

# ОПРАЦЮВАННЯ ТА ПЕРЕТВОРЕННЯ ВИМІРЮВАЛЬНИХ СИГНАЛІВ

УДК 621.317

## БАГАТОПРОГРАМНИЙ БАГАТОКАНАЛЬНИЙ ЗАСІБ ВИМІРЮВАННЯ

© Тарас Домінюк<sup>1</sup>, Орест Івахів, Роман Козут, Богдан Марець, 2003

Національний університет "Львівська політехніка", <sup>1</sup>кафедра "Інформаційно-вимірювальні технології",  
"Прилади точної механіки", вул. С. Бандери, 12, 79013, Львів, Україна

*Для зменшення семантичної надмірності часто зручно використовувати програмовані системи, серцевиною яких є модуль аналізування. У статті досліджуються його основні характеристики.*

*Часто для уменьшения семантической избыточности применяют программированные системы, сердцевиной которых является модуль анализа. В статье исследуются его основные характеристики.*

*The programmable systems often are very convenient for the measurement object semantic reducing. The object state analyzing unit is the core of the system. It's main characteristics are investigated in this paper.*

**Вступ.** Останнім часом щоразу частіше нагадує про себе міждисциплінарна наука – мехатроніка, яка об'єднує дві функційні частини, а саме: механічну (здебільшого це прецизійний виконавчий електро-механічний вузол) та інформаційно-вимірювальну структуру, призначену для спілкування з об'єктом вимірювання через сукупність сенсорів та формування за вимірювальною інформацією відповідних стимулюючих (керуючих) дій на виконавчий механізм. Сам об'єкт вимірювання може перебувати на певній відстані від пункту керування вимірювальним експериментом, на забрудненій території чи в інших шкідливих для персоналу умовах [1]. Вважається, що набори потрібних програм опитування та послідовність їх зміни у такому разі відомі заздалегідь, але точно не відомо, в який момент здійснювати цю зміну. Названі чинники зумовлюють потребу підвищувати автономність системи інформаційного забезпечення, ставлять принципово нові вимоги до організації раціонального та цілеспрямованого збирання, опрацювання та обміну значними масивами інформації, оперативного оцінювання стану об'єкта дослідження та керування вимірювальним експериментом. Щоб забезпечити вищезазначені можливості бажано одержати від об'єкта вимірювання якомога більшу кількість інформації, а проєктований засіб вимірювання повинен відчувати зміни поточної ситуації на об'єкті дослідження, відповідно до

них переходити до чергових програм опитування та потрібних наборів опитуваних джерел.

**Структура багатоканального засобу.** Вона може містити [2, 3] модуль аналізування поведінки сукупності джерел об'єкта вимірювання МА, модуль зберігання набору програм опитування ПЗП, модуль комутування аналогових сигналів, аналого-цифрового перетворення, завадостійкого кодування та модем К, під'єднаний до лінії зв'язку (рис.1). Виходи (м. 8, м. 9) джерел аналогових сигналів ( $i = \overline{1, n}$ ) одночасно під'єднані до відповідних виходів комутатора К та модуля аналізування МА, який інформує модуль зберігання програм ПЗП (м. 1) про потребу змінити програму опитування. Модуль ПЗП задає комутаторові К послідовність опитування джерел засобу (м. 4, м. 5) та керує накопиченням абсолютних похибок дискретизування (в першому випадку) чи відхилень активностей (у другому) блока МА (м. 2, м. 3).

**Встановлення основних характеристик модуля аналізування.** Для цього визначального модуля відповідність програми опитування поточній ситуації може оцінюватися через відстеження поведінки суми:

1) похибок дискретизування від усіх джерел сукупності упродовж циклу опитування;

2) відхилень активностей джерел (абсолютних чи відносних) від значень, що відповідають поточній програмі опитування.

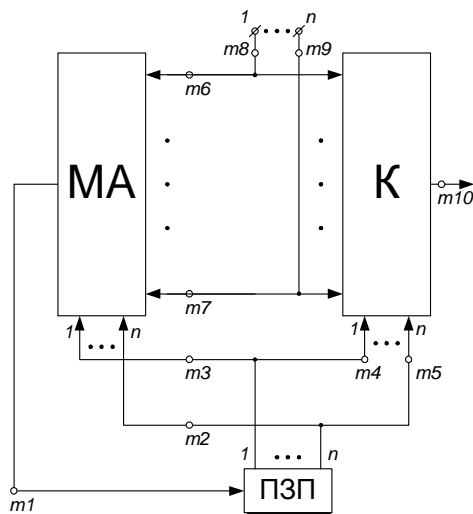


Рис. 1. Структура багатоканального засобу

Оскільки в обидвох випадках додаються випадкові значення, то для їх сум можна знайти відповідні точкові та інтервальні статистичні оцінки (порогові значення). Неперевищення порогу із заданою довірчою ймовірністю означає відповідність реальній поточній ситуації на об'єкті вимірювання, а його перевищення – свідчить про зміну поточної ситуації й потребу переходу до відповіднішої програми опитування. Сума похибок (перший випадок) порівнюється з пороговим значенням на кожному кроці опитування, а суми відхилень (другий випадок) – після закінчення аналізування тривалістю  $T_a$ .

У першому випадку (модуль аналізування першого типу, рис. 2) виходи аналогових джерел (м. 8, м. 9) під'єднано до відповідних входів (м. 6, м. 7) модуля МА, а саме: вибіркові значення записуються на першому кроці у відповідні запам'ятовувальні пристрої ЗП<sub>i</sub>, на другому та наступних кроках надходять у пристрій віднімання ВП<sub>i</sub> й через нормально відкритий ключ Кл<sub>i</sub> до суматора Σ. У пристрої ВП<sub>i</sub> кожного чергового вибіркового значення віднімається перше записане у ЗП<sub>i</sub>. Під час опитування *i*-го джерела за програмою сигналом з модуля ПЗП (м. 2, м. 3) припиняється надходження до суматора Σ одержаної в *i*-му ВП<sub>i</sub> різниці. Водночас оновлюється поточним вибіркового значенням вміст ВП<sub>i</sub>. На наступному кроці від'ємником буде вже це, а не перше вибіркоче значення *i*-го джерела, оскільки під час опитування похибка його дискретизування обнулюється.

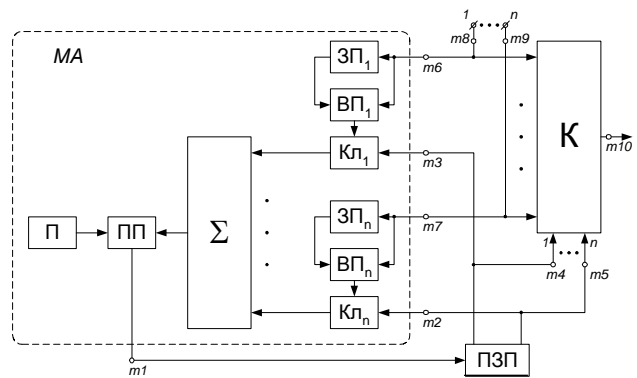


Рис. 2. Модуль аналізування першого типу

Під час регулярного опитування в кожному із вимірювальних каналів абсолютний  $\overline{z_{oi}}$  (або відносний  $\delta_{oi}$ ) середній квадрат похибки дискретизування визначається [4] як

$$\overline{z_{oi}^2} = \frac{1}{3} (\omega_i \sigma_i T_{oi})^2 \text{ або } \delta_{oi}^2 = \frac{\overline{z_{oi}^2}}{\sigma_i^2} = \frac{1}{3} (\omega_i T_{oi})^2, \quad (1)$$

де  $\omega_i$  та  $\sigma_i$  – середньоквадратична частота та середньоквадратичне відхилення *i*-го сигналу, відповідно;  $T_{oi}$  – його період опитування.

Оскільки похибка дискретизування знаковмінна, то її середнє значення дорівнює нулеві, а дисперсія збігається з другим початковим моментом. Тому якщо похибки сукупності усіх каналів багатоканального засобу незалежні, дисперсія сумарної похибки оцінюється як

$$\sigma_{\delta_{\Sigma 1}}^2 = \sum_i \overline{z_{oi}^2} = \frac{1}{3} \sum_i (\omega_i \sigma_i T_{oi})^2 \text{ або } \sigma_{\delta_{\Sigma 1}}^2 = \delta_{\Sigma}^2 = \frac{1}{3} \sum_i (\omega_i T_{oi})^2. \quad (2)$$

Зазначимо, що оскільки потужність *i*-го вимірювального сигналу  $\sigma_i^2 = \frac{1}{2\pi} \int_0^\infty G_i(\omega) d\omega$  та узагальнена спектральна густина потужності  $G_{\Sigma}(\omega) = \sum_i G_i(\omega)$ , то якщо окремі сигнали незалежні, справджується рівність  $\sigma_{\Sigma}^2 = \sum_i \sigma_i^2$ .

Якщо прийняти період опитування  $T_{oi}$  однаковим для всіх *n* джерел ( $T_{oi} = T_o$  для  $i = \overline{1, n}$ ), то, враховуючи визначення середньоквадратичної частоти [5], маємо

$$\begin{aligned} \sigma_{\partial\Sigma 1}^2 &= \frac{1}{3} T_o^2 \sum_i (\omega_i \sigma_i)^2 = \frac{1}{3} T_o^2 \sum_i \int_0^\infty \omega^2 G_i(\omega) d\omega = \\ &= \frac{1}{3} T_o^2 \int_0^\infty \omega^2 \left[ \sum_i G_i(\omega) \right] d\omega = \\ &= \frac{1}{3} T_o^2 \int_0^\infty \omega^2 G_\Sigma(\omega) d\omega = \frac{1}{3} T_o^2 (\omega_{1екв} \sigma_\Sigma)^2, \end{aligned} \quad (3)$$

де  $G_i(\omega)$  та  $G_\Sigma(\omega)$  – спектральна густина потужності  $i$ -го сигналу, зокрема, та сукупності сигналів загалом, відповідно; тобто еквівалентна для засобу загалом середньоквадратична частота

$$\begin{aligned} \omega_{1екв}^2 &= \frac{\int_0^\infty \omega^2 G_\Sigma(\omega) d\omega}{\int_0^\infty G_\Sigma(\omega) d\omega} = \\ &= \frac{\int_0^\infty \omega^2 G_\Sigma(\omega) d\omega}{\sigma_\Sigma^2}, \end{aligned} \quad (4)$$

де  $\sigma_\Sigma^2$  – сумарна потужність сукупності каналних сигналів.

Відповідно до закону великих чисел вважатимемо, що сумарна похибка як випадкова величина добре опишеться законом розподілу Стюдента або Гаусса. Тому із певною довірчою ймовірністю  $P_{\partialов}$  можемо встановити гарантійний інтервал для сумарної похибки дискретизування

$$x_{\partialов} = \pm t_\alpha \sigma_{\partial\Sigma 1}, \quad (5)$$

де  $t_\alpha$  – гарантійний коефіцієнт заданої довірчої ймовірності.

Одержана сума похибок порівнюється пристроєм ПП з обчисленим пороговим значенням (5), яке зберігається у пристрої П. Відповідний сигнал перевищення подається в модуль ПЗП (м. 1).

У другому випадку (модуль аналізування другого типу, рис. 3) аналізатором оцінюється кількість проявів активності. Тут виходи аналогових джерел під'єднано до входів (т. 6, т. 7) відповідних прогнозів ПНП<sub>*i*</sub>. Блок формування ФП упродовж періоду аналізування  $T_a$  визначає поточні абсолютні  $\{N_i\}$  чи відносні  $\{\alpha_i\}$  активності сукупності джерел засобу та їх відхилення від встановлених значень  $\{\bar{N}_i\}$  чи  $\{\bar{\alpha}_i\}$ , які надходять від ПЗП (м. 2, м. 3). Ці відхилення додаються у пристрої  $\Sigma$ , а одержана сума порівнюється в пристрої ПП із встановленим пороговим значенням, яке зберігається пристроєм П.

Метрологічні вимоги та динамічні властивості об'єкта вимірювання інтегровано описує інформаційна характеристика об'єкта вимірювання. Зокрема, з метрологічного погляду активним визнається джерело, зміна вимірювального сигналу якого досягає допустимого граничного або середньоквадратичного значення [6]. Зокрема, відліки на виході прогнозера нульового порядку з'являються лише тоді, коли зміна вимірювального сигналу досягає значення  $\Delta U$ , яке задається його абсолютною похибкою квантування. Оскільки воно достатньо мале, то на інтервалі між відліками сигнал є досить гладкою функцією, яку можна наближено подати у вигляді полінома  $m$ -го порядку. Очевидно, що якість наближення залежить від порядку апроксимаційного полінома, проте із його зростанням вирази ускладнюються, а підвищення точності наближення незначне. Так, модельне порівняння [7] законів розподілу, одержаних для лінійного та квадратичного наближень, вказує, що за малих допустимих похибок квантування сигналів наближення точніше проявляється лише на "хвостах" розподілів, тобто під час оцінювання щільностей ймовірностей великих інтервалів. Тому достатньо скористатися лінійним наближенням, а саме:

$$\xi(t) = \xi_0 + a_1 t, \text{ якщо } 0 \leq t \leq T_o, \quad (6)$$

де  $t = 0$  відповідає моментові появи попереднього відліку;  $a_1$  – коефіцієнт розкладу, що дорівнює першій похідній вимірювального сигналу в момент  $t = 0$ ;  $\xi_0$  – значення попереднього відліку.

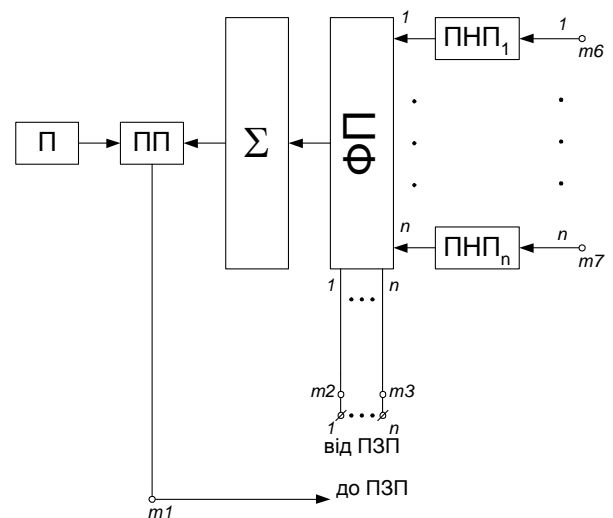


Рис. 3. Модуль аналізування другого типу

Кількість перетинів вимірювальним сигналом допустимих меж  $\Delta U$ , як і інтервали  $\tau$  між цими перетинами, є випадковою величиною. Перша похідна вимірювального сигналу  $\xi(t)$  з нормальним законом розподілу та дисперсією  $\sigma_i^2$  теж має нормальний закон розподілу [7] з дисперсією

$$\sigma_{a1}^2 = \sigma_i^2 \omega_{li}^2, \quad (7)$$

де  $\omega_{li}$  – середньоквадратична частота  $i$ -го вимірювального сигналу, а саме:

$$p\left(\frac{\dot{\xi}}{\xi}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{a1}} \exp\left\{-\frac{\left(\frac{\dot{\xi}}{\xi}\right)^2}{2\sigma_{a1}^2}\right\}.$$

Відомо також [7], що при лінійному апроксимуванні (6) вимірювального сигналу закон розподілу інтервалів  $\tau$  між черговим досягненням допустимих меж матиме вигляд

$$p(\tau) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot \frac{\Delta U}{\sigma_{a1}\tau^2} \cdot \exp\left\{-\frac{(\Delta U)^2}{2\sigma_{a1}^2\tau^2}\right\}, \quad (8)$$

де  $\Delta U$  – крок (абсолютна похибка) квантування.

Оскільки активність джерела вимірювального сигналу тотожна частоті появи його відліків, її миттєве значення  $\eta = 1/\tau$ , то закон розподілу цієї частоти встановлюємо за розподілом (8) як закон розподілу функції випадкового аргументу  $\tau$ , а саме:

$$p(\eta) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot \frac{\Delta U}{\sigma_{a1}} \cdot \exp\left\{-\eta^2 \frac{1}{2} \left(\frac{\Delta U}{\sigma_{a1}}\right)^2\right\}. \quad (9)$$

Інтенсивність відліків [7], тобто середня частота їх появи (математичне сподівання) на виході прогнозера нульового порядку з урахуванням виразів (7) та (9)

$$\lambda_i = \bar{\eta} = \int_0^{\infty} \eta p(\eta) d\eta = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{\sigma_{a1}}{\Delta U}\right) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot \frac{\omega_{li}}{\varepsilon_i}, \quad (10)$$

де  $\varepsilon_i = (\Delta U)/\sigma_i$  – прономований за середньоквадратичним відхиленням  $i$ -го сигналу крок квантування.

Початковий  $\nu_{2i}$  та центрований  $\mu_{2i} \equiv \sigma_{\eta i}^2$  моменти частоти  $\eta$  знайдемо за формулами

$$\nu_{2i} = \int_0^{\infty} \eta^2 p(\eta) d\eta = \left(\frac{\sigma_{a1}}{\Delta U}\right)^2 = \left(\frac{\omega_{li}}{\varepsilon_i}\right)^2 \quad \text{та}$$

$$\sigma_{\eta i}^2 = \nu_{2i} - (\bar{\eta})^2 = \left(\frac{\pi-2}{\pi}\right) \left(\frac{\omega_{li}}{\varepsilon_i}\right)^2. \quad (11)$$

Очікувана кількість відліків  $i$ -го джерела упродовж періоду аналізування  $T_a$  становитиме  $\bar{N}_i = \bar{\eta}_i T_a = \lambda_i T_a$ , а їх дисперсія  $D[N_i] = \sigma_{\eta i}^2 T_a^2$ . Відхилення реальної кількості  $N_i$  проявів активності  $i$ -го джерела від кількості  $\bar{N}_i$ , прогнозованої поточною програмою опитування  $\Delta N_i = (N_i - \bar{N}_i)$ , є випадковою величиною із законом розподілу  $p(\eta)$  та відкоригованими параметрами (математичним сподіванням та середньоквадратичним відхиленням) (9). Тобто математичне сподівання  $M[\Delta N_i] = M[N_i - \bar{N}_i] = 0$  й  $M\left[\sum_i \Delta N_i\right] = 0$ , а з урахуванням виразів (4) та (11)

дисперсія суми відхилень від усіх джерел багатоканального засобу

$$D[(\Delta N)_{\Sigma}] = \sum_i D[N_i] = \sum_i \sigma_{\eta i}^2 T_a^2 = T_a^2 \sum_i \sigma_{\eta i}^2 =$$

$$= T_a^2 \left(\frac{\pi-2}{\pi}\right) \sum_i \left(\frac{\omega_{li}}{\varepsilon_i}\right)^2 = \sum_i \frac{\int_0^{\infty} \omega^2 G_i(\omega) d\omega}{(\Delta U)^2} =$$

$$= \left(\frac{\omega_{1екв}}{\varepsilon_{екв}}\right)^2 \equiv \sigma_{\delta\Sigma}^2. \quad (12)$$

В останньому виразі враховано, що абсолютний крок квантування  $\Delta U$  для усіх вимірювальних сигналів прийнято однаковим, а  $\varepsilon_{екв} = (\Delta U/\sigma_{\Sigma})$  – прономований за коренем квадратним із сумарної потужності крок квантування.

Аналогічно до попереднього випадку (5) за законом великих чисел вважатимемо, що сума відхилень реальної кількості проявів активностей від прогнозованих поточною програмою опитування як випадкова величина добре описується законами розподілу Стюдента або Гаусса. Тому із певною довірчою ймовірністю  $P_{дов}$ , враховуючи співвідношення (12), можемо встановити гарантійний інтервал для суми відхилень

$$x_{дов} = \pm t_{\alpha} \sigma_{\delta\Sigma}. \quad (13)$$

Про необхідність переходу до наступної програми опитування модуль ПЗП інформується відповідним сигналом від ПП (м. 1), якщо перевищено порогове значення (13).

Сама ж тривалість аналізування залежить від потрібної надійності забезпечення збіжності відносного показника активності  $i$ -го джерела  $\alpha_i$  до ймовірності  $\alpha_{iH}$  появи його істотних з метрологічного погляду відліків серед загального потоку відліків, одержаних з виходів усієї сукупності прогнозів нульового порядку.

Упродовж аналізування  $T_a$  серед відліків усіх джерел засобу відліки  $i$ -го джерела з'являються з відносною частотою  $\alpha_i = \eta_i / \sum_i \eta_i = N_i / \sum_i N_i = N_i / N$ . Середнє значення відносної частоти

$$\bar{\alpha}_i = \bar{\eta}_i / \sum_i \bar{\eta}_i = (\lambda_i T_a) / \left( \sum_i \lambda_i T_a \right) = (\lambda_i T_a) / \left( T_a \sum_i \lambda_i \right) = \lambda_i / \sum_i \lambda_i = 1/n_{эф}, \text{ тут } \lim_{N \rightarrow \infty} \bar{\alpha}_i = \lim_{T \rightarrow \infty} \bar{\alpha}_i = \alpha_{iH}, \text{ } n_{эф} -$$

еквівалентна кількість джерел засобу. Поява відліків  $i$ -го джерела  $N_i$  серед загальної кількості істотних відліків  $N$  описується біноміальним законом розподілу [8, 7]. Якщо кількість відліків  $N$ , одержана упродовж періоду аналізування  $T_a$ , значна, можна апроксимувати біноміальний закон розподілу нормальним з математичним очікуванням  $\bar{N}_i = N_{iH} = \alpha_{iH} N$  й дисперсією  $\sigma_{ei}^2 = N \alpha_{iH} (1 - \alpha_{iH}) = N_{iH} (1 - \alpha_{iH})$ , а тому й для відносної активності  $\alpha_i = N_i / N$ , враховуючи зв'язок між відносною  $\alpha_i$  та абсолютною  $N_i$  активностями через загальну кількість випробувань  $N$ , знайдемо, відповідно, параметри апроксимованого нормальним біноміального закону  $m_\alpha = \bar{N}_i / N \equiv \alpha_{iH}$  та  $\sigma_{ai}^2 = \sigma_{ei}^2 / N^2 = \alpha_{iH} (1 - \alpha_{iH}) / N$ . З довірчою ймовірністю  $\beta$  гарантійне відхилення  $\varepsilon_\beta$  відносної кількості відліків  $i$ -го джерела від очікуваної оцінюється за співвідношенням [8, 9]

$$\varepsilon_\beta = t_\beta \sigma_{ai} = \frac{t_\beta}{\sqrt{N}} \sqrt{\alpha_{iH} (1 - \alpha_{iH})}.$$

Звідси  $N = \left( \frac{t_\beta}{\varepsilon_\beta} \right)^2 \alpha_{iH} (1 - \alpha_{iH})$ , а враховуючи вира-

зи (10) та  $N = \sum_i N_{iH} = T_a \sum_i \lambda_i = \sqrt{\frac{2}{\pi}} T_a \sum_i \frac{\omega_{1i}}{\varepsilon_i}$ , якщо

$\varepsilon_i = \varepsilon$  для всіх  $i = \overline{1, n}$ , зокрема, отримуємо

$$N = \frac{T_a}{\varepsilon} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \omega_\Sigma, \text{ тому тривалість аналізування}$$

$$T_a = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \left( \frac{t_\beta}{\varepsilon_\beta} \right)^2 \varepsilon \frac{\alpha_{iH} (1 - \alpha_{iH})}{\omega_\Sigma}.$$

Тут враховано зв'язок між частотними властивостями сукупності джерел системи  $\omega_\Sigma$  ( $\omega_\Sigma = \sum_i \omega_{1i}$ ) та параметрами компресора через інтенсивність ненадмірних відліків [7]. Пронормована ширина зони квантування зумовлює значення похибки прогнозування, а саме:  $\delta_{np} = \varepsilon / \sqrt{12}$ , а гарантований інтервал  $\varepsilon_\beta$  пов'язаний з відносною похибкою оцінювання активності ( $\varepsilon_\beta = \delta_{ai} \alpha_{iH}$ ), тому

$$T_a = \sqrt{6\pi} \frac{t_\beta^2 \delta_{np}}{\varepsilon_\beta \delta_{ai}} \frac{(1 - \alpha_{iH})}{\omega_\Sigma} = \sqrt{6\pi} \frac{t_\beta^2 \delta_{np}}{\omega_\Sigma \delta_{ai}^2} \frac{(1 - \alpha_{iH})}{\alpha_{iH}}. \quad (14)$$

Оскільки похибка прогнозування  $\delta_{np}$  повинна бути меншою від похибки оцінювання активності джерела  $\delta_{ai}$ , наприклад, у п'ять разів (це приблизно еквівалентно  $\sqrt{6\pi}$ ), то пронормована за середньоквадратичною частотою сукупності джерел тривалість аналізування (14) становитиме

$$\omega_\Sigma T_a \geq t_\beta^2 \frac{(1 - \alpha_{iH})}{\delta_{ai} \alpha_{iH}} \text{ або } \omega_\Sigma \delta_{ai} T_a \geq t_\beta^2 \frac{(1 - \alpha_{iH})}{\alpha_{iH}}$$

Вимоги до швидкості опрацювання вимірювальної інформації, її передавання лінією зв'язку визначаються аналогічно до системи із звичайним регулярним опитуванням джерел вимірювальної інформації та часовим розділенням каналів [2].

**Висновки.** Результати імітаційного моделювання модуля аналізування поведінки сукупності джерел багатоканального засобу вимірювання свідчать про можливість гнучкого опрацювання модулів багатопрограмного засобу, підтверджують доцільність його проектування, відкривають перспективи створення відповідних програмованих пакетів окремих модулів багатоканальних засобів.

1. Ильясов Б.Г., Старцев Ю.В., Головацкий К.Э., Альмухамедов Р.Р., Белалов Б.М. Автономные наземные транспортные средства как объекты автоматического управления // Мехатроника. – № 6. – 2001. – С. 3–5.  
2. Івахів О. Система із зміною програм опитування //

Вимірювальна техніка та метрологія. – № 5. – 1998. – С. 153–159. 3. Устройство программируемого многоканального опроса абонентов // АС № 650240 СССР, МКИ Н04J 3/02 / О.В.Ивахив, И.Д.Калашиников, Р.Б.Мазена, Б.В.Роцин. Опубликовано 28.02.79 в Бюллетене № 8. 4. Тепляков И.М., Калашиников И.Д., Роцин Б.В. Радиолинии космических систем передачи информации. – М., 1975. 5. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Кн. 1. –

М., 1969. 6. Ивахив О. Информативность багатоканальних засобів вимірювання // Вимірювальна техніка та метрологія. – № 59. – 2002. – С. 102–111. 7. Калашиников И.Д., Степанов В.С., Чуркин А.В. Адаптивные системы сбора и передачи информации. – М., 1975. 8. Венцель Е.С. Теория вероятностей. – М., 1969. 9. Дунин-Барковский И.В., Смирнов Н.В. Теория вероятностей и математическая статистика в технике. – М., 1955.

УДК 621.317

## ОСОБЛИВОСТІ ПЕРЕТВОРЕННЯ СИГНАЛІВ ПРИ ПЕРІОДИЧНОМУ ПОРІВНЯННІ З ЧАСТОТОЮ, ВИЩОЮ ВІД ЧАСТОТИ СИГНАЛІВ

© Ігор Бучма, Богдан Березюк, Лілія Михайлович, 2003

Національний університет “Львівська політехніка”, кафедра “Автоматика та телемеханіка”  
вул. С. Бандери, 12, 79013, Львів, Україна

*Розглянуто специфіку перетворення гармонічних сигналів у одноканальному тракті порівняння. Встановлено нові залежності між вихідним сигналом і різницею амплітуд вхідних сигналів. Показано, що у такому разі в структурі одноканального тракту необхідні два синхронні детектори.*

*Rассмотрено специфику преобразования гармонических сигналов в одноканальном тракте сравнения. Определены новые зависимости между выходным сигналом и разницей амплитуд входных сигналов. Показано, что в этом случае в структуре одноканального тракта необходимо использовать два синхронных детектора.*

*Peculiarity of transformation harmonic signals in one-channel section of comparison are examined. A new mathematical dependences between output signals and difference amplitudes of input signals are established. Two synchronously detectors must be in a structure of one-channel section in this case are showed.*

**Постановка задачі.** У засобах вимірювання різниці амплітуд [1] або фаз [2] з періодичним порівнянням на низьких частотах все частіше використовують співвідношення, за яким частота порівняння  $\omega$  є набагато вищою від частоти порівнюваних сигналів  $\Omega$ , тобто справджується нерівність  $\omega/\Omega \gg 1$ . Це співвідношення є оберненим до того, що традиційно застосовувалося у засобах вимірювання з періодичним порівнянням гармонічних сигналів [3, 4], і має сенс особливо на нижніх частотах низькочастотного діапазону, бо дає змогу зменшити вплив низькочастотних флікер-шумів [6]. Тому важливим є аналіз особливостей трансформації сигналу в одноканальному тракті періодичного порівняння.

**Аналіз стану досліджень та публікацій на задану тему.** Використання методу періодичного порів-

няння при такому оберненому співвідношенні частот ще малодосліджене, особливо стосовно порівняння амплітуд гармонічних сигналів. Відомі роботи [1, 2, 6], в яких розглядаються окремі питання, висвітлюють ці задачі лише частково.

**Формулювання цілей статті.** Теоретичне дослідження особливостей перетворення сигналів, якщо співвідношення  $\omega/\Omega \gg 1$ , допоможе виявити джерела похибок, а також виявити нові залежності, і, проаналізувавши їх, запропонувати нові напрямки розвитку засобів вимірювання.

**Виклад основного матеріалу.** На рис. 1 подано структурну схему, що стала вже класичною для пристроїв періодичного порівняння амплітуд двох гармонічних сигналів. У структурну схему пристрою, робота якого ґрунтується на використанні методу періодичного