

УДК 004.65

## НЕЛІНІЙНА СТАТИСТИЧНА ОБРОБКА НЕГАУСІВСЬКИХ СИГНАЛІВ ПРОФЕСОРА ЮРІЯ ПЕТРОВИЧА КУНЧЕНКА ТА АЛГОРИТМИ ОПТИМАЛЬНОГО ОЦІНЮВАННЯ ІНФОРМАЦІЙНИХ ПАРАМЕТРІВ СИГНАЛІВ

В. І. Кунченко-Харченко<sup>1</sup>, І. В. Огірко<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Черкаський державний технологічний університет,  
б-р Т. Шевченка, 460, м. Черкаси, 18006, Україна

<sup>2</sup>Українська академія друкарства,  
вул. Під Голоском, 19, Львів, 79020, Україна

*Розглянуто прикладне застосування результатів дослідження статистичної теорії обробки сигналів для розв'язання проблем синтезу методів та алгоритмів оптимального оцінювання інформаційних параметрів сигналів, що приймаються на тлі завад. Показано, що для статистично залежної випадкової величини кількість добутої внаслідок застосування алгоритму оптимального оцінювання інформаційних параметрів сигналу інформації залежить від параметрів кореляції, які визначають коефіцієнти полінома. Запропоновано механізм, згідно з яким пошукова система обчислює кут між векторами  $n$ -мірного простору Юрія Кунченка. Найвідповіднішими є документи, просторово-векторне представлення яких спрямоване туди ж, куди і представлення пошукового запиту.*

**Ключові слова:** негаусівські сигнали, простір Кунченка, нелінійна статистична обробка сигналів, інформаційний пошук.

**Постановка проблеми.** Однією з основних проблем дослідження статистичної теорії обробки сигналів є синтез методів і алгоритмів оптимального оцінювання інформаційних параметрів сигналів, що приймаються на тлі завад. Результати оцінювання інформаційних параметрів сигналів передаються до автоматичних систем інформаційного пошуку, які використовують для зменшення інформаційного перевантаження.

З інформаційним пошуком пов'язані проблеми розсилки, сортування, упорядкування та класифікації, відбору інформації. До проблем інформаційного пошуку належать питання: представлення даних, інформації, знань; розміщення інформації в сучасних інформаційних сховищах; багатомовний інформаційний пошук; одночасний інформаційний пошук; розподілений інформаційний пошук; суспільний інформаційний пошук. Для ідеальної пошукової системи списки відібраних та відповідних документів повинні збігатися. Альтернативою традиційним моделям оцінювання відповідності параметрів шуканого терміна може бути новий математичний метод оцінювання параметрів випадкових величин —

метод максимізації полінома, який запропонував Ю. П. Кунченко, заснований саме на їх моментно-кумулянтному описі інформаційної складової сигналу.

У процесі синтезу оптимальних вимірювачів параметрів сигналів, що приймаються при негаусівських завадах, виникає низка теоретичних проблем, які полягають у тому, що не розроблено єдиного способу опису негаусівських завад і єдиної теорії синтезу оптимальних вимірювачів параметрів при цих завадах. Професор Юрій Петрович Кунченко є основоположником нового наукового напрямку в галузі нелінійної статистичної обробки негаусівських сигналів [1–8]. Наукова школа, яку створив професор Ю. П. Кунченко, за визначенням відомих науковців, є розпізнавальним знаком Черкаської національної школи статистичного аналізу. Розвиток нової теорії і методів професора Ю. П. Кунченка має фундаментальний характер і продовжується у створеній ним науковій школі. Учений розробив нові методи оцінювання параметрів випадкових процесів, засновані на використанні стохастичних поліномів [2–6]. Ю. П. Кунченко запропонував три типи моделей, близьких до гаусівських завад: асиметричні, ексцесні та асиметрично-ексцесні. Ці моделі дають змогу врахувати тонку структуру негаусівських завад. 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 негаусівських завадах. Постійним сигналом є найпростіший сигнал, який має постійне значення під час спостереження. У 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.

У реальних пошукових системах у списках відібраних джерел містяться і невідповідні до запиту документи. Ефективність пошукових систем оцінюють за двома параметрами: пошукова відповідність і пошукова якість.

Стратегія інформаційного пошуку — це алгоритм, який, переглядаючи набір документів  $(D_1, \dots, D_n)$ , встановлює їхню відповідність пошуковому запиту. Оскільки пошуковий термін трапляється в документах багато разів, можна говорити про різний ступінь відповідності пошуковому запиту. Цей алгоритм обчислює коефіцієнт відповідності для кожного документа КВ (ПЗ, Ді), де  $1 \leq i \leq n$ . Існують такі стратегії інформаційного пошуку: з використанням векторно-просторового представлення; пошук імовірності появи пошукового терміна в документі; з побудовою мовної моделі для кожного документа; з побудовою мережі припущень, яку використовують для встановлення відповідності документа пошуковому запиту; з булевим індексуванням, коли кожному пошуковому термінові присвоюють власну вагу, яку потім враховують під час побудови впорядкованих списків документів; із застосуванням не проявленого семантичного індексування; з побудовою нейромереж; із використанням продуктивних алгоритмів, коли початковий пошуковий запит видозмінюється; із застосуванням нечітких множин, коли документу ставиться у відповідність нечітка множина.

Розроблення ефективних методів та алгоритмів обробки сигналів, що приймаються при різних завадах, є важливою проблемою в статистичній радіотехніці,

радіолокації і системах зв'язку, що підтверджує актуальність розроблення методів і алгоритмів оцінювання параметрів сигналів, які приймаються за наявності негаусівських завад. Ця актуальність зростає у зв'язку з тим, що в загальнотеоретичному плані негаусівські завади дають змогу синтезувати точніші вимірювачі порівняно з оптимальними вимірювачами параметрів сигналу, що приймаються при гаусівських завадах.

Частину роботи, яку передбачає дослідження, було виконано під час стажування в Технологічно-гуманітарному університеті ім. Казимира Пулавського (Польща, м. Радом).

**Аналіз останніх досліджень та публікацій.** Над розв'язанням окресленої проблеми працювали такі всесвітньо відомі вчені, як Н. Вінер, К. Шенон, Д. Мідлтон, Г. Ван Тріс, Р. Фано, К. Хелстром та ін. Вчені В. О. Котельников, І. Н. Аміантов, Л. С. Гуткін, Є. І. Куліков, Б. Р. Льовін, В. Г. Репін, Ю. Г. Сосулін, Г. П. Тартаковський, В. І. Тихонов, А. П. Трифонов та ін. Вони зробили великий внесок у теорію оцінювання. Серед українських учених у цій галузі насамперед заслуговують на увагу напрацювання Ю. П. Кунченка — основоположника нового наукового напрямку в галузі нелінійної статистичної обробки негаусівських сигналів [1–8]. Він є автором монографії «Нелінійна оцінка параметрів негаусівських радіофізичних сигналів», в якій запропонував три типи моделей, близьких до гаусівських завад: асиметричні, ексцесні, асиметрично-ексцесні. Суттєвим доповненням у розвиток цієї теорії були наукові доробки таких українських учених, як Я. Д. Ширман, С. Є. Фалькович, В. М. Манжос, П. Є. Баранов, Т. К. Вінцюк, Я. П. Драган, Ю. П. Кунченко, В. О. Омельченко, М. О. Шутко, І. М. Яворський та ін.

**Мета статті** — статистична обробка негаусівських сигналів та оптимальне оцінювання інформаційних параметрів сигналів.

**Виклад основного матеріалу дослідження.** Актуальність побудови методів і алгоритмів обробки статистичних даних на основі спостережень потребує постійного підвищення точності вимірювання параметрів [3–7]. Підвищення точності пов'язане з врахуванням в алгоритмах обробки властивостей процесу. Метод максимізації полінома дає змогу оцінювати параметри випадкових негаусівських процесів на основі використання усереднених характеристик у вигляді моментів і кумулянтів, тих даних, що описують випадковий процес. Якщо вибіркові значення є статистично пов'язані, треба здійснити адаптацію методу максимізації полінома.

Нехай спостерігається вибірка  $\vec{x} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  обсягом  $n$ -залежних, однаково розподілених випадкових значень із випадковою величиною  $\xi(\mathcal{G})$  з багатомірною функцією розподілу  $W_n(x_1, \dots, x_n, t_1, t_2, \dots, t_n; \mathcal{G})$ , де параметр  $\mathcal{G}$  є інформативним, набуваючи істинного значення  $\mathcal{G}_0$  (Івченко О. В. Черкаський державний технологічний університет. Алгоритм оцінки параметрів негаусівських випадкових процесів за статистично залежною вибіркою методом максимізації полінома).

Згідно з методом максимізації полінома [1–7] для оцінки невідомого скалярного параметра  $\mathcal{G}$  використовують узагальнений стохастичний поліном 1-го типу порядку  $s$  і розміром  $n$ -виду:

$$1_{sn} \left( \bar{x} / \mathcal{G} \right) = nk_0(\mathcal{G}) + \sum_{i=1}^s k_i(\mathcal{G}) \sum_{v=1}^n (x_v), \quad (1)$$

де  $\varphi(x_v)$  — види функціонального перетворення над вибірковими значеннями. Якщо у вибірковому стохастичному поліномі вигляду (1) коефіцієнти  $k_0(\mathcal{G})$  і  $k_i(\mathcal{G})$  дорівнюють:

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

де  $\psi_i(\mathcal{G})$  — математичне очікування функцій  $\varphi_i(x_v)$ , а функції  $h_i(\mathcal{G})$  знаходять із розв'язання системи лінійних алгебраїчних рівнянь:

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

то при будь-якому кінцевому  $s$  поліном (1) асимптотичні при  $n \rightarrow \infty$ , як функція параметра  $\mathcal{G}$ , має максимум у точці  $\hat{\mathcal{G}}_n$ , околі істинного значення  $\mathcal{G}_0$ . Причому при  $n \rightarrow \infty$  величина  $\hat{\mathcal{G}}_n$  збігається з вірогідністю до  $\mathcal{G}_0$ .

У наведених виразах:  $\psi_i(\mathcal{G}) = E\varphi(\xi)_i$ ,  $F_{i,j}(\mathcal{G}) = \psi_{i,j}(\mathcal{G}) - \psi_i(\mathcal{G})\psi_j(\mathcal{G})$ ,  $\psi_{i,j}(\mathcal{G}) = E\varphi_i(\xi)\varphi_j(\xi)$  оцінку параметра  $\mathcal{G}$  знаходять із розв'язання рівняння:

$\frac{d}{d\mathcal{G}} 1_{sn} \left( \bar{x} / \mathcal{G} \right) \Big|_{\mathcal{G}=\hat{\mathcal{G}}_n} = 0$ , яке в розгорнутому вигляді для (1) дорівнює:

$$\sum_{i=1}^s h_i(\mathcal{G}) \sum_{i=1}^n [\varphi_i(\xi) - \psi_i(\mathcal{G})] \Big|_{\mathcal{G}=\hat{\mathcal{G}}_n} = 0. \quad (4)$$

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

У разі статистично залежної вибірки з досліджуваної величини узагальнений стохастичний поліном 1-го типу порядку  $s$  і розміром  $n$  набуває вигляду:

$$I_{snz} \left( \bar{x} / \mathcal{G}; Z \right) = k_0(\mathcal{G}; Z) + \sum_{i=1}^s \sum_{v=1}^n k_{iv}(\mathcal{G}; Z) \varphi_i(x_v). \quad (5)$$

Відмінність полінома (5) від полінома (1), яка полягає в залежності коефіцієнтів полінома від параметрів кореляції, представлених у вигляді матриці кореляції  $z$ :

$$z = \begin{pmatrix} 1 & R_{12} & \cdots & R_{1n} \\ R_{21} & 1 & \cdots & R_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ R_{n1} & R_{n2} & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \quad (6)$$

де  $R_{v,k}$  — коефіцієнти кореляції, які характеризують ступінь зв'язку між вибірковими значеннями. Їх визначають як стандартні функції кореляції, що часто використовують на практиці. Отже, коефіцієнти полінома (5)  $k_0(\mathcal{G}; Z)$  і  $k_i(\mathcal{G}; Z)$  дорівнюють:

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

Для статистично залежних випадкових величин оцінку невідомого параметра  $\vartheta$  можна знайти з розв'язку стохастичного рівняння, що має такий вигляд:

$$\sum_{i=1}^s \sum_{v=1}^n h_{iv}(\vartheta; Z) [\varphi_i(\xi) - \psi_i(\vartheta)] \Big|_{\vartheta=\vartheta_0} = 0, \quad (8)$$

яке визначається як похідна по шуканому параметру  $\vartheta$  від стохастичного полінома вигляду (5). Функції  $h_i(\vartheta; Z)$  у цьому випадку знаходять із системи лінійних алгебраїчних рівнянь:

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

Корелянти  $\psi_{i,j}^{(v,k)}(\vartheta)$  і центровані корелянти  $k_{i,j}^{(v,k)}(\vartheta)$  виражаються через одномірні та сумісні моменти:

$$\psi_{i,j}^{(v,k)}(\vartheta) = m_{ij}^{(v,k)}(\bar{\vartheta}), \quad k_{ij}^{(v,k)}(\bar{\vartheta}) = \alpha_i(\bar{\vartheta}) \alpha_j(\bar{\vartheta}), \quad (10)$$

де  $\alpha_i(\bar{\vartheta}) = E(\xi^i) = \int_{-\infty}^{\infty} \xi^i W_1(\xi) dx$  — прості одномірні моменти порядку, а  $m_{ij}^{(v,k)}(\bar{\vartheta}) = E(\xi^i \xi^j) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \xi^i \xi^j W(\xi_1, \xi_2) dx$  — сумісні моменти порядку  $(i + j)$ .

Коефіцієнти  $h_i(\vartheta; Z)$  з розв'язання рівняння (9) для випадкових величин зі статистичним зв'язком першого порядку також визначаються через кореляційні функції [1–7] як міри зв'язку між вибірковими значеннями. Для полінома  $1_{sn}(\bar{x}/\vartheta)$  з коефіцієнтами  $h_i(\vartheta)$ , з розв'язання системи алгебраїчних рівнянь (3), виконується рівність:

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

де функція  $J_{sn}(\vartheta)$  — кількість добутої інформації про параметр  $\vartheta$  з незалежної вибірки обсягом  $n$  методом максимізації полінома.

Кількість добутої інформації прямо пропорційна обсягу 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:

$$J_{snz}(\vartheta; Z) = E \left[ \frac{d}{d\vartheta} I_{snv}(\bar{x}, \vartheta; Z) \right]_{\vartheta_0}^2 = n \sum_{i=1}^s h_i(\vartheta_0; Z) \frac{d}{d\vartheta} \psi_i(\vartheta_0) \geq 0. \quad (12)$$

З виразів (11) і (12) видно, що кількість добутої інформації залежить від вибору функцій  $\varphi_i(\xi)$ . Для функцій  $h_i(\vartheta)$  (4) дисперсія оцінки, що знайдена методом максимізації полінома, буде асимптотично дорівнювати  $\sigma_{\min}^2 \approx J_{sn}^{-1}(\vartheta)$ .

Асимптотично справедлива нерівність:

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

де  $\sigma_{(s)\min}^2$  — асимптотична дисперсія оцінки, коли кількість членів у поліномі (1) дорівнює  $s$ . У випадку кореляційного статистичного зв'язку [4–7] дисперсія, як обернена функція до кількості добутої інформації, може змінюватись завдяки кореляційним функціям, які визначають значення коефіцієнтів полінома (9).

У дослідженні обрано підхід, який полягає у представленні пошукового запиту та документів у вигляді просторових векторів. Пошукова система відбирає документи, просторові вектори яких подібні до просторового вектора пошукового запиту. В основі векторно-просторового представлення документа лежить припущення, що зміст документа передається словами, які він містить. Просторово-векторне представлення будується для пошукового запиту і для кожного документа. Просторово-векторне представлення документа — 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 трапляється в документі. Тобто кожний компонент вектора відповідає кількості разів появи відповідного терміна в документі. Пошукова система обчислює коефіцієнт відповідності (КВ) просторово-векторного представлення документа до просторово-векторного представлення пошукового запиту.

**Висновки.** Запропонований у дослідженні механізм полягає в тому, що пошукова система обчислює кут між векторами  $n$ -мірного простору Кунченка. Найвідповіднішими є документи, просторово-векторне представлення яких спрямоване туди, куди і представлення пошукового запиту. Коефіцієнт відповідності документа пошуковому запиту визначається на основі ймовірності того, що документ є відповідним пошуковому запиту. Наявність чи не наявність пошукового терміна в документі використовується для визначення ймовірності того, що документ відповідає інформаційному запиту. Визначення ймовірності базується на попередніх статистичних даних про те, наскільки документ, який містить пошуковий термін  $A$ , відповідатиме пошуковому запиту, що містить термін  $A$ . Загальна ймовірність відповідності документа обчислюється як добуток ймовірностей відповідності для кожного терміна. Незалежність пошукових термінів у пошуковому запиту насправді спостерігається зрідка, тому обчислення сумарної відповідності значно ускладнюється, що збільшує час інформаційного пошуку. Крім того, потрібно мати попередні дані про входження термінів у відповідні, а також невідповідні до запиту документи.

Розвитком запропонованого підходу може бути використання мовних моделей для передбачення появи деякого слова в тексті. В інформаційному пошуку застосовують статистичні мовні моделі, щоб передбачити, чи з'явиться потрібне слово (пошуковий термін) в документі [8–10], тоді для кожного документа зі збірки можна обчислити ймовірність появи в документі пошукових термінів. Відповідно до цього документи впорядковують у пошуковому списку. Альтернативним підходом є побудова ймовірнісної моделі пошукового запиту,

тобто можна побудувати ймовірнісну модель появи тих чи інших пошукових термінів у запиті. Далі будується ймовірнісна модель запиту як сукупності незалежних подій, де кожна подія — це поява конкретного терміна у пошуковому запиті. В цій моделі ми можемо врахувати навіть імовірності неяви деяких термінів.

### СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Кунченко Ю. П. Полиноми приближения у просторі з породжувальним елементом / Ю. П. Кунченко: пер. з рос. — К. : Наукова думка, 2005. — 275 с.
2. Кунченко Ю. П. Стохастические полиномы / Ю. П. Кунченко — К. : Наукова думка, 2006. — 275 с.
3. Кунченко Ю. П. Нелінійна оцінка параметрів негаусівських радіофізичних сигналів / Ю. П. Кунченко. — К. : Вища школа, 1987. — 191 с.
4. Кунченко Ю. П. Полиномы приближения в пространстве с порождающим элементом / Ю. П. Кунченко. — К. : Наукова думка, 2003. — 243 с.
5. Kunchenko Y. P. Polynomial parameter estimation of close to Gaussian random variables. Shaker verlag Gmb, 2002. — 414 p.
6. Кунченко Ю. П. Проверка статистических гипотез при использовании полиномиальных решающих правил, оптимальных по моментному критерию суммы асимптотических вероятностей ошибок / Ю. П. Кунченко, В. В. Палагин // Радиоэлектроника и автоматика. — 2006. — № 3(34). — С. 4–11.
7. Кунченко Ю. П. Разработка нелинейных обнаружителей сигналов при негауссовых помехах, оптимальных по дисперсионным критериям / Ю. П. Кунченко, В. В. Палагин, С. С. Мартыненко // Тр. 2-й междунар. конф. по радиосвязи, звуковому и телевизи. вещанию (УкрТелеком-95). — Одесса, 1995. — С. 440–443.
8. Кунченко-Харченко В. І. Оптимізація пошукової моделі відбору даних з використанням Ку простору / В. І. Кунченко-Харченко, І. В. Огірко. Збірн. «Обробка сигналів і негаусівських процесів». Праці V міжнародної науково-практичної конференції. Черкаський державний технологічний університет. Черкаси. 20–22 травня 2015 р. — 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. Интернетика: Навигация в сложных сетях: модели и алгоритмы / Д. В. Ландэ, А. А. Снарский, И. В. Безсуднов. — М. : Либроком (Editorial URSS), 2009. — 264 с.

## NON-LINEAR STATIC TREATMENT OF NONGAUSSIAN SIGNALS BY YURIY PETROVYCH KUNCHENKO'S METHODS AND ALGORITHMS OF OPTIMAL EVALUATION OF SIGNALS INFORMATION PARAMETERS

V. I. Kunchenko-Kharchenko<sup>1</sup>, I. V. Ohirko<sup>2</sup>

<sup>1</sup>*Cherkasky State Technological University,  
460, Shevchenko Blvd, Cherkassy, 18000, Ukraine*

<sup>2</sup>*Ukrainian Academy of Printing,  
19, Pid Holoskom St., Lviv, 79020, Ukraine*

*The article presents the applied use of the results of researching the statistic theory of signal treatment for solving the problems of synthesis of methods and algorithms of the optimal evaluation of the signals information parameters received on the background of the obstacles. It has been shown that for the static depended randomized value using the algorithm of the optimal ranging of information parameters of signals, the received information depends of the correlation parameters, which define the polynomial coefficients. The proposed mechanism is following: the search engine calculates the angle between the vectors of Kunchenko's ndimensional space. Appropriate documents are the ones with the dimensional representation at the direction of searching request.*

**Keywords:** *non-Gaussian signals, Kunchenko's space, non-linear static signal treatment, information search.*

*Стаття надійшла до редакції: 19.08.2016.*