

1. Dickin F.J., Zhao X.J., Abdulach M.Z. and others. *Tomographic Imaging of Industrial Process Equipment Using Electrical Impedance Sensors. Sensors VI: Technology, Systems and Applications // Proceedings of the 5-th Conference on Sensors and their Applications.* – Bristol, Philadelphia and New York, 1991. Pp.215-220. 2. Lidgey F.J., Zhu O.S., McLeod C.N., Brecon W.R. *Electrode Current Determination from Programmable Voltage Sources. Electrical Impedance Tomography // Clinical Physics and Physiological Measurement.* – Suppl.A, 1992. Vol.13. Pp.43-46. 3. Дорожовець М.М., Федорчук А.А., Петровська І.Р. *Математичні засади прямої задачі томографії провідності // Вісн. ДУ"ЛПІ", 1998. №324. С.43-51.* 4. Дорожовець М.М. *Томографія електричної провідності з еквіпотенціальною схемою вимірювальних електродів // Вимірювальна техніка та метрологія.* – Львів, 1998. – Вип.53. – С.46-54. 5. Dorozhovets M., Stadnyk B, Zavgorodny V., Kowalczyk A *Electrical Impedance Tomography System Based on Equipotential Electrodes // Proceedings of the XV Symposium Electromagnetic Phenomena in Nonlinear Circuits. Liege, Belgium, 1998. Pp.269-271.* 6. Дорожовець М.М. *Математичні проблеми реконструкції образів в технічній томографії // Вимірювальна техніка та метрологія.* – Львів, 1998. – Вип.53. – С.113-121. 7. Бессонов Л.А. *Теоретические основы электротехники.* – М. 1961. 8. *Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах / Сергиенко И.В., Скеопецкий В.В., Дейнека В.С.: Отв. ред. Григоренко Я.М.* – К.: 1991. 9. Савула Я.Г. *Метод скінчених елементів.* – К.: НМК ВО, 1993. – 100 с.

УДК 621. 398

**О.В. Івахів**

Національний університет “Львівська політехніка”,  
кафедра інформаційно-вимірювальної техніки

## **МОДЕЛЮВАННЯ ДИСЦИПЛІН ОБСЛУГОВУВАННЯ СУКУПНОСТІ АНАЛОГОВИХ ДЖЕРЕЛ СИСТЕМИ**

© Івахів О.В., 2001

**Досліджується активність сукупності джерел вимірювальної інформації, оцінюється похибка відновлення досліджуваного процесу, вимоги до пропускну здатності каналів зв'язку як функції від активності джерела, заданої точності відтворення, критеріїв оцінки похибки, властивостей досліджуваних процесів для вибраних дисциплін обслуговування.**

**Measurement information totality sources activities, investigated process renovation error estimation, communication channel capacity demands as activity and needed renovation precision, different estimation ways and investigated processes properties function for choosing serving, types.**

**Вступ.** У процесі створення системи можна умовно виділити ряд етапів, а саме: системне та технічне проектування, виготовлення, випробовування, використання за призначенням. На системному етапі здійснюється вибір варіанта побудови й оптимізація параметрів системи. Варіант побудови системи вибирають з ряду альтернативних варіантів



цільова функція  $C(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r)$ , й серед можливих розв'язків системи вибраться такий, який би мінімізував (або максимізував) цю цільову функцію (що здебільшого називається критерієм ефективності системи).

При створенні математичної моделі системи необхідно забезпечити її адекватність реальній системі, тобто забезпечити чутливість аналітичного апарату до всіх істотних при проектуванні факторів, які повинні обов'язково враховуватись. Поняття адекватності охоплює й наявність опису взаємних зв'язків між окремими параметрами. Найуживаніша математична модель системи – це модель похибки, що обмежує значення сумарної похибки відновлення вимірювальних сигналів залежно від усіх впливових факторів, обраховане за виведеним аналітичним виразом. Однак, оскільки із підвищенням чутливості моделі зростає складність її аналітичного описання, то часто користуються деякими інженерними спрощеннями аналітичних моделей. Цей недолік аналітичних методів зумовив появу імітаційних методів аналізу систем, які не вимагають формування докладної аналітичної моделі [2-6].

**Формування завдання на моделювання.** На зміну циклічним системам, що обслуговують сукупність найпоширеніших сьогодні аналогових джерел вимірювальної інформації [7], при їх відповідних частотних властивостях й часовому розділенні каналів, прийшли системи, адаптивні до потоку вимірювальної інформації [8]. Ці системи оптимальніше реагують на поточні зміни обслуговуваних процесів, які досить вдало описуються кусково-стаціонарними моделями. На кожному з таких стаціонарних інтервалів можна оперувати поняттям зваженої активності  $i$ -го джерела, оцінюючи її як відношення кількості відліків, традиційно одержаних за критерієм Найквіста-Котельнікова, до ненадлишкових відліків цього джерела з виходу компресуючого пристрою (поліноміального типу чи адаптивного комутатора), пронормоване діленням на суму таких відношень, що характеризують сукупність усіх джерел системи. Отже, кожному інтервалу відповідає свій, здебільшого апріорно невідомий, розподіл активностей  $\{\alpha_{ni}\}$ , де 
$$a_{\mu} = a_i / \sum_i a_i, \alpha_i = n_{iex} / n_{iex}.$$

При обслуговуванні об'єктів атомної енергетики, літальних апаратів, багатофакторних експериментів часто бажано мати компактну експрес-інформацію про стан об'єкта загалом, що дозволило би оперативно реагувати на ті чи інші збурення, коригувати процес керування об'єктом чи експериментом, ефективно вибрати відповідну дисципліну обслуговування сукупності джерел системи [9, 10]. Сформувавши при апріорно невідомих активностях емпіричну оцінку інформаційного стану об'єкта, загалом можливо:

а) призначити відповідно до неї жорстку програму опитування сукупності джерел на цьому інтервалі стаціонарності [11];

б) підбирати від сукупності джерел групи ненадлишкових відліків, забезпечивши в послідовності  $N$  кожному з джерел кількість позицій  $N_i$ , що відповідає середньозваженій активності  $\alpha_{ni}$  ( $N_i = N \cdot \alpha_{ni}, i = \overline{1, n}$ )  $i$ -го джерела [12];

в) підбирати від сукупності джерел групи ненадлишкових відліків, не обмежуючи в послідовності  $N$  кількості позицій для кожного  $i$ -го джерела [13].

У першому випадку [14] відносний внесок службової інформації про інформаційний стан об'єкта найменший, а ефективність тим вища, чим довший інтервал стаціонарності,

оскільки службова інформація передаватиметься лише один раз на інтервалі. Службове слово може формуватися як порядкова статистика [15].

У другому випадку обслуговування еластичніше, проте через гнучкість програми опитування службові слова про розташування відліків активних джерел у послідовності необхідно формувати для кожної з груп відліків зокрема (застосовуючи, наприклад, алгоритми нумераційного кодування [16]), а про сукупність відведених кожному з джерел позицій у послідовності  $\{ N_i \}$  інформувати лише один раз на кожному з інтервалів.

У третьому випадку з кожною послідовністю передаватиметься як код розташування, так і код набору, оскільки він нефіксований [17].

Саме ці три дисципліни обслуговування доцільно дослідити моделюванням на ЕОМ (рис.2).

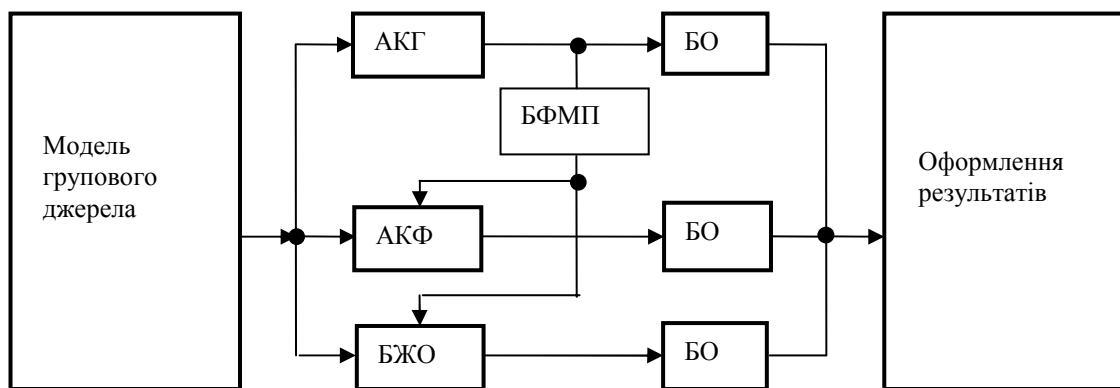


Рис.2. Блок-схема імітаційного моделювання різних дисциплін обслуговування сукупності джерел

**Модель джерела.** Моделювання випадкового процесу на цифровій ЕОМ зводиться до знаходження способів формування комп'ютером дискретних значень, що підпорядковані відповідним випадковим процесам. Сучасні комп'ютери здатні відтворювати послідовності незалежних випадкових чисел з рівномірним або нормальним законами розподілу. Ці послідовності можна трактувати як відліки білої завади. Щоби сформувати відліки випадкових процесів із заданими статистичними характеристиками, необхідно скористатися спеціальними алгоритмами перетворення вихідних стандартних послідовностей комп'ютерних джерел випадкових чисел. Ці алгоритми повинні використовувати якомога менше операцій та комірок пам'яті, оскільки при статистичних експериментах опрацьовуються значні масиви випадкових чисел. Відомі сьогодні алгоритми [18] ефективні лише при моделюванні стаціонарних нормальних процесів, і вони базуються на лінійному перетворенні стандартної стаціонарної послідовності незалежних нормальних випадкових чисел у послідовність, корельовану за певним заданим законом. При цьому найчастіше використовуються два типи операторів лінійного перетворення, а саме ковзаючого підсумовування та рекурентного відтворення, відповідно

$$\xi[n] = \sum_{k=1}^l c_k x[n-k],$$

$$\begin{aligned}\xi[n] &= a_0x[n] + a_1x[n-1] + \dots + a_lx[n-l] + b_1\xi[n-1] + b_2\xi[n-2] + \dots + b_m\xi[n-m] = \quad (2) \\ &= \sum_{k=1}^l a_kx[n-k] + \sum_{k=1}^m b_k\xi[n-k].\end{aligned}$$

де  $\xi[n]$  – формована алгоритмом корельована послідовність;  $x[n]$  – послідовність незалежних чисел стандартного комп’ютерного джерела, підпорядкованих нормальному закону розподілу.

Перший алгоритм дозволяє моделювати випадкові процеси практично з будь-яким спектром, тобто кореляційною функцією. Його недоліком є залежність швидкодії алгоритму та пам’яті ЕОМ від ширини спектра модельованого процесу. Другий алгоритм використовує марківське подання випадкового процесу, позбавлене недоліків першого алгоритму, а швидкодія та обсяги пам’яті залежать від значення порядку модельованого ланцюга Маркова, тобто від форми спектра (в нашому випадку необхідно відтворювати ланцюг 2-3 порядку). Кожна з кореляційних функцій формує свої набори значень коефіцієнтів  $c_k$ ,  $a_k$ ,  $b_k$ .

Математичною моделлю джерела вимірювального сигналу на кусково-стаціонарному інтервалі служить [19] випадковий процес з коваріаційною функцією

$$K(\tau) = \sigma^2(1 + \omega_x|\tau|)\exp\{-\omega_x|\tau|\}$$

та енергетичним спектром

$$G(\omega) = \frac{4\sigma^2}{\omega_x} \left/ \left[ 1 + \left( \frac{\omega}{\omega_x} \right)^2 \right]^2 \right.$$

Активність джерел визначається тривалістю інтервалу кореляції  $\tau$  або середньоквадратичною частотою  $\omega_{li}$  [20]

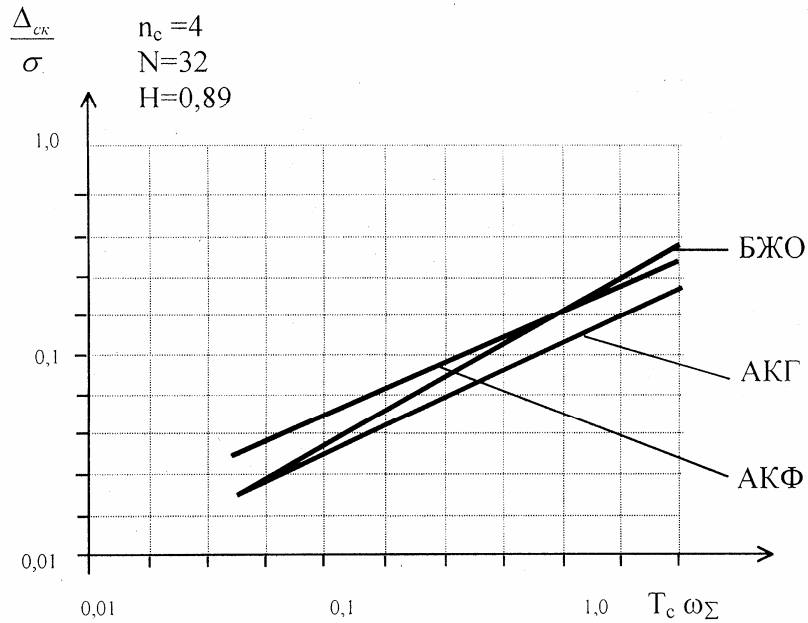
$$\tau_k = \left[ 2 \int_{-\infty}^{\infty} |R(\tau)| d\tau \right]^{-1} \quad \omega_{li} = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 G(\omega) d\omega}{\int_{-\infty}^{\infty} G(\omega) d\omega}.$$

Можна встановити, що  $\tau_k = 2/\omega_x$ ,  $\omega_{li} = \omega_x$ .

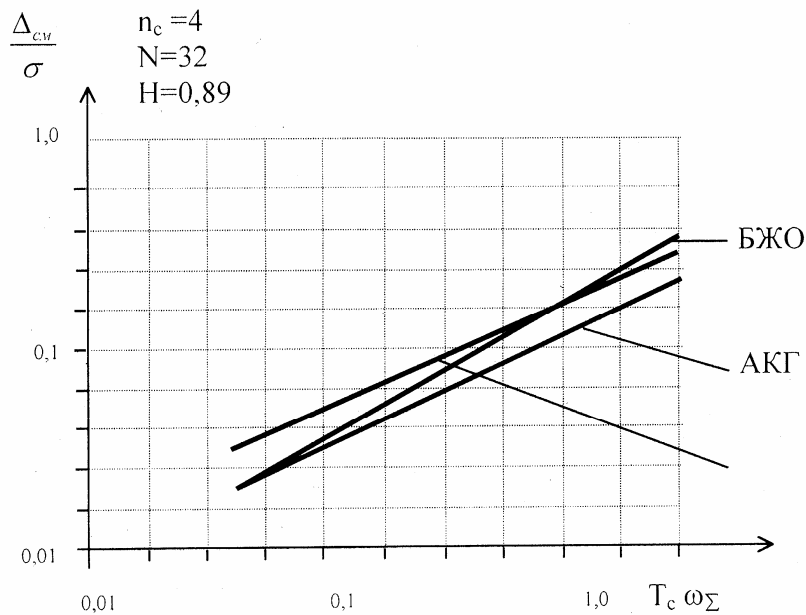
Випадкові процеси, сформовані (рис.2) в блоці моделей джерел повідомлень, подаються у блоки жорсткого опитування БЖО, адаптивного комутування з фіксованим набором джерел псевдокадру АКФ та нефіксованим (гнучким) набором АКГ.

Блок аналізу активностей БФМП протягом певного часу формує набір псевдокадру та вводить його у блоки БЖО та АКФ. Після цього блоки БЖО, АКФ та АКГ паралельно обслуговують одну й ту саму реалізацію прогенерованого випадкового процесу. Блоки опрацювання БО визначають середньоквадратичні та середньомодульні оцінки похибок відновлення, опитаних блоками БЖО, АКФ та АКГ процесів. Припускалось, що відновлення здійснювалось екстраполяторами нульового порядку. Протягом експерименту визначались залежності похибки відновлення від сумарної активності джерел та нерівномірності їх активностей. Сумарна активність оцінювалась параметром  $\omega_\Sigma T_c$ , де  $T_c$  –

такт адаптивного комутатора,  $\omega_\Sigma = \sum_{i=1}^n \omega_{li}$  – сумарна середньоквадратична частота сукупності джерел на інтервалі стаціонарності.



а



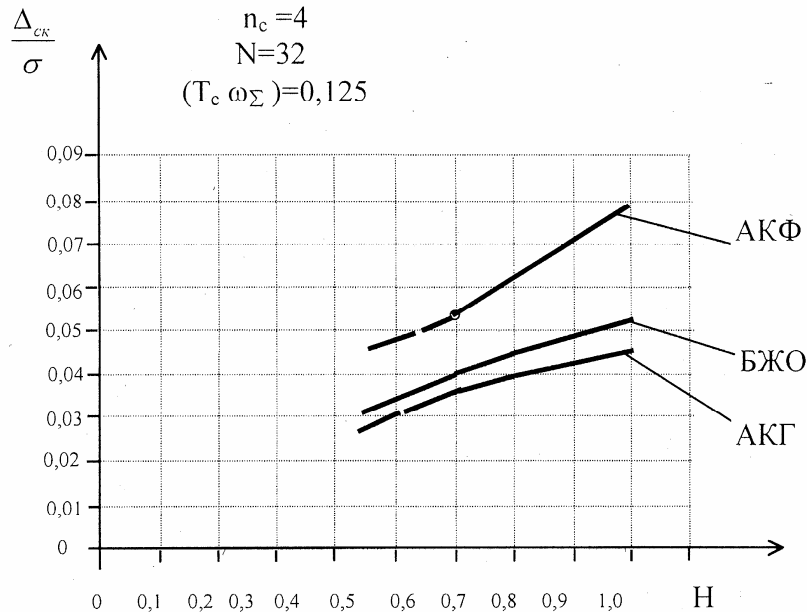
б

Рис.3. Залежність нормованих середньоквадратичної (а) та середньомодульної (б) оцінок похибок відновлення від умовного такту комутатора для різних дисциплін обслуговування

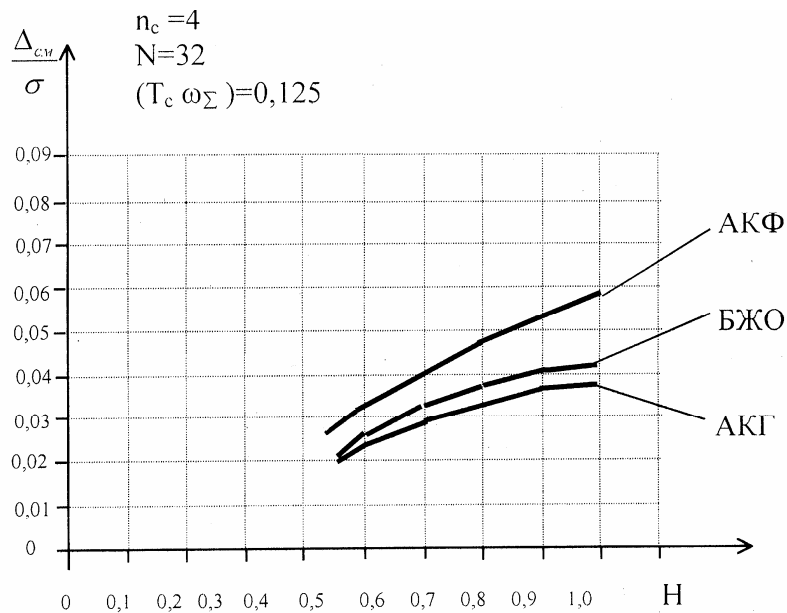
Нерівномірність розподілу активностей оцінювалась нормованою ентропійною функцією від зважених інтенсивностей потоків вибірових значень кожного імітованого джерела з виходу адаптивного комутатора, тобто від зважених активностей  $\{\alpha_{ni}\}$ . Зазначимо, що в кожен з тактових моментів на виході адаптивного комутатора з'являється вибірове значення того джерела, в якого пронормований за його середньоквадратичним відхиленням модуль похибки прогнозування виявляється найбільшим серед сукупності всіх  $n$  джерел. Отже,

$$H = -\frac{1}{\log n} \sum_{i=1}^n \lambda_{oi} \log \lambda_{oi}, \quad \lambda_{oi} = \lambda_i / \sum_i \lambda_i \equiv \lambda_{\cdot\mu},$$

де  $\lambda_i$  – інтенсивність відліків  $i$ -го джерела на виході адаптивного комутатора, а отже, й блока АКГ. Одержані для сукупності із 4 джерел залежності, пронормовані за ансамблем середньоквадратичної  $\bar{\Delta}_{СК}$  та середньомодульних  $\bar{\Delta}_{СМ}$  оцінок похибки відновлення, а також ентропії  $H$ , як функції від параметра  $\omega_{\Sigma} \cdot T_c$  подано на рис. 3–5 відповідно.



а



б

Рис. 4. Залежність нормованих середньоквадратичної (а) та середньомодульної (б) похибок від ентропії групового джерела для різних дисциплін обслуговування

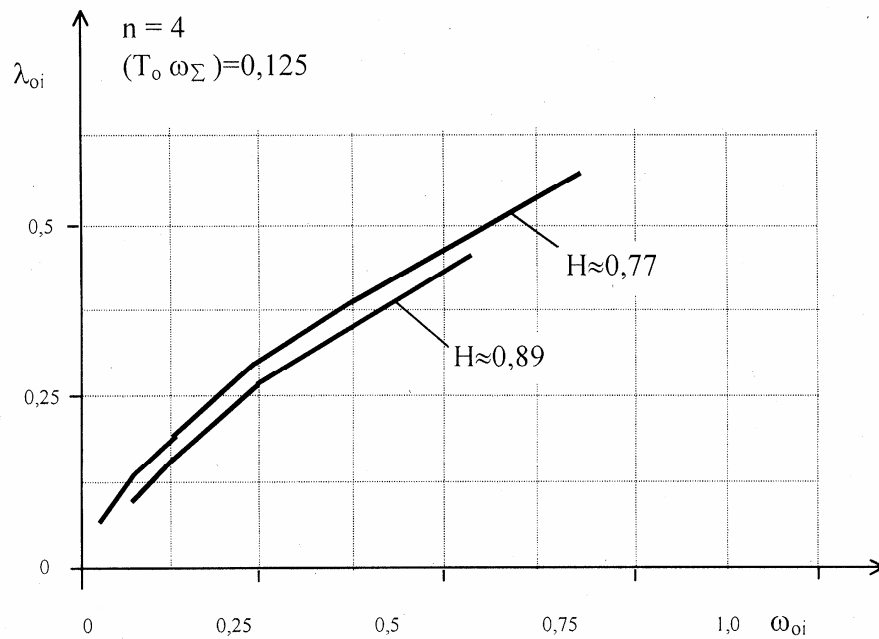


Рис.5. Залежність інтенсивності потоку відліків джерела на виході адаптивного комутатора від середньоквадратичної частоти джерела

**Висновки.** Аналіз залежностей показує, що при малих допустимих похибках відновлення система з БЖО вимагає меншої кількості вибірових значень  $i$ -го джерела на інтервалі стаціонарності, ніж система з АКФ, проте більшої кількості, ніж з АКГ, до того ж із зменшенням параметра  $\omega_{\Sigma} \cdot T_c$  криві похибок для систем з БЖО асимптотично наближаються до відповідних кривих системи з АКГ.

При певних значеннях параметра  $\omega_{\Sigma} \cdot T_c$  залежності похибок для систем з БЖО та АКФ перетинаються й із подальшим збільшенням параметра  $\omega_{\Sigma} \cdot T_c$  система з АКФ дає менші значення похибок, ніж система з БЖО. Якщо до цього ще врахувати, що БЖО, на відміну від АКФ та АКГ, не вимагає витрат на формування коду розміщення протягом інтервалу стаціонарності, то можна сподіватися, що при незначних допустимих похибках відновлення система з БЖО вимагатиме меншої пропускної здатності каналу, ніж система з АКГ чи система з АКФ. Із збільшенням допустимої похибки система з БЖО стає дедалі гіршою від системи з АКГ, якщо не враховувати службових витрат. Для однозначної відповіді необхідно проаналізувати їх вплив на показники системи. Отже, на інтервалі стаціонарності при незначних допустимих похибках відновлення система з БЖО найефективніша, а при більших – для обґрунтованого висновку необхідно детальніше проаналізувати вплив кількості джерел системи та методів формування службової інформації на значення необхідної пропускної здатності каналу зв'язку. Чим менше значення ентропії  $H$ , тим більша нерівномірність розподілу активностей. З рис.5 видно, що із збільшенням нерівномірності розподілу активностей джерел середні за ансамблем похибки в усіх трьох випадках зменшуються. У системах з АКФ та БЖО це можна пояснити тим, що послідовність відліків скінченна й кожне з джерел займатиме в ній не менше від однієї позиції. Тому при істотно нерівномірному розподілі активностей малоактивні джерела опитуються частіше, ніж необхідно для заданої точності відновлення, а, отже, усереднена за ансамблем похибка відновлення спадає.



Проте таке пояснення не задовольняє систему з АКГ, у якій послідовність позицій для кожного з джерел системи не обмежена якимось фіксованим числом, а значення усередненої похибки все ж зменшується із зростанням нерівномірності. Цю ситуацію можна, мабуть, пояснити нелінійною залежністю (рис.6) між інтенсивністю  $\lambda_i$  вибірових значень від  $i$ -го джерела на виході АКГ та його середньоквадратичною частотою  $\omega_i$ . Так, із зменшенням зваженої середньоквадратичної частоти  $\omega_{oi} = \omega_{ii} / \sqrt{\sum_i \omega_{ii}}$  відношення  $\lambda_{oi} / \omega_{oi}$  теж зростає, що й забезпечує зменшення похибки відновлення низькоактивних джерел. А оскільки останніх у системі є більше, ніж високоактивних, то середня за ансамблем похибка спадає із зростанням нерівномірності розподілу активностей. Кількості джерел у послідовностях систем з БЖО та АКФ визначаються відповідно до потоку вибірових значень на виході АКГ, тому нелінійність залежності  $\lambda_{oi} = f(\omega_{oi})$  (рис.6) теж є фактором, що впливає на поведінку залежності похибки відновлення від нерівномірності розподілу активностей для систем з АКФ та БЖО, аналогічно впливові від обмеженості довжини послідовності. Доходимо також висновку, що середня за сукупністю джерел похибка відновлення ( $\Delta_{\text{сеп}} = \frac{1}{n} \sum_i \Delta_i$ ) не може слугувати ефективним критерієм активності всієї сукупності джерел, оскільки така характеристика нечутлива до перерозподілу похибок між джерелами, що не дозволяє виявити огрублення одних джерел завдяки уточненню інших. Щоби підтримувати рівномірність розподілу похибок відновлення, необхідно контролювати значення похибок кожного з джерел зокрема.

1. Ивахненко А.Г. Моделирование сложных систем. Информационный подход. – К., 1987. -64с. 2. Nalepa J. Zastosowanie symulacji komputerowej w projektowaniu systemow pomiarowych // Materiały Krajowego Kongresu Metrologii “Nowe wyzwania i wizje metrologii, Gdansk ‘98”, 15-18.09. 1998. Tom 3. S. 175-181. 3. Скурихин В.И., Шифрин В.Б., Дубровский В.В. Математическое моделирование. – К., 1983. 4. Р.Б. Вельган, О.В. Ивахив. Імітаційне моделювання багатоканальних вимірювальних систем // Proceedings of the 1-st International Modelling School - Krym'96. September 12-17, 1996, Rzeszow, 1996. С.97-99. 5. Вельган Р., Віблий Р., Ивахив О. Моделювання систем при проектуванні // Міжнародна науково-технічна конференція “Сучасні проблеми засобів телекомунікації, комп’ютерної інженерії та підготовки спеціалістів”. ТСЕТ ‘98 23-28.02.98 р. Львів, Державний університет “Львівська політехніка”, 1998. С.72. 6. Behota R., Ivakhiv O., Semenystyy A. Symulacja dzialania wielokanalowego systemu pomiarowego // XXXII Miedzynaczelniana Konferencja Metrologow, МКМ'2000. Rzeszow-Jawor, 11-15.09.2000, Tom 1. S.209-214. 7. Воздушно-космическая телеметрия. Сборник переводов под. ред. Трофимова К.Н. – М., 1968. 8. Калашиников И.Д., Степанов В.С., Чуркин А.В. Адаптивные системы сбора и передачи информации. – М., 1975. 9. Ивахив О. Вимірювально-інформаційна система експериментального дослідження стану двигунів // Матеріали III конгресу двигуновиробників “Прогрес. Якість. Технологія.” (18-22.09.1998 р., Київ-Харків-Рибальське). Праці Харківського державного аерокосмічного університету ім. М.Є.Жуковського (ХАІ). Праці Інституту машин та систем Мінпромполітики та НАН України. Харків, 1998, с. 519. 10. Бутовченко А.Ф., Елизаров К.К., Ивахив О.В., Калашиников И.Д., Карлов А.А., Мазена Р.Б.,

Роцин Б.В. Информационная система модульной космической станции // Зарубежная радиоэлектроника, 1975. №11. С. 76-85. 11. Калашников И.Д., Мазепа Р.Б., Роцин Б.В., Ивахив О.В. Устройство программируемого многоканального опроса абонентов // А. с. СССР № 650240. // Бюл. изобрет., 1979. № 8. 12. Калашников И.Д., Мазепа Р.Б., Роцин Б.В., Ивахив О.В. Устройство для адресации псевдокадров в многоканальных адаптивных системах передачи информации / А.с. СССР №516086 // Бюл. изобрет., 1979. № 8. 13. Ватутин С.И., Ивахив О.В., Кушнир З.О., Пацарнюк Я.В., Пуйда В.Я. Устройство формирования адресного сигнала псевдокадра / А. с. СССР № 1417204 // Бюл. изобрет., 1988. № 30. 14. Ивахив О.В. Аналіз інформаційного стану об'єкта загалом // Вісн. ДУ "Львівська політехніка". 1997, № 314. С. 22-28. 15. Data compressor. Patent USA № 31369.222, 340-172.5. 16. Ивахив О. Нумераційне кодування джерела вимірювальної інформації // Контрольно-вимірювальна техніка. 1993, № 50. С. 12-22. 17. Бегота Р., Ивахив О., Кушнир З., Толопко Я. Асимптотическая оптимальность нумерационного кодирования источника // Контрольно-измерительная техника, 1989, № 46. С. 3-9. 18. Кошевой А. Телеметрические комплексы летательных аппаратов. М., 1975. 19. Левин Б. Теоретические основы статистической радиотехники. Т.1. М., 1969.

УДК 621.317:621.396

Ю.О. Скрипник, О.П. Яненко\*

Київський державний університет технології та дизайну,  
\* Науково-дослідний центр квантової медицини "Відгук"

## ШЛЯХИ ЗНИЖЕННЯ ФЛУКТУАЦІЙНОГО ПОРОГУ ЧУТЛИВОСТІ ВИМІРЮВАЧІВ СЛАБКІХ СИГНАЛІВ

© Скрипник Ю. О., Яненко О. П., 2001

**Розглянуті вимірювачі слабких сигналів на основі модуляційних радіометричних систем (МРС). Показана структурно-алгоритмічна можливість зниження флуктуаційного порогу МРС без зниження швидкодії системи.**

**The devices for measurement of weak signals based on modulation radiometric systems (MRS) were considered. Structural-algorithmic possibility of decreasing of the MRS fluctuation threshold without decreasing the system's speed of operation was shown.**

Радіометричні системи (РС) як вимірювачі слабких сигналів широко використовуються в різних галузях науки і техніки для оцінки, вимірювання та реєстрації інтенсивності сигналів, рівень яких значно менший за рівень власних шумів в РС. Подібні задачі актуальні для радіоастрономії, фізики, біології та медицини [1–3]. Основним елементом подібних РС є високочутливий приймач-радіометр, який виконується із застосуванням компенсаційної, кореляційної або модуляційної схеми [1].

Вимірювання сигналу, що сприймається антеною, зводиться до виділення малого приросту напруги сигналу на фоні великої напруги власних шумів радіометра. В компенсаційному радіометрі (рис. 1,а) напруга власних шумів (антени X1, підсилювача А1,