УДК 621.317

БАГАТОПРОГРАМНА ІНФОРМАЦІЙНО-ВИМІРЮВАЛЬНА СИСТЕМА

© Орест Івахів[1], Євген Походило[2], 2005

Національний університет “Львівська політехніка”,
[1]кафедра приладів точної механіки
[2]кафедра метрології, стандартизації та сертифікації,
вул. С. Бандери,12, 79013, Львів, Україна

Під час обслуговування об’єкта з апріорно відомою статистикою для зменшення семантичної надмірності часто використовують системи із зміною програм опитування. Досліджено характеристики такої системи.

При обслуживании объекта с априорно известной статистикой с целью уменьшения семантической избыточности часто используют системы со сменой программ опрашивания. Исследовано характеристики такой системы.

The programmable systems often are very convenient to the measurement object with a priory well known statistics serving for the semantic redundancy reducing. Such system characteristics investigation are considered in this paper.

Вступ. Інформаційно-вимірювальна система є складовим елементом великої складної, строго кажучи, замкненої системи. Адже після опрацювання вимірювальної інформації приймають певне рішення, яке виконують відповідно виконавчі механізми. Якщо об’єкт вимірювання є апріорно відомим і для нього характерні означені фази існування, тоді доцільно мати програмовану ланку інформаційного обслуговування такого мехатронного засобу, суть якої полягає у забезпеченні адекватної програми опитування для кожної з фаз існування об’єкта [1]. Оскільки ж моменти переходу до чергової програми опитування точно не відомі, то доцільно, щоб програмована вимірювальна система самостійно приймала рішення щодо зміни програми опитування. Для забезпечення такої можливості запропоновано [2, 3] відстежити радикальні зміни умов роботи об’єкта вимірювання через контролювання або похибок дискретизування сукупності джерел вимірювальної інформації, або ж відхилень реальних активностей джерел від встановлених поточною програмою. З метрологічного погляду, активним визнано аналогове джерело, зміна вимірювального сигналу якого досягає допустимого граничного значення або ж в момент опитування є найбільшою серед усіх джерел сукупності [4]. В першому випадку аналізатор активностей можна сформувати на основі прогнозерів, а у другому – на основі так званого адаптивного комутатора [5].

Структура багатоканального засобу. Вона може охоплювати [2, 3, 6] модуль аналізування поведінки сукупності джерел об’єкта вимірювання МА, модуль зберігання набору програм опитування МЗП, модуль порівняння МП, модуль комутування аналогових сигналів, аналого-цифрового перетворення, завадостійкого кодування та модема К, під’єднаного до лінії зв’язку (рис.1). Виходи джерел аналогових сигналів $\left(i=\overline{1,n}\right)$ одночасно під’єднані до відповідних входів (т.8, т.9) комутатора К та модуля аналізування МА, який визначає поточну активність сукупності джерел системи, інформуючи про це модуль порівняння МП, який за результатами порівняння в разі потреби повідомляє модуль зберігання програм МЗП (т.1) про потребу зміни програми опитування. Модуль МЗП задає комутаторові К послідовність опитування джерел засобу (т.4, т.5) та керує роботою модуля порівняння МП (т.2, т.3).

Встановлення основних характеристик засобу. У модулі порівняння МП на відповідність програми опитування поточній ситуації може визначатися через відстеження поведінки суми:

1) похибок дискретизування від усіх джерел сукупності під час циклу опитування;

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

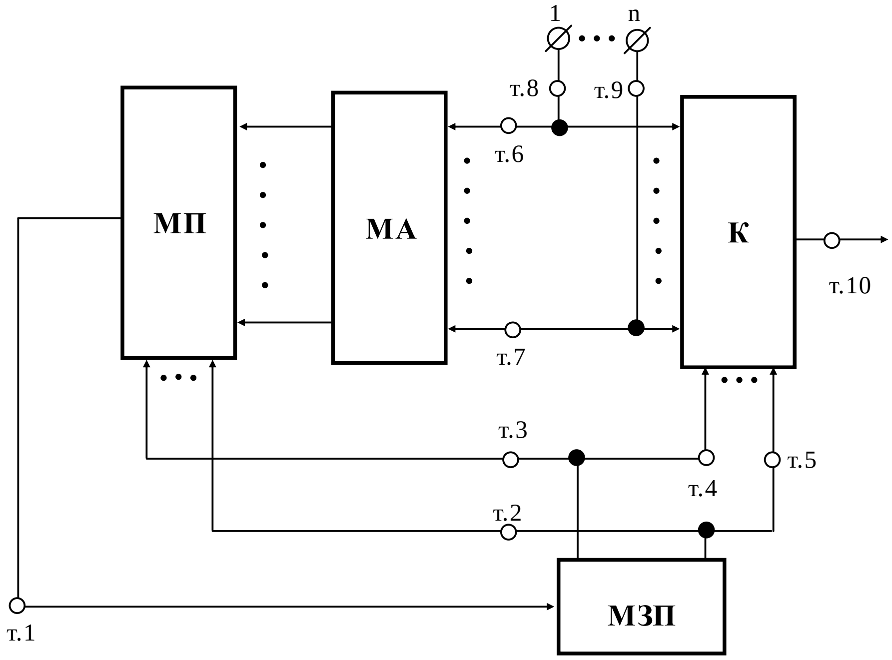

Рис. 1. Структура засобу

Накопиченням абсолютних похибок (в першому випадку) чи відхилень активностей (в другому випадку) керує модуль МЗП. Порівняння суми похибок з пороговим значенням (перший випадок) здійснюється на кожному кроці опитування, а порівняння суми відхилень з пороговим значенням (другий випадок)– після закінчення аналізування тривалістю T_a.

Оскільки додаються випадкові величини, то для їх сум можна знайти відповідні точкові та інтервальні статистичні оцінки (порогові значення). Неперевищення порогу із заданою довірчою ймовірністю тотожне відповідності використаної програми опитування реальній поточній ситуації на об'єкті вимірювання, а його перевищення – свідчення зміни поточної ситуації й потреби переходу до відповіднішої програми опитування.

Гарантійні інтервали для порогових значень сумарної похибки дискретизування та відхилень активностей з використанням прогнозерів попередньо вже отримано [6]. Тож визначимо гарантійний інтервал для програмованої системи з аналізатором, що використовує адаптивне комутування (рис. 2). Отже, при адаптивному комутуванні в кожен з тактових моментів активним визнається джерело, пронормована похибка дискретизування якого є найбільшою серед сукупності джерел.

Для кожного i-го джерела така подія є випадковою, як і інтервал між двома послідовними проявами його активності та обернена до нього величина H_i – частота появи відліку i-го джерела (значення якої $\eta_i = \dfrac{1}{\tau_i}$), а саме (рис. 3):

$$\tau_i = \frac{z}{tg\alpha_i} \text{ та } \eta_i = \frac{tg\alpha_i}{z}, \tag{1}$$

де $tg\alpha_i$ – випадкова величина із законом розподілу модуля похідної i-го вимірювального сигналу $\xi_i(t)$ в тактовий момент; z – випадкова величина із законом розподілу максимальної для сукупності усіх джерел пронормованої похибки дискретизування [5]

$$p(z) = \frac{n}{c_2} \cdot \frac{\left(\dfrac{z}{c_2}\right)^{n-1}}{\left[\left(\dfrac{z}{c_2}\right)^{n-1} + 1\right]^{\frac{n}{n-1}+1}} \tag{2}$$

де c_2 – стала адаптивного комутатора, n – кількість джерел вимірювальної інформації.

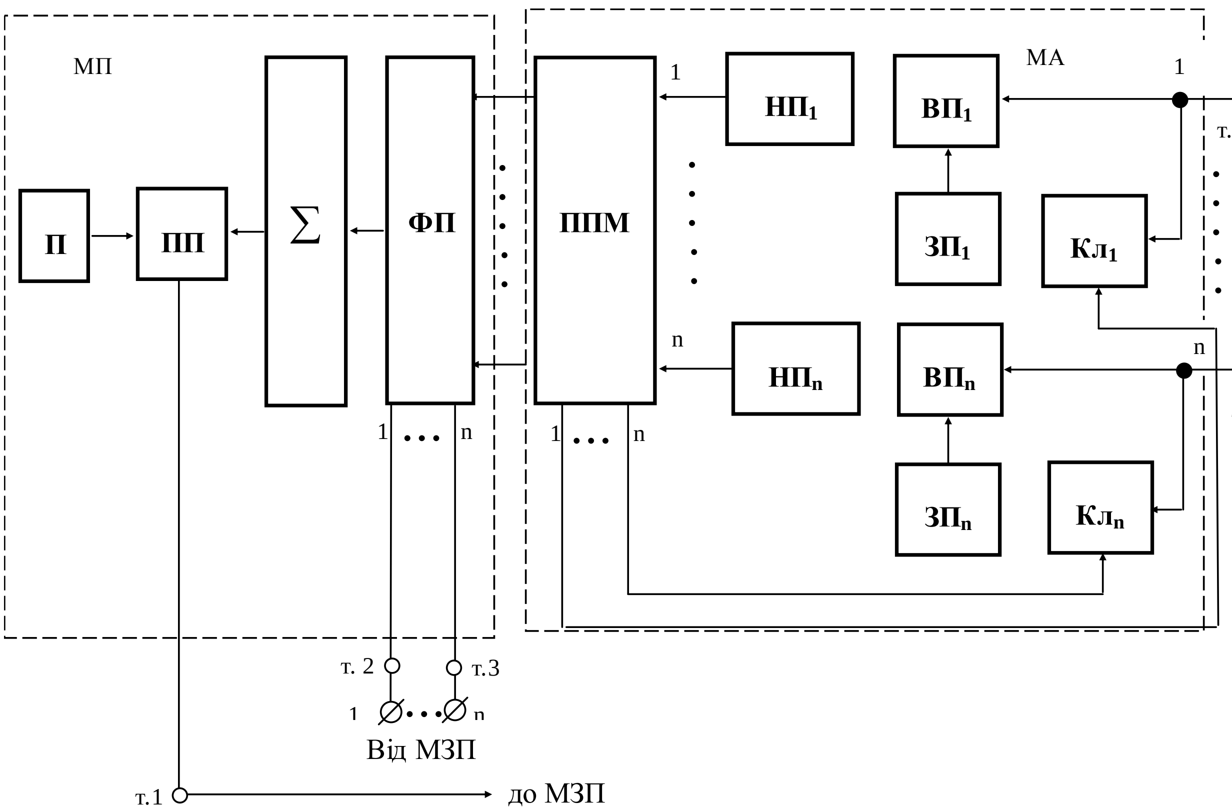

Рис. 2. Структура багатоканального засобу

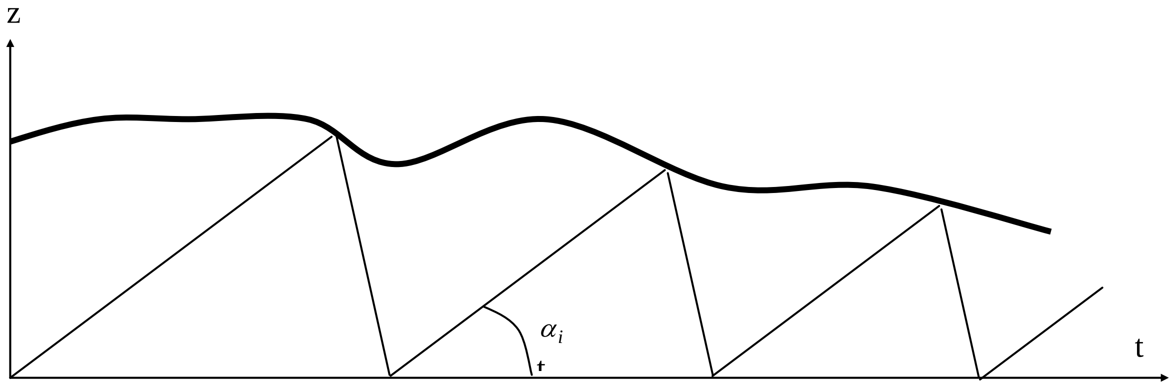

Рис. 3. Поведінка найбільшої серед серед сукупності джерел похибки дискретизування в часі $z=(t)$

Закон розподілу величини H_i визначається законами розподілу модуля похідної *i*-го вимірювального сигналу $p(\theta)$ та максимальної похибки сукупності джерел $p(z)$. Для модуля похідної *i*-го вимірювального сигналу $\theta=\left|tg_{\alpha_i}\right|=\left|\dot{\xi}\right|$, тому його обернена функція має два значення $\dot{\xi}_1=-\theta_2$ та $\dot{\xi}_2=+\theta_2$, й закон розподілу модуля випадкової величини $p(\theta)$ пов’язаний із законом розподілу вихідної величини (похідної) $p\left(\dot{\xi}\right)$ співвідношенням [7]

$$p(\theta)=\sum_{k=1}^{z} p_{\dot{\xi}}\left(\dot{\xi}_k\right)\left|\frac{d\dot{\xi}_k}{d\theta}\right|=2\,p\left(\dot{\xi}\right),$$

$$\frac{d\dot{\xi}_1}{d\theta}=-1,\ \frac{d\dot{\xi}_2}{d\theta}=1 \text{ й } \left|\frac{d_{\dot{\xi}_1}}{d\theta}\right|=\left|\frac{d_{\dot{\xi}_2}}{d\theta}\right|=1.$$

Якщо прийняти, що закон розподілу вимірюваного сигналу $\xi(t)$ – нормальний з нульовим середнім, тоді його похідна $\dot{\xi}(t)$ теж підпорядкована нормальному законові [5] , а саме:

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

а тому

$$p(\theta) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot \frac{1}{\sigma_{\dot{\xi}}} exp\left\{-\frac{\dot{\xi}^2}{2\sigma_{\dot{\xi}}^2}\right\}. \qquad (3)$$

Отже, випадкова величина H_i є часткою (1), а тому розглянемо задачу [7] визначення закону розподілу функції двох випадкових аргументів $Y = \varphi(X_1, X_2)$.

Введемо нову випадкову величину $Y_1 = X_1$ та запишемо систему із двох рівнянь із сумісною щільністю ймовірностей $p(x_1, x_2)$ системи випадкових величин (X_1, X_2), вважаючи, що вона однозначно розв'язується щодо x_1 та x_2 і задовольняє умови диференційованості, а саме:

$$\begin{cases} y = \varphi(x_1, x_2) \\ y_1 = x_1 \end{cases} \text{та} \quad \begin{cases} x_1 = y_1 \\ x_2 = \psi(y, y_1) \end{cases}.$$

Якобіан цієї системи запишемо як функціональний визначник

$$\begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y} \end{vmatrix} = \frac{\partial x_2}{\partial y} = \frac{\partial}{\partial y}[\psi(y, y_1)].$$

Отже, сумісна щільність ймовірностей (з урахуванням рівності $y_1 = x_1$)

$$p(y, y_1) = p[y_1, \psi(y, y_1)]\left|\frac{\partial \psi(y, y_1)}{\partial y}\right| =$$

$$= p[x_1, \psi(y, x_1)]\left|\frac{\partial \psi(y, x_1)}{\partial y}\right|.$$

Інтегруючи цей вираз за змінною x_1, одержимо

$$p(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p(y, x_1)dx_1 = \int_{-\infty}^{\infty} p[x_1, \psi(y, x_1)]\left|\frac{\partial \psi(y, x_1)}{\partial y}\right|dx_1.$$

Оскільки у нас $Y = \frac{X_1}{X_2}$, то $X_2 = \frac{X_1}{Y}$ та $X_1 = YX_2$, а тому $\frac{\partial x_2}{\partial y} = x_1(-1)\frac{1}{y^2}$ та $\frac{\partial x_1}{\partial y} = x_2$ й

$$p(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p\left(x_1, \frac{x_1}{y}\right)\left|-\frac{x_1}{y^2}\right|dx_1 = \int_{-\infty}^{\infty} p(x_2, yx_2)|x_2|dx_2,$$

а при незалежності випадкових величин X_1 та X_2 маємо

$$p(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x_1)p\left(\frac{x_1}{y}\right)\left|-\frac{x_1}{y^2}\right|dx_1 =$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} p(x_2)p(yx_2)|x_2|dx_2. \qquad (4)$$

Враховуючи, що $\eta_i \equiv Y$; $tg\alpha_i \equiv X_1$, $z \equiv X_2$ й величина H_i не має від'ємних значень η_i (тобто $p(\eta_i) = 0$ для $\eta_i < 0$), за виразами (2)–(4) знайдемо

$$p(\eta_i) = \int_{-\infty}^{\infty} zp(z)p(\eta_i, z)dz =$$

$$= 2\int_0^{\infty} n \frac{\left(\frac{z}{c_2}\right)^n}{\left[\left(\frac{z}{c_2}\right)^{n-1} + 1\right]^{\frac{n}{n-1}+1}} exp\left\{-\frac{\eta_i z^2}{2\sigma_{\dot{\xi}}^2}\right\}\frac{dz}{\sqrt{2\pi\sigma_{\dot{\xi}}}} =$$

$$= \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{nc_2}{\sigma_{\dot{\xi}}} \int_0^{\infty} \frac{\zeta^n}{\left(1 + \zeta^{n+1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}} e^{-\eta_i \zeta^2 a^2}$$

тут введено позначення $\zeta = z / c_2$ та $a^2 = c_2^2 / \left(2\sigma_{\dot{\xi}}^2\right)$, $n \neq 1$.

Для визначення гарантійного порогового значення модуля порівняння МП необхідно знайти дисперсію випадкової величини $Y = H_i$. Для цього спочатку знайдемо перший початковий момент:

$$
\begin{aligned}
&M_1\left[H_i\right]=\int_0^\infty \eta_i\, p\left(\eta_i\right) d\eta_i = \\
&=\sqrt{\frac{2}{\pi}}\,\frac{c_2}{\sigma_{\dot{\xi}}}\int_0^\infty \frac{\zeta^n}{\left(1+\zeta^{n-1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}}\left[\int_0^{-\infty}\eta_i e^{-\eta_i^2\zeta^2a^2}d\eta_i\right]d\zeta = \\
&=\sqrt{\frac{2}{\pi}}\,\frac{nc_2}{\sigma_{\dot{\xi}}}\int_0^\infty \frac{\zeta^n}{\left(1+\zeta^{n-1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}}\left[\frac{(-1)}{2a^2\zeta^2}e^{-\eta_i^2\zeta^2a^2}\Big|_0^\infty\right]d\zeta = \\
&=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\cdot\frac{nc_2}{a^2\sigma_{\dot{\xi}}}\int_0^\infty \frac{\zeta^{n-2}}{\left(1+\zeta^{n-1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}}d\zeta = \\
&=\sqrt{\frac{2}{\pi}}\left(\frac{n^2}{n-1}\right)\frac{\sigma_{\dot{\xi}}}{c_2}\int_0^\infty \frac{d\left(\zeta^{n-1}\right)}{\left(1+\zeta^{n-1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}} = \\
&=\sqrt{\frac{2}{\pi}}\left(\frac{n}{n-1}\right)\frac{\sigma_{\dot{\xi}}}{c_2}\int_1^\infty\frac{d\tau}{\tau^\alpha}=\sqrt{\frac{2}{\pi}}\,\frac{\sigma_{\dot{\xi}}}{c_2}\quad \text{для} \quad n\ge 2,
\end{aligned}
\tag{5}
$$

тут

$$\tau=\left(1+\zeta^{n-1}\right),$$

$$d\tau=d\left(1+\zeta^{n-1}\right)=(n-1)\zeta^{n-2}d\zeta\ ,$$

$$\alpha=(2n-1)/(n-1).$$

Другий початковий момент:

$$
\begin{aligned}
&M_2\left[H_i\right]=\int_0^\infty \eta_i^2\, p\left(\eta_i\right) d\eta_i = \\
&=\frac{2nc_2}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\dot{\xi}}}\int_0^\infty \frac{\zeta^n}{\left(1+\zeta^{n-1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}}\left[\int_0^\infty\eta_i^2 e^{-\eta_i^2\zeta^2a^2}d\eta_i\right]d\zeta = \\
&=\frac{nc_2}{2\sqrt{2\pi}\sigma_{\dot{\xi}}a^3}\int_0^\infty \frac{\zeta^{n-3}}{\left(1+\zeta^{n-1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}}d\zeta = \\
&=\frac{n\sigma_{\dot{\xi}}^2}{(n-1)c_2^2}\int_0^\infty \frac{\zeta^{-1}d\left(\zeta^{n-1}\right)}{\left(1+\zeta^{n-1}\right)^{\frac{n}{n-1}+1}} = \\
&=\left(\frac{n}{n-1}\right)\frac{\sigma_{\dot{\xi}}^2}{c_2^2}\int_0^\infty -\frac{t^{-\frac{1}{n-1}}}{(1+t)^\alpha}dt = \\
&=\left(\frac{n}{n-1}\right)\frac{\sigma_{\dot{\xi}}^2}{c_2^2}B\left(\frac{n-2}{n-1},\ \frac{n+1}{n-1}\right)
\end{aligned}
\tag{6}
$$

тут використано позначення $t=\zeta^{n-1}\left(\zeta^{-1}=t^{-\frac{1}{n-1}}\right)$, визначення бета-функції [8] та табличне значення [9] інтеграла $\int_0^\infty \eta_i^2 e^{-\eta_i^2\zeta^2a^2}d\eta_i=\frac{\sqrt{\pi}}{\zeta^3a^3}$.

Оскільки бета-функцію можна подати через гамма-функцію [10]

$$
\begin{aligned}
B(x,y)&=\frac{\Gamma(x)\Gamma(y)}{\Gamma(x+y)}=\frac{\Gamma\left(\frac{n-2}{n-1}\right)\Gamma\left(\frac{n+1}{n-1}\right)}{\Gamma\left(\frac{2n-1}{n-1}\right)}= \\
&=\frac{\Gamma\left(1-\frac{1}{n-1}\right)\Gamma\left(1+\frac{2}{n-1}\right)}{\Gamma\left(2+\frac{1}{n-1}\right)}
\end{aligned}
\tag{7}
$$

й враховуючи, що $\Gamma(n+x)=x(1+x)...(n-1-x)\Gamma(x)$ (тут $x<1$, $n\ge 1$ – ціле число), маємо

$$
\begin{aligned}
&\Gamma\ \left(2+\frac{1}{n-1}\right)=\left(1+\frac{1}{n-1}\right)\ \Gamma\ \left(1+\frac{1}{n-1}\right)= \\
&=\left(\frac{n}{n-1}\right)\ \Gamma\ \left(1+\frac{1}{n-1}\right)
\end{aligned}
. \tag{8}
$$

Підставивши вирази (7) та (8) у рівність (6), одержимо

$$M_2\ \left(H_i\right)=\left(\frac{\sigma_{\dot{\xi}}^2}{c_2^2}\right)\ \frac{\Gamma\ \left(1-\frac{1}{n-1}\right)\ \Gamma\ \left(1+\frac{2}{n-1}\right)}{\Gamma\ \left(1+\frac{1}{n-1}\right)}. \tag{9}$$

Оцінимо другий початковий момент (9) за наявності значної кількості джерел $(n>>1)$, а саме:

$$
\begin{aligned}
&\lim_{n\to\infty} M_2\left[H_i\right]= \\
&=\lim_{n\to\infty}\left(\frac{\sigma_{\dot{\xi}}^2}{c_2^2}\right)\ \frac{\Gamma\ \left(1-\frac{1}{n-1}\right)\ \Gamma\ \left(1+\frac{2}{n-1}\right)}{\Gamma\ \left(1+\frac{1}{n-1}\right)}= \\
&=\left(\frac{\sigma_{\dot{\xi}}^2}{c_2^2}\right)\ \frac{\Gamma\ (1)\ \Gamma\ (1)}{\Gamma\ (1)}=\left(\frac{\sigma_{\dot{\xi}}^2}{c_2^2}\right)
\end{aligned}
. \tag{10}
$$

Дисперсію частоти H_i появи відліків *i*-го джерела визначимо, враховуючи вирази (5) та (10),

$$
\begin{aligned}
&\sigma_{\eta_i}^2=M_2\ \left[H_i\right]-\left(M_1\left[H_i\right]\right)^2= \\
&=\frac{\sigma_{\dot{\xi}_i}^2}{c_2^2}\left(1-\frac{2}{\pi}\right)=\frac{\sigma_{\dot{\xi}}^2}{c_2^2}\left(\frac{\pi-2}{\pi}\right)
\end{aligned}
.
$$

Її середньоквадратичне відхилення

$$\sigma_{\eta_i} = \frac{\sigma_{\dot{\xi}}}{c_2}\sqrt{\frac{\pi-2}{\pi}} . \quad (11)$$

За визначенням [5] з дисперсією $\sigma_{\dot{\xi}}^2$ похідної випадкового процесу пов'язана середньоквадратична частота ω_{1i}, а стала c_2 адаптивного комутатора – з дисперсією абсолютної похибки дискретизування $\sigma_{\partial i}^2$ i-го вимірювального сигналу, відповідно, а саме:

$$\sigma_{\xi i}^2 = \omega_{1i}^2 \sigma_i^2 \text{ та } \lim_{n\to\infty} \sigma_{\partial i}^2 = \frac{1}{3}c_2^2 , \quad (12)$$

тому

$$\sigma_{\eta_i}^2 = \left(\frac{\pi-2}{3\pi}\right)\left(\frac{\omega_{1i}}{\delta_{\partial i}}\right)^2 , \quad (13)$$

де σ_i^2 та $\delta_{\partial i}^2$ – дисперсія i-го сигналу та пронормована за дисперсією цього сигналу дисперсія його абсолютної похибки дискретизування, відповідно.

Очікувана кількість відліків i-го джерела упродовж тривалості аналізування T_a становитиме $\overline{N_i} = \overline{\eta_i} T_a = \lambda_i T_a$, а їх дисперсія $D\left[N_i\right] = \sigma_{\eta i}^2 T_a^2$. Відхилення реальної кількості N_i проявів активності i-го джерела від кількості $\overline{N_i}$, прогнозованої поточною програмою опитування $\varDelta N_i = \left(N_i - \overline{N_i}\right)$, є випадковою величиною із законом розподілу $p(\eta_i)$ та відкоригованими параметрами – математичним сподіванням (5) та середньоквадратичним відхиленням (11).

Відповідно до закону великих чисел можна прийняти, що сума відхилень реальної кількості проявів активностей від прогнозованих поточною програмою опитування як випадкова величина добре описується законом розподілу Стьюдента або й Гаусса. Тобто математичне сподівання

$$M\left[\varDelta N_i\right] = M\left[N_i - \overline{N_i}\right] = 0 \text{ й } M\left[\sum_i \varDelta N_i\right] = 0 ,$$

а враховуючи вираз (13) дисперсія суми відхилень від усіх джерел багатоканального засобу

$$\begin{aligned}\sigma_\Sigma^2 &= D\left[\left(\Delta N\right)_\Sigma\right] = \sum_i D\left[N_i\right] = \sum_i \sigma_{\eta i}^2 T_a^2 = \\ &= T_a^2 \sum_i \sigma_{\eta i}^2 = T_a^2\left(\frac{\pi-2}{3\pi}\right)\sum_i\left(\frac{\omega_{1i}^2}{\delta_{\partial i}^2}\right) = \\ &= T_a^2\left(\frac{\pi-2}{3\pi}\right)\sum_i \frac{\int_0^\infty \omega^2 G_i(\omega)\,d\omega}{\delta_{\partial i}^2\sigma_i^2} = \\ &= T_a^2\left(\frac{\pi-2}{3\pi}\right)\sum_i \frac{\int_0^\infty \omega^2 G_i(\omega)\,d\omega}{\delta_{\partial i}^2\sigma_i^2} = \\ &= T_a^2\left(\frac{\pi-2}{3\pi}\right)\sum_i \frac{\int_0^\infty \omega^2 G_i(\omega)\,d\omega}{\sigma_{\partial i}^2} = \\ &= T_a^2\left(\frac{\pi-2}{3\pi}\right)\left(\frac{\omega_{1екв}}{\sigma_\partial}\right)^2\end{aligned} , \quad (14)$$

а її середньоквадратичне відхилення

$$\sigma_\Sigma = T_a\sqrt{\frac{\pi-2}{3\pi}}\left(\frac{\omega_{1екв}}{\sigma_\partial}\right) , \quad (15)$$

де еквівалентна середньоквадратична частота

$$\omega_{1екв}^2 = \sum_i \int_0^\infty \omega^2 G_i(\omega)\,d\omega = \int_0^\infty \omega^2\left[\sum_i G_i(\omega)\right]d\omega = \\ = \int_0^\infty \omega^2 G(\omega)\,d\omega ,$$

де $G_i(\omega)$ та $G(\omega)$ – спектральні густини потужності – i-го сигналу та еквівалентна для засобу загалом, відповідно, $\sigma_{\partial i}^2$ та σ_i^2 – дисперсія абсолютної похибки дискретизування i-го сигналу та його потужність, відповідно.

У виразі (14) дисперсія абсолютної похибки дискретизування для усіх вимірювальних сигналів прийнята однаковою ($\sigma_{\partial i}^2 = \sigma_\partial^2, i = \overline{1,n}$).

З певною довірчою ймовірністю $P_{дов}$, враховуючи співвідношення (15), можемо встановити гарантійний інтервал для суми відхилень

$$x_{дов} = \pm t_a \sigma_\Sigma . \quad (16)$$

Про необхідність переходу до наступної програми опитування модуль МЗП інформується відповідним сигналом від модуля МП (т. 1) при перевищенні порогового значення (12).

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

Протягом тривалості аналізування T_a серед відліків усіх джерел засобу відліки i-го джерела з'являються з відносною частотою $\alpha_i = \eta_i \Big/ \sum_i \eta_i = N_i \Big/ \sum_i N_i = N_i / N$.

Середнє значення відносної частоти

$$\overline{\alpha_i} = \overline{\eta_i} \Big/ \sum_i \overline{\eta_i} = (\lambda_i T_a) \Big/ \left(\sum_i \lambda_i T_a \right) =,$$

$$= (\lambda_i T_a) \Big/ \left(T_a \sum_i \lambda_i \right) = \lambda_i \Big/ \sum_i \lambda_i = 1/n_{еф},$$

тут $\lim_{N \to \infty} \overline{\alpha_i} = \lim_{T \to \infty} \overline{\alpha_i} = \alpha_{iн}$, $n_{еф}$ – еквівалентна кількість джерел засобу. Поява відліків i-го джерела N_i серед загальної кількості істотних відліків N описується біноміальним законом розподілу [11,12]. При значній кількості відліків N, одержаній протягом тривалості аналізування T_a, можна апроксимувати біноміальний закон розподілу нормальним з математичним очікуванням $\overline{N_i} = N_{iH} = \alpha_{iH} N$ й дисперсією $\sigma_{вi}^2 = N\alpha_{iH}(1-\alpha_{iH}) = N_{iH}(1-\alpha_{iH})$, а тому, й для відносної активності $\alpha_i = N_i / N$, враховуючи зв'язок між відносною α_i та абсолютною N_i активностями через загальну кількість випробувань N, знайдемо, відповідно, параметри апроксимованого нормальним біноміального закону $m_\alpha = \overline{N_i}/N \equiv \alpha_{iн}$ та $\sigma_{\alpha i}^2 = \sigma_{вi}^2 / N^2 = \alpha_{iH}(1-\alpha_{iH})/N$. З довірчою ймовірністю β гарантійне відхилення ε_β відносної кількості відліків i-го джерела від очікуваної оцінюють за співвідношенням [11, 12]

$$\varepsilon_\beta = t_\beta \sigma_{\alpha i} = \frac{t_\beta}{\sqrt{N}} \sqrt{\alpha_{iH}(1-\alpha_{iH})}. \qquad (17)$$

Звідси $N = \left(\frac{t_\beta}{\varepsilon_\beta} \right)^2 \alpha_{iH}(1-\alpha_{iH})$, а враховуючи вирази (12) та (17), маємо

$$N = \sum_i N_{iн} = \sum_i T_a \overline{\eta_i} = T_a \sum_i \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{\sigma_{\dot{\xi}}}{c_2} =$$

$$= \sqrt{\frac{2}{\pi}}\, T_a \sum_i \frac{\omega_{1i}\sigma_i}{c_2} = \sqrt{\frac{2}{3\pi}} T_a \sum_i \frac{\omega_{1i}}{\delta_{\partial i}}$$

якщо $\delta_{\partial i} = \delta_\partial$ (де $\delta_{\partial i}$ – відносна похибка дискретизування) для всіх $i = \overline{1,n}$, зокрема, маємо $N = \frac{T_a}{\delta_\partial} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \omega_\Sigma$, тому тривалість аналізування

$$T_a = \sqrt{\frac{3\pi}{2}} \left(\frac{t_\beta}{\varepsilon_\beta} \right) \frac{\alpha_{iн}(1-\alpha_{iн})}{\omega_\Sigma} \delta_\partial,$$

тут враховано зв'язок між частотними властивостями сукупності джерел системи ω_Σ ($\omega_\Sigma = \sum_i \omega_{1i}$).

Гарантований інтервал ε_β пов'язаний з відносною похибкою оцінювання активності ($\varepsilon_\beta = \delta_{\alpha i} \alpha_{iH}$), тому

$$T_a = \sqrt{\frac{3\pi}{2} \frac{t_\beta^2 \delta_\partial (1-\alpha_{iн})}{\varepsilon_\beta \delta_{\alpha i}}} = \sqrt{\frac{3\pi}{2}} \frac{t_\beta^2 \delta_\partial (1-\alpha_{iн})}{\omega_\Sigma\, \delta_{\alpha i}^2 \alpha_{iн}}. \qquad (18)$$

Оскільки похибка прогнозування $\delta_{пр}$ повинна бути меншою від похибки оцінювання активності джерела $\delta_{\alpha i}$, наприклад, втричі (це приблизно еквівалентно $\sqrt{\frac{3\pi}{2}}$), то пронормована за середньоквадратичною частотою сукупності джерел тривалість аналізування (18) становитиме

$$\omega_\Sigma T_a \ge t_\beta^2 \frac{(1-\alpha_{iн})}{\delta_{\alpha j} \alpha_{iн}}$$

або

$$\omega_\Sigma \delta_{\alpha i} T_a \ge t_\beta^2 \frac{(1-\alpha_{iн})}{\alpha_{iн}}.$$

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 вказують на можливість гнучкого опрацювання модулів багато-програмного засобу, підтвердили 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, – № 53. – 1998. С. 153–159. 3. Устройство программируемого многоканального опроса абонентов //АС № 650240 СССР, МКИ Н04J 3/02 / О.В.Ивахив, И.Д.Калашников, Р.Б.Мазепа, Б.В.Рощин. Опубликовано 28.02.79 в Бюллетене № 8. 4. Івахів О. Інформативність багатоканальних засобів вимірювання // Вимірювальна техніка та метрологія, № 59, 2002, С. 102–111. 5. Калашников И.Д., Степанов В.С , Чуркин А.В. Адаптивные системы сбора и передачи информации. – М., 1975. 6. Домінюк Т., Івахів О., Когут Р., Мареце Б. Багатопрограмний багатоканальний засіб вимірювання/ Вимірювальна техніка та метрологія. Вип.6 , 2003. С. 3–8. 7. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Кн. 1. – М., 1969. 8. Градштейн И.С., Рижик. И.М. Таблицы интегралов, сумм, рядов и призведений. – М., 1971. 9. Двайт Г.Б. Таблицы интегралов и другие математические формулы – М., 1978. 10. Янке Е., Эмус Ф., Леш Ф. Специальные функции. – М., 1964. 11. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М., 1969. 12. Дунин-Барковский И.В., Смирнов Н.В. Теория вероятностей и математическая статистика в технике. – М., 1955.