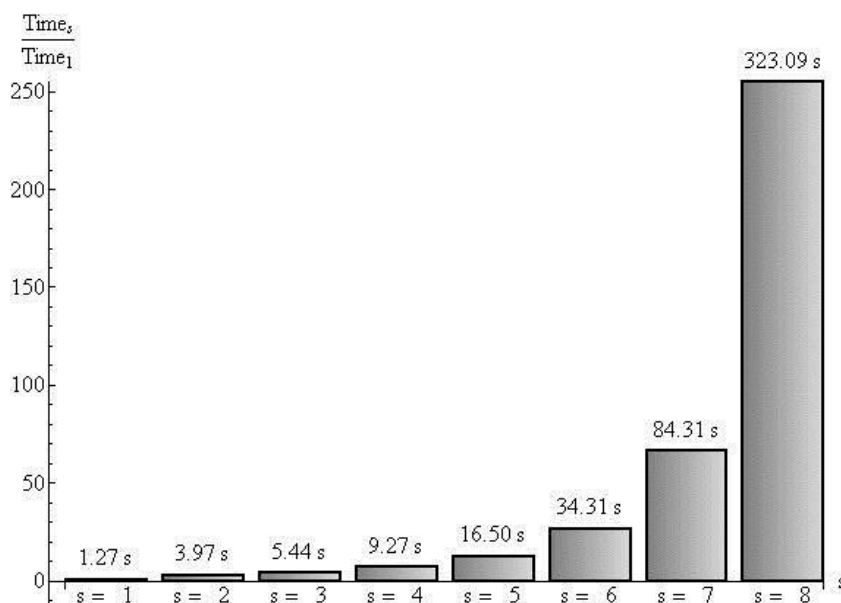


Рис. 2. Діаграма часу спільного оцінювання параметра сигналу та дисперсії завади

же параметрів методом моментів. По осі абсцис для степенів усіченого полінома $s = \overline{1, 8}$ приведений час отримання спільної оцінки $\hat{\mathcal{G}}$ та $\hat{\chi}_2$.

Проаналізувавши часову діаграму, наведену на рис. 2, можемо сказати, що при збільшенні степеня полінома s збільшується час, за який отримуються спільні оцінки $\hat{\mathcal{G}}$ та $\hat{\chi}_2$. Зауважимо, що для степенів поліномів $s > 6$ алгоритми оцінювання параметра постійного сигналу \mathcal{G} при усіченому оцінюванні дисперсії χ_2 ускладнюються більш, ніж 60 разів.

Література

1. Лега Ю. Г. Оцінка параметра постійного сигналу при усіченому оцінюванні дисперсії ексцесної завади другого типу / Ю. Г. Лега, А. В. Гончаров, В. В. Філіпов // Вісник інженерної академії України, 2010. – № 1. – С. 81-86.
2. Кунченко Ю. П. Метод максимизации усеченного стохастического полинома / Ю. П. Кунченко // Труды 8-ой Международной научно-практической конференции "Системы и средства передачи и обработки информации". – Одесса: ОНАС им. А. С. Попова, 2004. – с. 153–155.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ РЕЙТЕНГОВИХ ОЦІНОК ДЛЯ ВИЗНАЧЕННЯ РІВНЯ ЕФЕКТИВНОСТІ УПРАВЛІННЯ ЕНЕРГОЗБЕРІГАЮЧОЮ ДІЯЛЬНІСТЮ НА ОБ'ЄКТАХ ПРОМИСЛОВОГО КОМПЛЕКСУ

Фомічов С.В.

Черкаський державний технологічний університет
18000, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730256
E-mail: kafedra_ets@mail.ru

Одним з методів оцінки рівня ефективності управління енергозберігаючою діяльністю того чи іншого виробничого підрозділу промислового комплексу може служити порівняння показників його роботи з показниками аналогічних виробничих підрозділів. Для такого порівняння доцільно використати методику порівняльної рейтингової оцінки.

Складовими етапами вказаної методики є: збір та аналітична обробка вихідної інформації; обґрунтування системи показників, що використовуються для рейтингової оцінки підрозділів, та їх класифікація; розрахунок підсумкового показника рейтингової оцінки; класифікація (ранжування) підрозділів за рейтингом.

Цей метод автори також називають «методом відстаней», оскільки в його основі лежить ідея визначення відстані від кожного об'єкта досліджуваної сукупності до «еталонного підрозділу». Підсумковий показник рейтингової оцінки підрозділу розраховується шляхом порівняння кожного показника підрозділу з такими ж показниками умовного еталонного підрозділу, що має найкращі результати за всіма порівнюваними параметрами. Ступінь близькості кожного окремого підрозділу до «еталонного» і визначає його місце в рейтингу.

У загальному вигляді алгоритм порівняльної рейтингової оцінки підрозділу може бути представлений у послідовності перерахованих нижче дій.

1. Вихідні дані представляються у вигляді матриці a_{ij} тобто таблиці, де по рядках записані номери показників ($i = 1, 2, 3, \dots, n$), а по стовпцях - номери підрозділів ($j = 1, 2, 3, \dots, m$).

2. Формується «еталонний підрозділ», відповідно до якого і буде проводитися ранжування. Існують два основні способи такого вибору підрозділу. Перший полягає в тому, що для кожного з n вибраних показників визначається норматив, який відповідає еталонному підрозділу. Другий спосіб передбачає, що за кожним показником знаходиться максимальне або

оптимальне значення з досліджуваної сукупності (побудова «вдалого конкурента»). На основі вибраних значень формується стовпець умовного еталонного підрозділу ($m + 1$).

3. Вихідні показники матриці a_{ij} стандартизуються у відношенні відповідного показника еталонного підрозділу за формулою

$$x_{ij} = \frac{a_{ij}}{\max a_{ij}}, \quad (1)$$

де x_{ij} - стандартизовані показники j -го підрозділу;

$\max a_{ij}$ - значення показника еталонного підрозділу.

4. Для кожного аналізованого підрозділу значення його рейтингової оцінки визначається за формулою:

$$\rho_j = \sqrt{k_1 \cdot (1 \pm x_{1j})^2 + k_2 \cdot (1 \pm x_{2j})^2 + \dots + L_n (1 \pm x_{nj})^2}, \quad (2)$$

де k_1, k_2, \dots, k_n - вагові коефіцієнти показників, які призначаються експертом;

$x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{nj}$ - стандартизовані показники j -го аналізованого підрозділу.

5. Підрозділи впорядковуються (ранжуються) у порядку зростання рейтингової оцінки.

Найвищий рейтинг має підрозділ з мінімальним значенням порівняльної оцінки, отриманої за формулою (2). Для застосування даного алгоритму на практиці ніяких обмежень на кількість порівнюваних показників і підрозділів не накладається.

Література

1. Соловей О. І. Енергетичний аудит: навчальний посібник [Текст] / О. І. Соловей, В. П. Розен, Ю. Г. Лега, О. О. Ситник, А. В. Чернявський, Г. В. Курбака. – Черкаси : ЧДТУ, 2005. – 299 с.

2. Анализ хозяйственной деятельности в промышленности/под. ред. В.И. Стражева – Минск: 1997.-478с.

3. Шеремет А.Д., Негашев Е.В. Методика финансового анализа деятельности коммерческих организаций. — 2-е изд., перераб. и доп. — М.: ИНФРА-М, 2008. — 208 с.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ КУНЧЕНКА ДЛЯ ПОБУДОВИ СТАТИСТИЧНИХ РЯДІВ ЕДЖВОРТА

Чепинога А.В., Федоренко С.А.

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. (0472) 730261

E-mail: toxacher@ukr.net

На даний час задача апроксимації є актуальною темою практично для кожного науково-технічного дослідження. Від вибору типу апроксимації в істотній мірі залежать кількісні характеристики і якісні властивості опису об'єктів, що вивчаються [1].

Використання апроксимації в статистичній обробці випадкових послідовностей визначає певні вимоги та критерії до їх математичних моделей та стохастичних методів обчислень, які в свою чергу вимагають застосування чисельної математики для застосування в реальних прикладних завданнях. Причому для використання апроксимації різних характеристик випадкових процесів (щільність імовірності, характеристична функція, функція імовірності, кореляційні та автокореляційні чи спектральні функції) інколи використовують зовсім різні підходи. Найбільш поширеним і вичерпним математичним описом випадкових величин і процесів є закон розподілу ймовірності. Тому актуальним завданням є апроксимація саме щільності імовірності [2].

Існують підходи до вирішення подібної задачі, що базуються на використанні моделей випадкових сигналів, заснованих на описі у вигляді щільності розподілу імовірності. Крім стандартних законів розподілу, широко використовуються набори сімейств розподілів Пірсона і Джонсона, статистичні ряди Лагранжа, Грамма-Шарльє. Вони можуть бути ефективними при вирішенні багатьох прикладних завдань статистичної апроксимації [3].

Як ефективний напрямок досліджень, в даній роботі пропонується удосконалення існуючого підходу за рахунок використання ліпшого з погляду дисперсії оцінок методу, ніж метод моментів, для знаходження оцінок параметрів спеціальних рядів. Таким методом може бути метод максимізації полінома.

У практичних завданнях часто доводиться мати справу зі щільністю імовірності $P(x)$, що за виглядом не дуже відрізняється від нормальної. Характерні особливості таких функцій полягають в такому:

- вони є одновершинними (тобто мають єдиний максимум);
- по обидва боки від вершини вони мають хвости, що достатньо швидко наближаються до нуля при зростанні значення аргументу.

Для аналізу в роботі було використано ряд Еджворта. Його щільність імовірності можна представити у вигляді такого ряду:

$$P(x) = p(x) \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \cdot \gamma_n \cdot H_n \left(\frac{\xi - m}{\sigma} \right),$$

де $p(x)$ – нормальна щільність імовірності, а $H_n(z)$ – одновимірний поліном Чебишева-Ерміта.

$$H_n(z) = (-1)^n e^{\frac{1}{2}z^2} \frac{\partial^n}{\partial z^n} e^{-\frac{1}{2}z^2}, \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

Практично функцію $P(x)$ потрібно знати з деякою кінцевою точністю. Тому замість $P(x)$ можна узяти кінцеву суму членів ряду, причому число доданків N залежатиме від необхідної точності і від вибору величин m і σ^2 .

В якості моделей було використано представлення рядами асиметричних та симетричних випадкових величин. Для кожної моделі було розроблено моментно-кумулянтний опис, синтезовано алгоритми для сумісного оцінювання параметрів статистичних рядів методом Кунченка, використовуючи поліноми 4-го та 6-го порядку [4]. Було порівняно ефективність оцінок, знайдених методом максимізації полінома у порівнянні з ефективністю оцінок, знайдених методом моментів. Побудовано графіки коефіцієнта зменшення дисперсії оцінки, який являє в загальному випадку відношення дисперсії оцінок. Крім того було проаналізовано ефективність апроксимації за допомогою критерію узгодження χ^2 Пірсона.

При аналізі проведеної роботи і отриманих результатів досліджень можна відмітити той факт, що апроксимаційні моделі, отримані на основі методу максимізації полінома мають на 5-15 % вищу ефективність, ніж моделі на основі методу моментів.

Що до впровадження в практику даної розробки, то можна сказати те, що її сфера досить широка, але, насамперед, це автоматичне опрацювання експериментальних даних, даних вимірювань, статистичний аналіз, статистичний контроль якості виробництва, аналіз медичних даних тощо.

Література

1. Аппроксимация эмпирических функций полиномами высших порядков Заикин П.В., Погореловский М.А., Микшина В.С. // Вестник кибернетики. 2015. № 4 (20). С. 129-134.
2. Бендат Дж. Прикладной анализ случайных данных / Дж. Бендат, А. Пирсол; пер с англ. – М.: Мир, 1989. – 540 с.
3. Jamol Pender Hermite Polynomial Closure Approximations for Stochastic Epidemic Models. – New York: Cornell University, 2014. – 32 с.
4. Кунченко Ю.П. Стохастические полиномы / Ю.П. Кунченко. – К.: Наук. думка, 2006. – 275 с.

Історія науки і техніки

СТУДЕНТСЬКА ТЕМА – ТЕМА ВІЧНА!**Даник В.О.**

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. 8(0472)730261

E-mail: volodimir.danik@yandex.ua

Наш славний сучасник, видатний учений, незабутній Юрій Петрович Кунченко не раз, ділячись думками у колі колег-викладачів, з глибоким переконанням і впевненістю повторював:

– Студенти, що приходять навчатися на спеціальність «Радіотехніка» – це студенти особливі...

І, мабуть, не випадково відомий учений з такою увагою та інтересом ставився до кожної конкретної студентської особистості, а студенти відповідали йому глибокою довірою і щирою повагою.

– У мене секретів від вас нема! – завжди говорив Юрій Петрович, звертаючись до студентської аудиторії.

А для мене самого, оскільки доля викладацька міцно поєдналася з долею письменницькою, студентська тема завжди викликала інтерес і не раз настирливо кликала повертатися до неї.

У пісні «Ясноокі мої першокурсники» цікава доля. Спочатку цей мій вірш поклав на музику Володимир Зеленський (ні, не той, що активно виступає у «Вечірньому кварталі»!), талановитий музикант, що працював свого часу у ЧДТУ. Пісня прозвучала на одному з факультетських вечорів і була дуже тепло сприйнята.

Але потім автор музики виїхав з Черкас, а ноти пісні, на жаль, залишити забув. Але на цьому історія пісні не завершується. Талановита черкаська співачка, композитор, член Національної Спілки композиторів України Наталя Саух теж написала пісню на цей вірш. Пісня теж виконувалась на одному з вечорів у ЧДТУ і прозвучала з неабияким успіхом. А вірш, що послужив основою для пісні, перед вами.

ЯСНООКІ МОЇ ПЕРШОКУРСНИКИ

У житті нам робити доводиться –

І укотре уже! – перший крок.

А життя – то невпевнено котиться,

А то – зробить гігантський стрибок!

Ясноокі мої першокурсники –

Перша мить. Перший курс. Перший цвіт!

Хай це слово, як радісна музика,

Вам озветься за далеччу літ!

Ви такі молоді і вродливі всі –

Де не глянь і куди не дивись!

А що роки оці – найщасливіші... –

Зрозумієте, мабуть, колись!

Ясноокі мої першокурсники –

Перша мить. Перший курс. Перший цвіт!

Хай це слово, як радісна музика,

Вам озветься за далеччу літ!

Глянеш в очі студентства щасливого –

Легко молодість іншу впізнати!

І у ректора – трішечки сивого... –

Очі молодо дуже горять!

Ясноокі мої першокурсники –

Перша мить. Перший курс. Перший цвіт!

Хай це слово, як радісна музика,

Вам озветься за далеччу літ!

А ось ще один вірш на студентську тему. Вірш теж пісенного плану. Але мелодії до нього ще нема. Але цей вірш не раз звучав на різноманітних заходах і був тепло зустрінутий читачами.

А У СТУДЕНТА – ТОРБА ЗНАНЬ!

Життя з таким буває перцем,
Що і захочеш – не в'їси!
То як студентові живеться –
У ці стривожені часи?!
Невже зітхатимеш: – Ой, Боже...
Це ж на заняття в ранню рань!
У олігарха – торба грошей,
А у студента – торба знань!
Граніт – це... дуже вже вагомо!
Бува, доходить до сльози,
А все ж, студенте, без утоми
Граніт науки ти гризи!
І кажуть все ж – не в грошах щастя!
Яка б нам не стелилась путь.
Бо гроші можуть і пропасти,
А от знання – не пропадуть!
І не зітхатимеш: – Ой, Боже...
Це ж на заняття в ранню рань!
У олігарха – торба грошей,
А у студента – торба знань!

Життя не зупиняється на місці, відкриваються нові обрії, з'являються нові турботи і проблеми, і, певна річ, пишуться нові і пісні, і вірші. І це не дивно, бо студентська тема – невичерпна! Бо і самі студенти своєю енергією і завзяттям і помітно підсилюють бурхливу течію навчального процесу, і тим самим підказують і зміст, і тематику нових творів. А, отже, і життя університету стає все цікавішим і багатограннішим.

Література

1. Володимир Даник В мого міста козацьке ім'я. Поезії. Черкаси: ЧІТІ, 1999г.
2. Ю.Г.Лега, М.І.Бушин Шляхом до державного університету. Черкаси: Черкаський ЦНТЕІ, 2003р.
3. Альманах „Спадщина Черкащини” грудень 2009р. №7, Черкаси, стор. 47-49.

ПРО ФАКУЛЬТЕТ І УНІВЕРСИТЕТ

Даник В.О.

Черкаський державний технологічний університет
18006, Черкаси, бул. Шевченка 460, тел. 8(0472)730261
E-mail: volodimir.danik@yandex.ua

Ось уже і Черкаси, і черкащани починають, нарешті, усвідомлювати чітко і конкретно – живемо у місті, яке є вже (і не перший рік!) справжнім університетським центром. А в технологічному універсі відбуваються не тільки події, пов'язані з світом науки і техніки, а і обласні творчі конкурси, у яких бере участь юнь Шевченкового краю. І до нашого технологічного уже поспішають корифеї театру і помітні літературні особистості і поспішають не просто так, а щоб «пожурити» у журі, додаючи подібним конкурсам і вагомості, і престижу. Та і з точки зору піару (теж потрібна річ у наш час!) подібні конкурси є не менш ефективними, ніж уже добре звична викладачам профорієнтаційна діяльність. Ото ж і усвідомлення, що технологічний університет є не тільки храмом науки, а і вагомим центром духовності, не може не підштовхнути до схвильованих рядків про рідний виш. І в результаті з'являється ось такий вірш.

МІЙ РІДНИЙ УНІВЕР

А це властиво для універу,
Що кожна мить там – немов прем'єра...
Що кожна днина – стрімка й квітуча,
Що кожне серце – дзвінке, мов круча!
Універ... Мій рідний універ,
Як бурхливо квітнеш ти тепер!
Мов одна з незнаних ще планет,
Горда назва – університет...
Найважливіше для універу –

Яка духовна там атмосфера!
Бо як замало завзяття й шуму,
То можна зовсім – скиснуть від суму!
А храм науки – це так багато!
Душі і думки сяйливе свято.
Це знань квітуча, безкрая нива,
Що всіх нас манить у даль мрійливо!

Універ... Мій рідний універ,
Як бурхливо квітнеш ти тепер!
Мов одна з незнаних ще планет,
Горда назва – університет...

Кілька років тому колеги по кафедрі Володимир Васильович Палагін і Артем Володимирович Гончаров (Палагін саме тоді був деканом, а Гончаров нині несе нелегку деканську ношу) підказали ідею – а чому б не створити пісню, яка б могла бути, ну, ніби як гімн нашого факультету – факультету електронних технологій. Така пісня і справді ж була написана і з успіхом прозвучала на одному з днів факультету, які щороку проводяться у виші.

ГІМН ФЕТУ

Шукає кожен у житті
Шляхи для серця золоті.
І ми приходимо сюди,
Аби отут себе знайти.

Отож цвіти, наш рідний ФЕТ –
Наш незабутній факультет!
Наш бойовий і вірний друже,
Тебе ми любимо всі дуже!

І долю ми свою знайдем,
Де таїна незнаних схем,
Де рік і місяць не один
Йти до глибин і до вершин.

І юність манить, як магніт,
Стрімких традицій щирий цвіт!
І не змовка студентська юнь,
Як гомінке кипіння струн!

І ти цвіти, наш рідний ФЕТ –
Наш незабутній факультет!
Наш бойовий і вірний друже,
Тебе ми любимо всі дуже!

Після цього одна моя знайома не без деякої в'їдливості зауважила якось у розмові:

– Ну, добре... Ви написали про свій університет, тепер про свій факультет... А далі що – будете писати гімн... кожної студентської групи?!

Я на це абсолютно незворушно відповідав, що важливий не привід для розмови, а те, чи щось важливе у розмові сказано. Важливий не привід для написання пісні, а те, чи здатна пісня схвилювати слухачів.

Так, власне кажучи, і сталося. Минулого року готувалися до проведення дня факультету і про цю пісню згадали, і вона знову прозвучала і була тепло сприйнята. Прозвучала пісня і в одній з передач обласного радіо. Та і на зустрічах з читачами ця пісня була добре зустрінута і сприймалася не як «пропаганда» конкретного вишу, а як хороша пісня на важливу тему.

Пишучи наступну пісню про наш славний виш, я намагався відійти від надмірної офіційності і зробити пісню не позбавленою розмовних інтонацій, при цьому приспів став навіть до певної міри близьким до танцювальних ритмів. Пісню цю ви ще зможете почути, а вірш, що став для неї основою – перед вами.

ПІСЕНЬКА ПРО УНІВЕР

А думка думку доганя –
І наполегливо, й завзято!
Вогонь високий пізнання

Завжди тут буде вирувати.

Технологічний універ –
А це, шановні, дуже кльово!
Технологічний універ...
А універ – не просто слово!

І перший цвіт, і перший сніг!

Сяйливі осені орбіти...

Тут стільки формул непростих –

А їх потрібно зрозуміти!

Дорога в кожного своя,

Та універ – це справді круто!

Студентських буднів течія –

А це ніколи не забути!

Технологічний універ –
А це, шановні, дуже кльово!
Технологічний універ...
А універ – не просто слово!

Література

1. Володимир Даник В мого міста козацьке ім'я. Поезії. Черкаси: ЧІТІ, 1999г.
2. Ю.Г.Лега, М.І.Бушин Шляхом до державного університету. Черкаси: Черкаський ЦНТЕІ, 2003р.
3. Альманах „Спадщина Черкащини” грудень 2009р. №7, Черкаси, стор. 47-49.
4. Володимир Даник Гумор – на студентській хвилі! Черкаси, 2010р.

АВТОРСЬКИЙ ПОКАЖЧИК

Артеменко М.Ю.	82
Багрій М.О.	80, 150, 207
Баранник В.В.	51, 141
Бекмурадов А.	124
Беликова Т.В.	53
Берегун В.С.	55
Бирюков Н.Л.	197
Бичковський В.О.	5, 134
Бобровник В.М.	82
Богайчук В.О.	232
Бойко Ю.М.	58
Бурдукова О.В.	80
Варакута Є.К.	124
Варза З.Л.	77
Ведерников Д.А.	35
Верлань А.Ф.	61
Владимирский А.А.	144
Владимирский И.А.	144
Воробкало Т.В.	64, 200, 204
Гаврилов Д.С.	147
Гавриш О.С.	80, 150, 207
Галюк С.Д.	94
Гальченко В.Я.	7
Гармаш О.В.	12
Гончаров А.В.	67, 153
Гордієнко В.І.	164
Даник В.О.	15, 18, 250, 253
Делас Н.И.	21
Дмитроца Л.П.	128
Долгов А.Ю.	70
Долгов Ю.А.	70
Доронін Д.С.	67
Дорошенко А.В.	158, 209
Дроботулін О.Г.	153, 155
Дяченко П.В.	212

Заболотній С.В.	24, 74, 77
Зорін О.С.	153, 215
Иванников Д.И.	161
Ивченко А.В.	35
Іващенко А.О.	80
Іващенко К.В.	24
Каплун В.В.	82
Кейсар М.	47
Кисельов В.Б.	85
Кисельова Г.О.	85
Клопотовський П.А.	218
Клюфас С.І.	164
Ключка К.М.	42, 137
Ключка О.С.	200
Кравець П.О.	88
Кравченко А.О.	224
Красильніков О.І.	55, 91
Красноруцкий А.А.	141
Кратко О.О.	158
Круліковський О.В.	94
Кручик К.П.	64
Кунченко-Харченко В.І.	97, 101, 107
Кучеренко С.М.	166
Лега Ю.Г.	150, 207
Лелеко С.А.	170
Лиса Н.К.	173, 220
Ло Иян	29
Луценко В.И.	29, 118, 121
Луценко И.В.	29, 118, 121
Макаренко А.О.	176
Мартыненко С.С.	155, 224
Марцишин Р.С.	173
Мацюк О.В.	229
Міненко П.О.	124
Міненко Р.В.	124
Міюшкович Ю.Г.	173
Морозов В.	32

Муафак К.	47
Огірко О.І.	107
Окладной Д.Е.	51
Оксюк К.Ю.	150
Олейник О.Ю.	227
Олійник М.З.	128
Палагін В.В.	35, 153, 155, 215
Палагіна О.А.	215
Пархомей І.Р.	38
Петренко А.М.	179
Політанський Л.Ф.	94
Поліщук С.Й.	82
Попов И.В.	118, 121
Приймак М.В.	128, 229,
Прогинов Д.О.	209, 232
Протасов С.Ю.	137
Пуха Г.С.	158
Реутська Ю.Ю.	5, 134
Рудь М.П.	77
Савич В.С.	235
Симонець О.В.	42
Ситник О.О.	137
Сікора Л.С.	101, 173, 220
Соболяк А.В.	29, 118, 121
Стертен Ю.	44
Столяренко Ю.А.	70
Сучкова С.А.	238
Терещенко Є.М.	232
Ткаченко О.М.	74
Триска Н.Р.	197
Федоренко С.А.	247
Філіпов В.В.	241
Фомічов С.В.	245
Фуртат Ю.О.	61
Харабадзе Т.Г.	155
Чепинога А.В.	247
Чепурна О.О.	207

Чорній А.М.	47
Шимчук Г.В.	229
Шмыг В.С.	224
Юшкевич О.Е.	38
Яворський Б.І.	220
Яскілка В.Я.	229
Baris Ozturk	180, 189
Cihan Kivanc	180, 189
Kayumov Sh.	26
Kudin O.O.	131
Nejat Tuncay	180, 189
Parviz Ali Zada	180, 189
Prykhodko N.V.	131
Prykhodko S.B.	131
Sagatov M.M.	26
Smykodub T.G.	131

ЗМІСТ

МАТЕМАТИЧНІ МОДЕЛІ СИГНАЛІВ ТА СИСТЕМ

1. **Бичковський В.О., Реутська Ю.Ю.** Інформаційна ідентифікація радіоелектронних автоматичних систем 5
2. **Гальченко В.Я.** Математическое моделирование вертикального накладного вихретокового преобразователя дефектоскопа 7
3. **Гармаш О.В.** Анализ эффектов нормализации и денормализации в системах первого порядка методом пуассоновских спектров 12
4. **Даник В.О.** Лінійні стаціонарні системи під час вивчення дисципліни «Сигнали та процеси в радіотехніці» 15
5. **Даник В.О.** Імпульсні сигнали при вивченні дисципліни «Сигнали та процеси в радіотехніці» 18
6. **Делас Н.И.** Экспоненциальный и предельно гиперболический типы статистик как решение вариационной задачи 21
7. **Заболотній С.В., Іващенко К.В.** Моделювання послідовного оцінювання середнього методом максимізації поліному 24
8. **Каутов Ш., Сагатов М.М.** To the construction of the algorithm of calculation of one objective of filtration of structured fluids 26
9. **Луценко В.И., Луценко И.В., Ло Иян, Соболяк А.В.** Описание и анализ квазипериодических сигналов распространяющихся в средах с поглощением и дисперсией 29
10. **Морозов В.** Математические модели некоторых классов нелинейных дискретных сигналов для применения в телекоммуникационных системах критичного назначения 32
11. **Палагин В.В., Івченко А.В., Ведерников Д.А.** Построение моделей аддитивного взаимодействия постоянного сигнала и коррелированной негауссовой помехи с использованием статистических характеристик высших порядков 35
12. **Пархомей І.Р., Юшкевич О.Е.** Резонансний спосіб селекції сигналів в прикладних радіотехнічних системах 38
13. **Симонець О.В., Ключка К.М.** Алгоритми чисельної реалізації моделей електричних кіл, що описуються інтегральними рівняннями типу Вольтерри 42
14. **Стертен Ю.** О построении алгоритмов решения интегральных уравнений Вольтерра I рода в задачах восстановления сигналов 44
15. **Чорній А.М., Кейсар М., Муафак К.** Вплив Раманівського розсіювання на поширення оптичного сигналу у оптичних волокнах 47

МЕТОДИ ТА АЛГОРИТМИ ОБРОБКИ СИГНАЛІВ ТА СТАТИСТИЧНИХ ДАНИХ

16. **Баранник В.В., Окладной Д.Е.** Анализ развития технологии четвертого поколения (4G) на основе стандарта LTE – advance с внедрением взвешенной кодовой конструкции 51
17. **Беликова Т.В.** Метод противодействия скрытым информационно-психологическим атакам на социум в инфокоммуникационном пространстве 53
18. **Берегун В.С., Красильников О.І.** Характеристики виявлення несправностей технічних об'єктів при використанні коефіцієнта ексцес 55
19. **Бойко Ю.М.** Візуалізація системи керування та обробки сигналів у засобах телекомунікацій 58
20. **Верлань А.Ф., Фуртат Ю.О.** Підхід до організації систем багатопараметричного контролю 61
21. **Воробкало Т.В., Кручик К.П.** Нелінійні алгоритми вимірювання часу запізнення радіосигналу в умовах впливу асиметричних негауссівських завад 64
22. **Гончаров А.В., Доронін Д.С.** Застосування усічених поліномів Кунченка при оцінюванні параметрів адитивної суміші корисного сигналу та негауссівських завад 67
23. **Долгов Ю.А., Столяренко Ю.А., Долгов А.Ю.** Алгоритм подготовки таблицы многомерных пассивных экспериментальных данных для получения адекватной математической модели 70
24. **Заболотній С.В., Ткаченко О.М.** Застосування методу максимізації поліному для оцінювання параметрів однофакторної лінійної регресії при негауссовому розподілі помилок 74
25. **Заболотній С.В., Варза З.Л., Рудь М.П.** Дослідження ефективності адаптивних поліноміальних оцінок центра симетричних розподілів методом Монте-Карло 77
26. **Іващенко А.О., Гавриш О.С., Бурдукова О.В., Багрій М.О.** Асимптотичні властивості алгоритмів вимірювання амплітуди гармонічного сигналу з флюктуючою частотою при когерентному прийомі на фоні асиметрично-ексцесної завади 80
27. **Каплун В.В., Артеменко М.Ю., Поліщук С.Й., Бобровник В.М.** Розрахунок енергозберігаючого ефекту від застосування засобів активної фільтрації в трифазній чотирипровідній системі електропостачання 82
28. **Кисельова Г.О., Кисельов В.Б.** Чисельний розв'язок нелінійних інтегральних рівнянь Вольтери II роду з використанням формул Ньютона-Котеса підвищеної точності 85
29. **Кравець П.О.** Ігровий метод синхронізації сигналів розподіленої системи 88

30. **Красильников А.И.** Модели негауссовских симметричных распределений с нулевым коэффициентом эксцесса 91
31. **Круліковський О.В., Галюк С.Д., Політанський Л.Ф.** Рекурентний аналіз багатовимірних хаотичних систем 94
32. **Кунченко-Харченко В.І.** Моделі прогнозування інтегрованих систем за поліномами наближення в просторі Кунченка 97
33. **Кунченко-Харченко В.І., Сікора Л.С.** Цикли Кондратьєва – чи витягне двигун інформаційних технологій з прірви машину прогресу 101
34. **Кунченко-Харченко В.І., Огірко О.І.** Нелінійна статистична обробка негаусівських сигналів та алгоритми оцінювання інформаційних параметрів нечітких сигналів 107
35. **Луценко В.И., Луценко И.В., Соболяк А.В., Попов И.В.** Разрешение - обнаружение- измерение параметров сигналов в негауссовых шумах 118
36. **Луценко В.И., Луценко И.В., Соболяк А.В., Попов И.В.** Оптимальное обнаружение сигналов на фоне стационарных негауссовых помех 121
37. **Міненко П.О., Варакута Є.К., Бекмурадов А., Міненко Р.В.** Використання рішень СЛАР із функціональними коефіцієнтами 124
38. **Приймак М.В., Дмитроца Л.П., Олійник М.З.** Функції зі змінним періодом та їх наближення рядами Фур'є 128
39. **Prykhodko S.V., Prykhodko N.V., Kudin O.O., Smykodub T.G.** Detecting outliers in bivariate non-Gaussian data on the basis of normalizing transformations 131
40. **Реутська Ю.Ю., Бичковський В.О.** Імітаційне моделювання роботи імпульсно-доплерівського радару в заводській обстановці 134
41. **Ситник О.О., Ключка К.М., Протасов С.Ю.** Математичне моделювання вимірювальних перетворювачів з використанням інтегральних рівнянь 137

АПАРАТНІ ТА ПРОГРАМНІ ЗАСОБИ ОПРАЦЮВАННЯ СИГНАЛІВ ТА ДАНИХ

42. **Баранник В.В., Красноруцкий А.А.** Разработка показателей качества и эффективности сервиса дистанционного предоставления видеoinформационных услуг в системе управления в условиях кризисной ситуации 141
43. **Владимирский А.А., Владимирский И.А.** Технические средства оценки степени коррозионного износа подземных трубопроводов 144
44. **Гаврилов Д.С.** Визначення основних критеріїв для побудови системи відеоконференцзв'язку в збройних силах України 147

45. **Гавриш О.С., Лега Ю.Г., Базрій М.О., Оксюк К.Ю.** Калькулятор для розрахунку параметрів мікрострічкових ліній передач в середовищі Labview 150
46. **Дроботулін О.Г., Зорін О.С., Гончаров А.В., Палагін В.В.** Розробка системи віддаленого моніторингу та передачі метеоданих 153
47. **Дроботулін О.Г., Харабадзе Т.Г., Мартиненко С.С., Палагін В.В.** Розробка поліноміальної системи виявлення сигналів на фоні негаусівських завад 155
48. **Дорошенко А.В., Кратко О.О., Пуха Г.С.** Прив'язка осей модуля комбінованого приймача до географічних координат для пеленгування морських об'єктів 158
49. **Иванников Д.И.** Профессиональный GPS мониторинг и контроль топлива 161
50. **Клюфас С.І., Гордієнко В.І.** Оптико-електронний приціл з адаптивним налаштуванням системи стабілізації поля зору 164
51. **Кучеренко С.М.** Оптимізація метеорологічного обладнання з використанням ГНСС 166
52. **Лелеко С.А.** Програмні засоби комп'ютерного моделювання поліноміального виявлення сигналів на фоні негаусівського шуму по моментному критерію типу неймана-пірсона в середовищі Matlab Simulink 170
53. **Лиса Н.К., Сікора Л.С., Марцишин Р.С., Міюшкович Ю.Г.** Задача і методи відбору даних для контролю вібрації енергоактивних агрегатів 173
54. **Макаренко А.О.** Новітня технологія Openflow Softswitch програмно-конфігурованих мереж 176
55. **Петренко А.М.** Математичне моделювання ефективності експлуатації силових трансформаторів типу ТМН 179
56. **Parviz Ali Zada, Nejat Tuncay, Baris Ozturk, Cihan Kivanc.** Windmill with self deviating due to wind speed turbine blades geometry 180
57. **Parviz Ali Zada, Nejat Tuncay, Baris Ozturk, Cihan Kivanc.** DC measurement methods to determine batteries and super-capacitors internal resistances 189

КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ

58. **Бирюков Н.Л., Триска Н.Р.** Телекоммуникации в формате 5G: перспективы и технические решения 197
59. **Воробкало Т.В., Ключка О.С.** Комп'ютерне моделювання нелінійних алгоритмів вимірювання часу запізнення радіосигналу при негаусівських завадах 200

60. **Воробкало Т.В.** Комп'ютерне моделювання ЦАП в середовищі Multisim 204
61. **Гавриш О.С., Лега Ю.Г., Багрій М.О., Ченурна О.О.** Модернізація віртуального стенду для дослідження поляризації електромагнітної хвилі 207
62. **Дорошенко А.В., Прогонов Д.О.** Виявлення стеганограм з використанням авторегресійних моделей зображення-контейнера 209
63. **Дяченко П.В.** Simulink-модель дослідження динамічних процесів коливальних систем 212
64. **Зорін О.С., Палагін В.В., Палагіна О.А.** Моделювання системи передачі даних шумовими негаусовими сигналами з асиметричною модуляцією в віртуальному середовищі Matlab (Simulink) 215
65. **Клопотовський П.А.** Імітаційне моделювання елементів LTE систем в середовищі Matlab/Simulink 218
66. **Лиса Н.К., Сікора Л.С., Яворський Б.І.** Лазерна діагностика енергетичних і просторових образів динаміки процесів фізико – хімічних перетворень 220
67. **Мартынченко С.С., Кравченко А.О., Шмыг В.С.** Имитационное моделирование работы адаптивного обнаружителя импульсных сигналов из флюктуирующей амплитудой, принимаемых на фоне негауссовых помех 224
68. **Олейник О.Ю.** Имитационное моделирование автоколебательной системы виброчастотных датчиков с механическим резонатором 227
69. **Приймак М.В., Мацюк О.В., Шимчук Г.В., Яскілка В.Я.** Моделі та інформаційні технології дослідження стохастично періодичних пуассонівських потоків 229
70. **Прогонов Д.О., Богайчук В.О., Терещенко Є.М.** Ефективність універсальних стегодетекторів у випадку використання адаптивних методів формування стеганограм 232
71. **Савич В.С.** Модель процесу стаціонарної фільтрації у гетерогенному середовищі 235
72. **Сучкова С.А.** Новейшие полупроводниковые материалы для наноэлектроники: функционализация и компьютерное моделирование 238
73. **Філіпов В.В.** Дослідження складності алгоритмів спільного оцінювання параметра постійного сигналу та дисперсії негаусівської завади 241
74. **Фомічов С.В.** Застосування методу рентгенових оцінок для визначення рівня ефективності управління енергозберігаючою діяльністю на об'єктах промислового комплексу 245
75. **Чепинога А.В., Федоренко С.А.** Застосування методу Кунченка для побудови статистичних рядів Еджворта 247

ІСТОРІЯ НАУКИ І ТЕХНІКИ

76. <i>Даник В.О.</i> Студентська тема – тема вічна!	250
77. <i>Даник В.О.</i> Про факультет і університет!	253
АВТОРСЬКИЙ ПОКАЖЧИК	257
ЗМІСТ	261

Наукове електронне видання

П Р А Ц І

VI Міжнародної
науково-практичної конференції

"ОБРОБКА СИГНАЛІВ І НЕГАУСІВСЬКИХ ПРОЦЕСІВ"

*Пам'яті професора
Ю.П. Кунченка*

24-26 травня 2017 р.,
м. Черкаси, Україна

В авторській редакції.

Технічний редактор *Філіпов В.В.*

Гарн. Times New Roman. Обл.-вид. арк. 12,62. Зам. 17-е112.

Черкаський державний технологічний університет
Свідоцтво про державну реєстрацію ДК № 896 від 16.04.2002 р.
бульвар Шевченка, 460, м. Черкаси, 18006

Редакційно-видавничий відділ ЧДТУ
red_vidav@chdtu.edu.ua