

ІНФОРМАТИВНІСТЬ БАГАТОКАНАЛЬНИХ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАННЯ

© Орест Івахів, 2002

Національний університет “Львівська політехніка”, кафедра “Інформаційно-вимірювальна техніка”,
вул. С. Бандери, 12, 79013, Львів, Україна

Одержано вираз для оцінювання кількості інформації, що сприймається багатоканальним засобом, та встановлено, що його інформаційну ефективність можна підвищити, збільшуючи тривалість опрацювання вимірювальних сигналів при забезпеченні необхідної точності їх відтворення.

Из полученного выражения по оценке количества информации, воспринимаемого многоканальным средством измерения от объекта, следует, что его информационную эффективность можно повысить увеличением длительности обработки измерительных сигналов, обеспечивая необходимую точность их воспроизведения.

The measurement object information quantity received by the multichannel instrument with the needed accuracy is estimated, and it is found: the information efficiency may be higher due to the channel capacity and measurement signal power reduction.

Вступ

Для обслуговування складних об'єктів використовуються багатоканальні засоби вимірювання, інформаційна ефективність яких пов'язана із необхідністю зменшення вимог до швидкодії цифрового опрацювання вимірювальних сигналів при забезпеченні потрібної їм точності відновлення. Інформаційна ентропія як міра невизначеності об'єкта вимірювання віддзеркалюється інформаційними характеристиками вимірювальних сигналів, що відтворюють поточний стан об'єкта. Адекватною математичною моделлю сигналу може слугувати кусково-стаціонарний випадковий процес, а кількість інформації, яку він здатен переносити, пов'язана із його ентропією [1 – 2]. З одного боку (теоретично), неперервні випадкові величини не допускають впровадження скінченної абсолютної міри невизначеності, а з іншого боку (практично) застосовується цифрове подання неперервних вимірюваних величин, яке вимагає операцій дискретизування та квантування, отже, в кожному із вимірювальних каналів відбувається перетворення аналогового (неперервного) сигналу в цифровий. Ентропія неперервного повідомлення $X(t)$ тривалістю T_p , яке можна трактувати як нескінченну послідовність (континуум) миттєвих значень, кожне із яких є

випадковою величиною, є нескінченною, а, отже, неефективною мірою невизначеності та кількості інформації. Адекватно для практичного використання міру невизначеності випадкового процесу $X(t)$ можна одержати, подавши кожен із його реалізацій $x(t)$ множиною вибірових значень $x(t_j)$, $j = \overline{1, m}$. Трактуючи вибірове значення як неперервну випадкову величину, вираз для оцінювання її інформаційної ентропії знаходять через граничний перехід від відповідного виразу для дискретної випадкової величини [3 – 7]. Тому в теорії інформації для оцінювання ентропії неперервних величин вводиться відносна кількісна міра невизначеності, а як стандартна для порівняння приймається невизначеність рівномірного розподілу (в інтервалі шириною d) випадкової величини X ". А саме: відносна невизначеність

$$\begin{aligned} H_d(X) &= \lim_{\Delta x_{\text{кв}} \rightarrow 0} [H(X') - H(X'')] = \\ &= - \int_{-\infty}^{\infty} p(x) \log p(x) dx - \log d = \\ &= - \int_{-\infty}^{\infty} p(x) \log [dp(x)] dx. \end{aligned}$$

Ця різниця скінченна. Зокрема, прийнявши для стандартного розподілу одиничний інтервал ($d = 1$), одержано

$$H_d(x) = - \int_{-\infty}^{\infty} p(x) \log p(x) dx.$$

Дискретизований випадковий сигнал $X(t)$ (процес з дискретним часом та неперервним інформативним параметром) як сукупність випадкових величин, що описуються m -вимірним законом розподілу $p_X(x_1, x_2, \dots, x_m)$, подається через щільність ймовірностей сумісних розподілів

$$p_1(x_1); p_2(x_1, x_2); \dots; p_n(x_1, x_2, \dots, x_n).$$

Для кожного з m розподілів одержано послідовність $H_1; H_2; \dots; H_j; \dots$ диференційних ентропій

$$H_m = - \iint \dots \int p_m(x_1, x_2, \dots, x_m) \times \log [d^m p_m(x_1, x_2, \dots, x_m)] dx_1, dx_2 \dots dx_m, \quad (1)$$

При статистичній незалежності вибірових значень $\{X_j\}$ маємо $p_m(x_1, x_2, \dots, x_m, t) = \prod_{j=1}^m p_j(x_j, t)$, а для стаціонарного випадкового

процесу $\prod_{j=1}^m p_j(x_j, t) = [p_m(x)]^m$. $H_m = H_m^0 = mH_1$, є верхньою оцінкою диференційної ентропії m -го порядку. Якщо вибірові значення дискретизованого процесу залежні, але підпорядковані нормальному закону розподілу, тоді [6]

$$p_m(x_1, x_2, \dots, x_m) = \frac{1}{(2\pi\sigma_x^2)^{\frac{m}{2}}} \sqrt{D_m} \times \sqrt{D_m} \exp\left(-\frac{1}{2D_m\sigma_x^2} \sum_{j,k=1}^m D_{jk}x_jx_k\right), \quad (2)$$

де σ_x^2 – дисперсія стаціонарного випадкового процесу $X(t)$, D_m та D_{jk} – визначник нормованої автоковаріаційної матриці $\|\rho_{jk}\|$ та його алгебраїчне доповнення, відповідно; ρ_{jk} – коефіцієнт кореляції між j -м

та k -м перерізами процесу; тобто між X_j та X_k вибіровими значеннями.

Отже, якщо вибірові значення X_1, X_2, \dots, X_n залежні, але підпорядковані нормальному закону розподілу, тоді, враховуючи вираз (2) при одиничному інтервалі ($d = 1$), інтеграл (1) набуває вигляду

$$H_m = \log \left[2\pi\sigma_x^2 e \right]^{\frac{n}{2}} \sqrt{D_m}.$$

Оскільки значення D_m міститься між нулем та одиницею ($D_m = 1$ за відсутності корельованості між парами X_j та X_k), то наявність корельованості лише зменшує значення ентропії. Ентропія вимірювального сигналу, що припадає на один ступінь свободи (тобто на одне вибірове значення)

$$H = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{1}{m} H_m = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{1}{m} \log \left[2\pi\sigma_x^2 e \right]^{\frac{m}{2}} \sqrt{D_m} = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{1}{2} \log \left[2\pi\sigma_x^2 e \right]^{\frac{m}{2}} D_m,$$

а при відсутності корельованості

$$H(X_i) = \frac{1}{2} \log \left[2\pi\sigma_{x_i}^2 e \right]. \quad (3)$$

Диференційна ентропія як різниця невизначеностей аналізованого розподілу та розподілу, рівномірного в об'ємі $V = d^m$ (до того ж стандартний розподіл характеризує некорельовані величини) забезпечує порівняння цих невизначеностей, що припадають на один відлік. Тобто визначення інформаційної ентропії вимірювального сигналу, а отже, й кількості вимірювальної інформації зводиться до одного вибірового значення.

Реально вимірювальний сигнал описується обмеженим нормальним законом розподілу [4], оскільки його амплітуда не безмежна, а скінченна, а саме:

$$p(x_i) = \begin{cases} \frac{1}{c_1 \sqrt{2\pi} \sigma(X_i)} \exp\left[-\frac{(x_i - m_x)^2}{2\sigma^2(X_i)}\right], & \text{при } x_{\min} \leq x_i \leq x_{\max} \\ 0 & \text{при } x_i > x_{\max}, x_i < x_{\min} \end{cases} \quad (4)$$

де c_1 – певний ваговий коефіцієнт, який визначається умовою нормування, $\sigma(X_i)$ та m_x – параметри за-

кону розподілу, (x_{\min}, x_{\max}) – діапазон можливих значень вимірювального сигналу.

Між середньоквадратичними відхиленнями обмеженого та необмеженого нормальних законів розподілу існує певне співвідношення [5]

$$\frac{\sigma_x}{\sigma(X_i)} = \sqrt{1 - \frac{\sqrt{2}}{\pi} \left(\frac{\Delta}{\sigma}\right) e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\Delta}{\sigma}\right)^2}}{\Phi\left(\frac{\Delta}{\sigma}\right)} = v, \quad (5)$$

де $\Delta = 0.5(x_{\max} - x_{\min})$, $\Phi(\xi) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\xi} \exp(-0.5\xi^2) d\xi$.

Ентропія випадкової величини, підпорядкованої обмеженому нормальному закону [5]

$$H(X_i) = -M[\log p(x_i)] = \log[c_1 \sqrt{2\pi}\sigma] + (\log e)M\left[\frac{x - m_x}{2\sigma^2}\right] = \log\left[c_1 \sqrt{2\pi} \frac{\sigma_x}{v} e^{0.5v^2}\right]. \quad (6)$$

Кількісне оцінювання інформаційного наповнення вимірювального сигналу

У реальних умовах вимірювальні сигнали перетворюються з певними похибками. Важливо знати про кількість інформації щодо величини X_i , яка міститься у випадковій величині X_{iN} , одержаній при вимірюванні. Тому кількість інформації, отриманої від одного i -го вимірювального каналу, визначається як різниця вихідної (до вимірювання) та умовної (після вимірювання) ентропій, а саме:

$$I(X_i) = H(X_i) - H\left(\frac{X_i}{X_{iN}}\right). \quad (7)$$

З одного боку, сумісний закон розподілу результату вимірювання (показу) X_{iN} та певного істинного значення вимірюваної величини X_i одержимо як композицію законів розподілу незалежних випадкових величин – вимірюваної X_i та абсолютної похибки ΔX , оскільки $X_{iN} = X_i + \Delta X$, з іншого боку, сумісний закон розподілу цих величин $p(x_i, x_{iN}) = p(x_{iN}) \times$

$\times p\left(\frac{x_i}{x_{iN}}\right)$. Звідси при законі розподілу вимірюваної величини X_i при одержанні результату X_{iN} можна подати як умовний закон розподілу $p\left(\frac{x_i}{x_{iN}}\right) = \frac{p(x_i, x_{iN})}{p(x_{iN})}$.

Умовна ж ентропія, що відповідає певному значенню вимірюваної величини $X_i = x_i$, визначатиметься як

$$H_{X_i=x_i}\left(\frac{X_i}{X_{iN}}\right) = -M\left[\log p\left(\frac{x_i}{x_{iN}}\right)\right] = -\int_{-\infty}^{\infty} \left[\log p\left(\frac{x_i}{x_{iN}}\right)\right] p\left(\frac{x_i}{x_{iN}}\right) dx_i.$$

Ентропію, що залишилась після одержання результату X_{iN} , отримаємо, усереднюючи умовну ентропію за законом розподілу $p(x_{iN})$ результату вимірювання X_{iN} , а саме:

$$H\left(\frac{X_i}{X_{iN}}\right) = \int_{-\infty}^{\infty} H_{X_i=x_i}\left(\frac{X_i}{X_{iN}}\right) p(x_{iN}) dx_{iN} = \iint \left[\log \frac{p(x_i, x_{iN})}{p(x_{iN})}\right] p(x_{iN}) p\left(\frac{x_i}{x_{iN}}\right) dx_i dx_{iN} = -\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p(x_i, x_{iN}) \log \frac{p(x_i, x_{iN})}{p(x_{iN})} dx_i dx_{iN}. \quad (8)$$

Кількість інформації (7), одержана в i -му каналі багатоканального засобу завдяки вимірюванню, визначається за виразами (5) та (8) як

$$I(X_i) = H(X_i) - H\left(\frac{X_i}{X_{iN}}\right) = -\int_{-\infty}^{\infty} p(x_i) \log[p(x_i)] dx_i + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p(x_i, x_{iN}) \log \frac{p(x_i, x_{iN})}{p(x_{iN})} dx_i dx_{iN} =$$

$$\begin{aligned}
 &= - \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{\infty} p(x_i, x_{iN}) dx_{iN} \right] \log [p(x_i)] dx_i + \\
 &+ \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p(x_i, x_{iN}) \log \frac{p(x_i, x_{iN})}{p(x_{iN})} dx_i dx_{iN} = \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p(x_i, x_{iN}) \log \frac{p(x_i, x_{iN})}{p(x_{iN}) p(x_i)} dx_i dx_{iN}.
 \end{aligned}$$

Сумісний закон розподілу величин X_i та X_{iN} знайдемо, скориставшись умовним законом розподілу $p\left(\frac{x_{iN}}{x_i}\right)$ результату вимірювання X_{iN} , що відповідає певному значенню вимірюваної величини $X_i = x_i$, який збігається із законом (рис.1) розподілу похибки ΔX , тобто

$$\begin{aligned}
 p\left(\frac{x_{iN}}{x_i}\right) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(\Delta X)} e^{-\frac{(\Delta x)^2}{2\sigma^2(\Delta X)}} = \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(\Delta X)} \exp\left\{-\frac{(x_{iN} - x_i)^2}{2\sigma^2(\Delta X)}\right\}, \quad (9)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 p(x_{iN}) &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x_i) p_{\Delta x}(x_{iN} - x_i) dx_i = \int_{x_{min}}^{x_{max}} \frac{1}{c_1 \sqrt{2\pi}\sigma(X_i)} e^{-\frac{(x_i - m_x)^2}{2\sigma^2(X_i)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(\Delta X)} e^{-\frac{(x_{iN} - x_i - m_{\Delta})^2}{2\sigma^2(\Delta X)}} dx_i = \\
 &= \frac{1}{c_1 2\pi \sigma(X)\sigma(\Delta X)} \int_{x_{min}}^{x_{max}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(X_i)\sigma^2(\Delta X)} \left\{ \sigma^2(\Delta X) [x_i^2 - 2m_x x + m_x^2] + \sigma^2(X_i) [x_i^2 - x_i(x_{iN} - m_{\Delta}) + (x_{iN} - m_{\Delta})^2] \right\}} dx = \\
 &= \frac{1}{c_1 2\pi \sigma(x)\sigma(\Delta x)} \int_{x_{min}}^{x_{max}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(X_i)\sigma^2(\Delta X)} \left\{ [\sigma^2(\Delta X) + \sigma^2(X_i)] x_i^2 - 2x_i [m_x \sigma^2(\Delta X) + (x_{iN} - m_{\Delta}) \sigma^2(X)] + [m_x^2 \sigma^2(\Delta X) + (x_{iN} - m_{\Delta})^2 \sigma^2(X)] \right\}} dx,
 \end{aligned}$$

де $\sigma(X_i)$ та $\sigma(\Delta X)$ й m_x та m_{Δ} – параметр "сигма" й математичне очікування закону розподілу вимірювального сигналу та похибки, відповідно.

а отже

$$p(x_i, x_{iN}) = p(x_i) p\left(\frac{x_{iN}}{x_i}\right).$$

Закон розподілу результату вимірювання в i -му каналі X_{iN} одержано композицією законів розподілу його складових, оскільки він визначається сумою істинного значення вимірюваної величини X_i та незалежної від нього похибки ΔX . Реально в композиції закону розподілу результату вимірювання X_{iN} беруть участь обмежені нормальні закони розподілу вимірюваної величини X_i та похибки ΔX . Оскільки середньоквадратичне відхилення похибки відновлення вимірювального сигналу є незначним порівняно із середньоквадратичним відхиленням самого вимірювального сигналу (наприклад, $\delta = \sigma(\Delta X)/\sigma_x < 0.01$), то на фоні закону розподілу сигналу значення похибки будуть зосереджені поблизу її математичного очікування і в діапазоні обмежених значень вимірювального сигналу перебуватимуть із ймовірністю близькою до одиниці. Тому можна вважати, що існування закону розподілу похибки практично не має меж. Отже, закон розподілу результату вимірювання будемо шукати композицією обмеженого (3) – для вимірювального сигналу та необмеженого (9) – для похибки нормальних законів розподілу, відповідно, а саме:

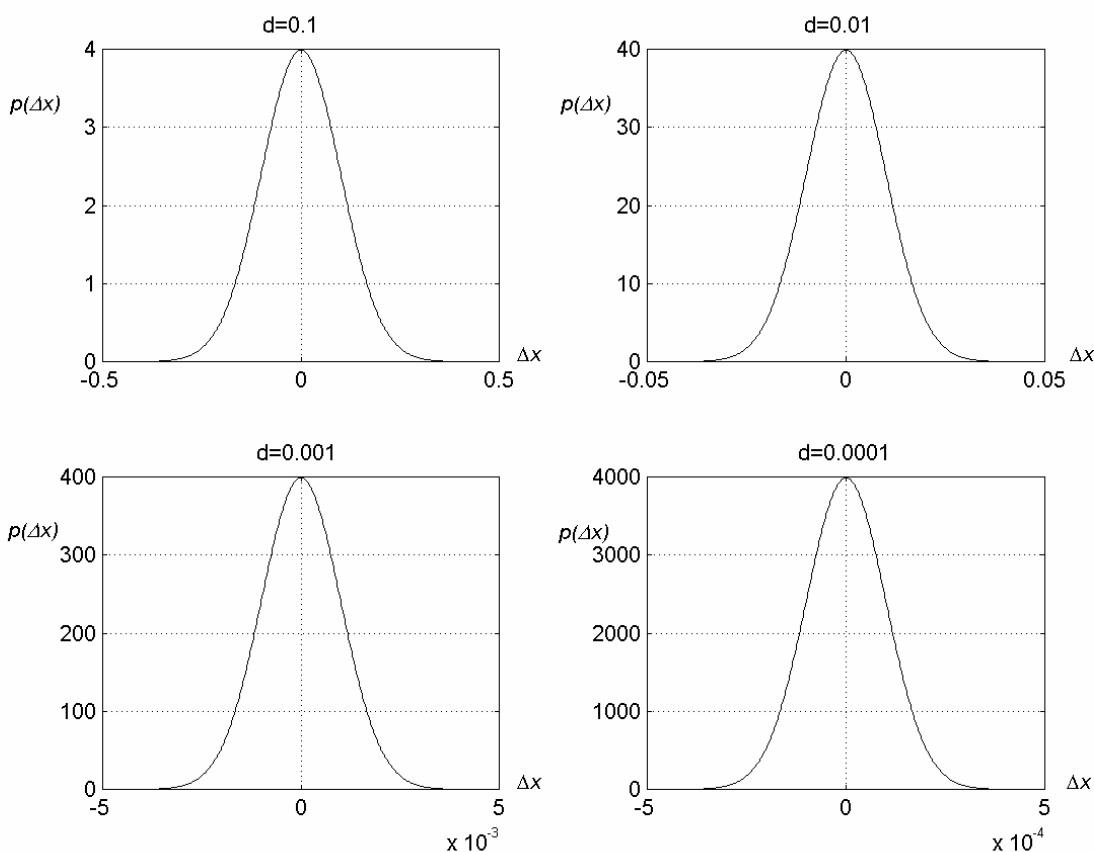


Рис. 1. Закон розподілу похибки для різних значень середньоквадратичних відхилень ($m_{\Delta} = 0, \sigma(\Delta x) = d\sigma, \sigma = 1$)

Розглянемо показник експоненти останнього виразу та впорядкуємо його як квадратний тричлен змінної x_i , подавши у вигляді добутку, звернувши увагу на те, що

$$\begin{aligned} x_i^2 + 2px_i + q &= (x_i - x_{i1})(x_i - x_{i2}) = (x + p + \sqrt{p^2 - q})(x + p - \sqrt{p^2 - q}) \\ &= (x + p + \sqrt{p^2 - q})(x + p - \sqrt{p^2 - q}) = \\ &= (x + p)^2 - (p^2 - q). \end{aligned}$$

Тобто (рис. 2),

$$p(x_{iN}) = \frac{\exp\left\{-\frac{(x_{iN} - m_N)^2}{2\sigma^2(X_{iN})}\right\}}{c_1 \sqrt{2\pi}\sigma(X_{iN})} \times$$

$$\times \left\{ F\left[\left(\frac{x_{iN} - m_N}{\sigma(X_{iN})}\right) \frac{1}{\delta v_i} - \left(\frac{x_H - m_X}{\sigma(X_i)}\right) \sqrt{1 + \frac{1}{\delta_i^2 v_i^2}}\right] - \right.$$

$$\left. - F\left[\left(\frac{x_{iN} - m_N}{\sigma(X_{iN})}\right) \frac{1}{\delta v_i} - \left(\frac{x_B - m_X}{\sigma(X_i)}\right) \sqrt{1 + \frac{1}{\delta_i^2 v_i^2}}\right] \right\}$$

де $\{F(z)\}$ – інтеграл ймовірності, $\delta_i = \frac{\sigma_{\Delta}}{\sigma_{x_i}} =$

$= \frac{\sigma(\Delta X)}{v_i \sigma(X_i)}$ та $v_i = \sigma_{x_i} / \sigma(X_i)$ – відносна похибка

та відношення (5) середньоквадратичного відхилення i -го вимірювального сигналу до параметра його закону розподілу відповідно; $\sigma(X_{iN}) = \sqrt{\sigma^2(X_i) + \sigma^2(\Delta X)}$ – параметр закону розподілу результату.

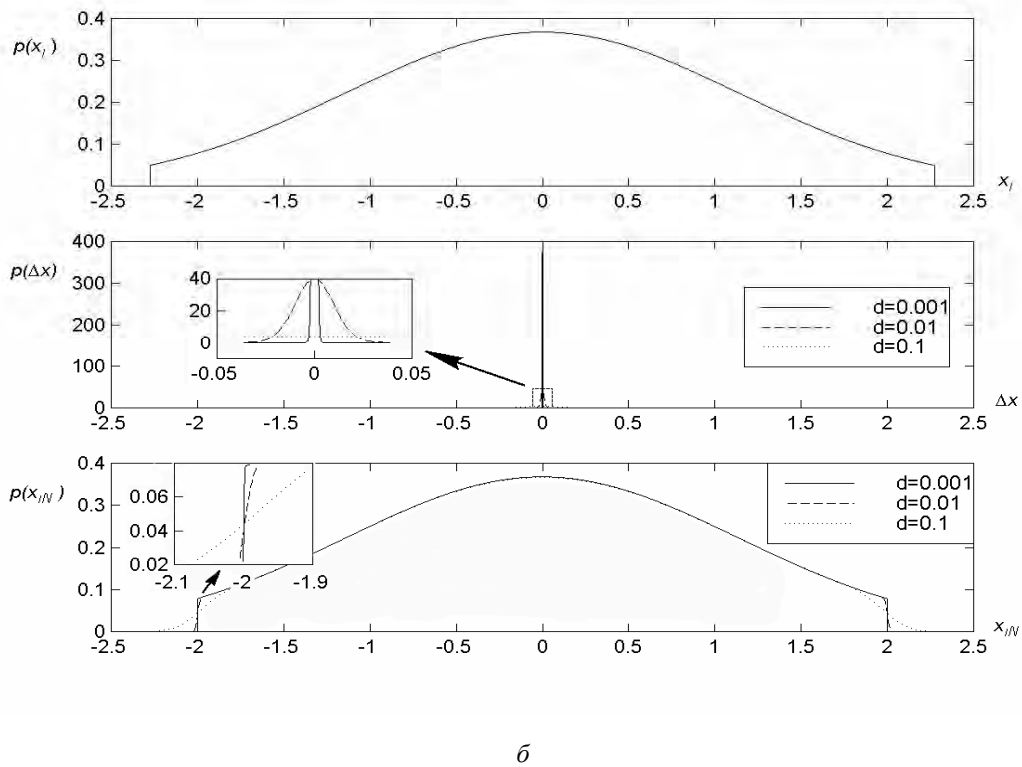
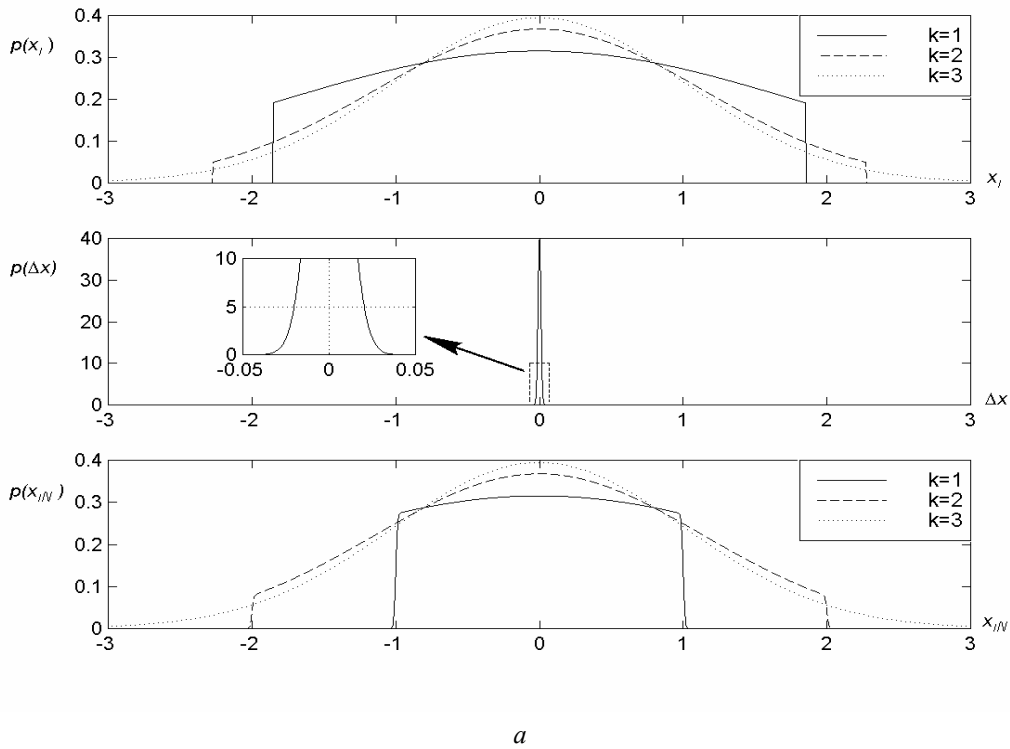


Рис. 2. Композиція закону розподілу показу в одному із каналів багатоканального засобу для різних значень параметрів k (а) та $\delta = d$ (б)

Кількість інформації, одержаної від одного i -го вимірювального каналу (7), знайдемо, використовуючи результати (6) та (8) – (10), а саме:

$$I(X_i) = H(X_i) - H\left(\frac{X_i}{X_{iN}}\right) = \log \left[\frac{c_1 \sqrt{1 + \delta_i^2 v_i^2}}{\delta_i v_i \{F_p(k)\}} e^{\frac{1}{2} \left(\frac{1 - v_i^2}{1 + \delta_i^2 v_i^2} \right)} \right], \quad (11)$$

де $\{F_p(k)\}$ – значення інтеграла ймовірностей для параметра k .

Залежність кількості інформації від значення відносної похибки δ подано на рис. 3. Отже, кількість одержаної при вимірюванні інформації зростає із зменшенням відносної середньоквадратичної похибки відновлення вимірювального сигналу.

Якщо у виразі (11) прийняти $c_1 = v_i = \{F_p(k)\} = 1$, тоді отримаємо співвідношення для оцінювання кількості інформації [7], яку можна одержати при вимірюванні в i -му каналі, працюючи із сигналом з стандартним (тобто необмеженим) нормальним законом розподілу з ентропією (3), а саме:

$$I(X_i) = H(X_i) - H\left(\frac{x_i}{x_{iN}}\right) = \log \left[\sqrt{2\pi e} \sigma(X_i) \right] - \log \left[\sqrt{\frac{2\pi e}{1 + \delta_i^2}} \sigma(\Delta X) \right] = \log \sqrt{1 + \frac{1}{\delta_i^2}}. \quad (12)$$

Знайдемо відношення між кількостями інформації, отриманої в одному i -му каналі багатоканального засобу при використанні моделей вимірювального сигналу, що базується на стандартному (12) та обмеженому (11) нормальних законах розподілу (рис. 4).

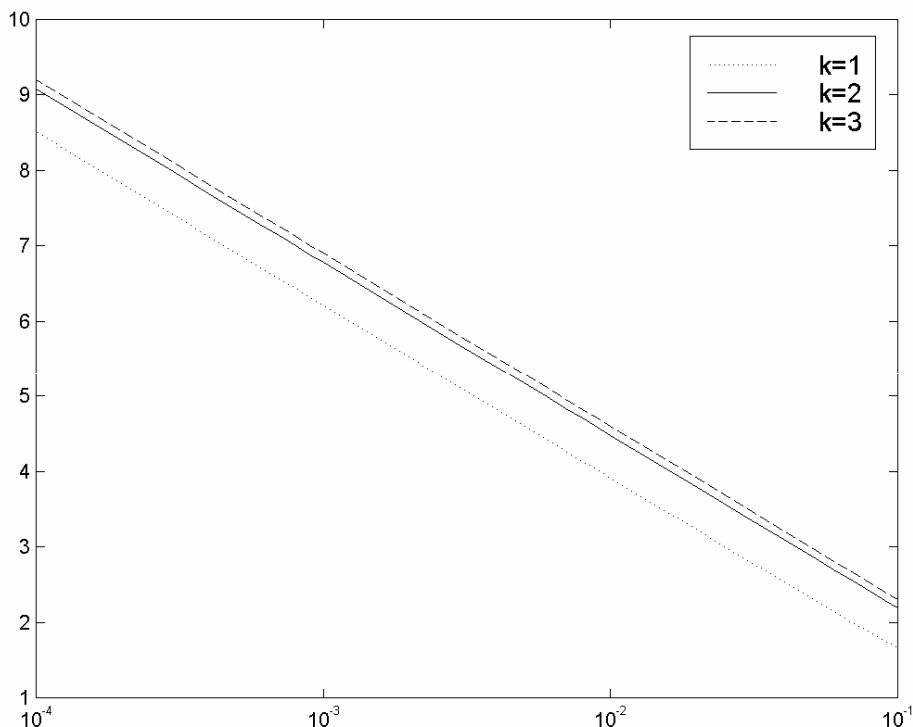


Рис. 3. Залежність кількості інформації $I(X_i)$ від значення відносної похибки δ

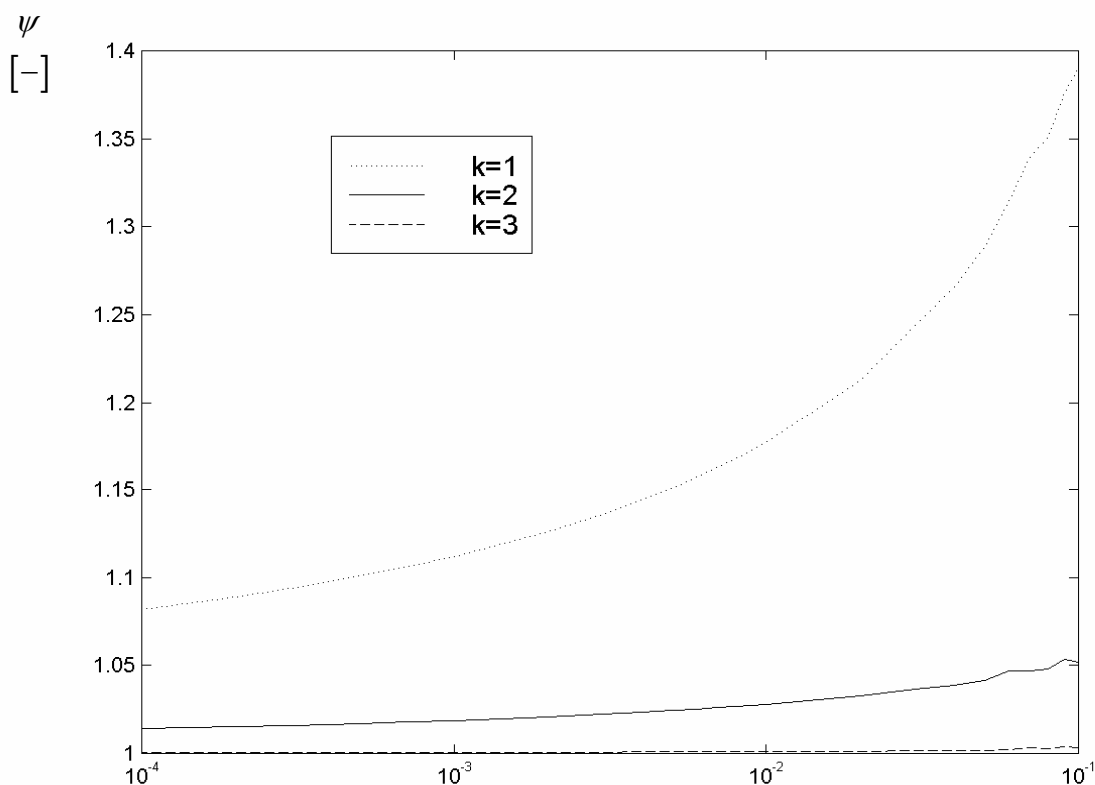


Рис. 4. Залежність відношення кількостей інформації для стандартного та обмеженого законів розподілу ψ від відносної похибки відновлення вимірювального сигналу δ_i та різних співвідношень k діапазону сигналу до параметра закону $\sigma(X_{IN})$

Обмеженість закону розподілу вимірювального сигналу зменшує інформативність каналу. Якщо відношення граничних значень вимірювального сигналу до значення параметра закону розподілу "сигма" змінюється від 1 до 3, то порівняно з необмеженим нормальним законом розподілу інформативність вимірювального каналу зменшується від 1.19 до 1.003 раза, відповідно (при $\delta = 0.01$) та від 1.087 до 1.002 раза, відповідно (при $\delta = 0.0001$). Тобто із збільшенням граничного значення сигналу інформативність каналу при обмеженні наближається до інформативності каналу без обмежень, до того ж із зменшенням допустимої похибки відновлення ці відмінності стають меншими. Встановлено, що інформаційна ефективність опрацювання вимірювальної інформації, при якій забезпечується задана похибка відновлення вимірювального сигналу, залежить від тривалості цього опрацювання. Тому для покращання інформаційної ефективності багатоканального засобу необхідно зменшувати вимоги до швидкодії вимірювальних

процедур (тобто, по можливості, робити якомога тривалішим опрацювання вимірювальної інформації) та потужності вимірювального сигналу, не знижуючи вимог до точності відтворення вимірювальних сигналів.

Перетворення у цифровий код одного вибіркового значення вимірювального сигналу, що характеризується кількістю вимірювальної інформації $I(X_I)$, здійснюється протягом періоду опитування $T_c = m_c \tau$, де m_c – кількість символів цифрового коду, τ – тривалість одного двійкового символу. Продуктивність одержання вимірювальної інформації в i -му каналі

$$\frac{I(X_I)}{T_c} = \frac{I(X_I)}{\tau} = \frac{I(X_I)}{m_c} R, \quad (13)$$

де R – швидкість опрацювання цифрової інформації в i -му каналі засобу.

Інформативність багатоканального засобу загалом

Багатоканальний засіб вимірювання обслуговує систему із n неперервних випадкових величин X_1, X_2, \dots, X_n з диференціальним законом розподілу $p_X(x_1, x_2, \dots, x_n)$, тобто формує векторну величину $\vec{X}_N = (X_{1N}, X_{2N}, \dots, X_{nN})$ про випадковий вектор $\vec{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$. Сумісний закон розподілу цих векторів $p(\vec{X}, \vec{X}_N) = p(\vec{X}_N)p(\vec{X}/\vec{X}_N) = p(\vec{X})p(\vec{X}_N/\vec{X})$, тут $p(\vec{X}/\vec{X}_N)$ та $p(\vec{X}_N/\vec{X})$ – умовний закон розподілу вектора \vec{X} за умови, що при вимірюванні одержано вектор \vec{X}_N , та умовний закон розподілу вектора \vec{X}_N за умови, що засобом обслуговується сукупність параметрів об'єкта \vec{X} , відповідно.

Ентропія системи двох векторних величин \vec{X} та \vec{X}_N

$$\begin{aligned} H(\vec{X}, \vec{X}_N) &= -M \left\{ \log \left[p(\vec{X}, \vec{X}_N) \right] \right\} = \\ &= -M \left\{ \log \left[p(\vec{X}_N) \right] \right\} - M \left\{ \log \left[p(\vec{X}/\vec{X}_N) \right] \right\} = \\ &= -M \left\{ \log \left[p(\vec{X}) \right] \right\} - M \left\{ \log \left[p(\vec{X}_N/\vec{X}) \right] \right\} = H(\vec{X}_N) + H(\vec{X}/\vec{X}_N) = \\ &= H(\vec{X}) + H(\vec{X}_N/\vec{X}), \end{aligned}$$

де $H(\vec{X}/\vec{X}_N)$ й $H(\vec{X}_N/\vec{X})$ та $H(\vec{X})$ й $H(\vec{X}_N)$ – відповідні умовні та безумовні ентропії.

Зокрема,

$$\begin{aligned} H(\vec{X}) &= H(X_1, X_2, \dots, X_n) = -M \left\{ \log \left[p(x_1, x_2, \dots, x_n) \right] \right\} = \\ &= - \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \log \left[p(x_1, x_2, \dots, x_n) \right] p(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1, dx_2, \dots, dx_n \end{aligned}$$

якщо випадкові величини X_1, X_2, \dots, X_n незалежні, тоді

$$\begin{aligned} p(x_1, x_2, \dots, x_n) &= \prod_{i=1}^n p(x_i) \quad \text{й} \\ \log \left[p(x_1, x_2, \dots, x_n) \right] &= \sum_{i=1}^n \log \left[p(x_i) \right]. \end{aligned}$$

Отже

$$\begin{aligned} H(\vec{X}) &= -M \left\{ \sum_{i=1}^n \log \left[p(x_i) \right] \right\} = \\ &= - \sum_{i=1}^n M \left\{ \log \left[p(x_i) \right] \right\} = \sum_{i=1}^n H(X_i), \end{aligned}$$

де $H(X_i)$ – ентропія випадкової величини X_i .

При незалежних компонентах вектора \vec{X} відповідні компоненти вектора \vec{X}_N теж незалежні, тобто

$$\begin{aligned} p(\vec{X}/\vec{X}_N) &= \prod_{i=1}^n p(X_i/X_{iN}) \quad \text{та} \\ H(\vec{X}/\vec{X}_N) &= \sum_{i=1}^n H(X_i/X_{iN}). \end{aligned}$$

Кількість інформації, яку можна загалом одержати від багатоканального засобу про об'єкт вимірювання

$$I(\vec{X}) = H(\vec{X}) - H(\vec{X}/\vec{X}_N).$$

Для незалежної сукупності випадкових величин $\{X_i\}$

$$\begin{aligned} I(\vec{X}) &= \sum_{i=1}^n H(X_i) - \sum_{i=1}^n H(X_i/X_{iN}) = \\ &= \sum_{i=1}^n \left[H(X_i) - H(X_i/X_{iN}) \right] = \sum_{i=1}^n I(X_i), \quad (14) \end{aligned}$$

тобто кількість інформації усього багатоканального засобу (14) складається із суми кількостей інформації по всіх вимірювальних каналах (11). Відповідно вимоги до швидкості опрацювання багатоканального засобу визначаються сумою його каналних складових (13). Отже, необхідно зменшувати потужність вимірювальних сигналів та вимоги до швидкодії багатоканального засобу (тобто, по можливості, робити якомога тривалішим опрацювання вимірювальної інформації), забезпечуючи інформаційну ефективність багатоканальних засобів вимірювання при виконанні необхідних вимог до точності відтворення вимірювальних сигналів.

Висновки

На підставі математичної моделі вимірювального сигналу та похибки у виді кусково-стаціонарного випадкового процесу з обмеженим нормальним законом розподілу виведено співвідношення для оцінювання кількості інформації, яку може одержати багато-

канальний засіб від об'єкта вимірювання. Обмеженість закону розподілу вимірювального сигналу зменшує інформативність каналу. Інформаційна ефективність опрацювання вимірювальної інформації, при якій забезпечується задана похибка відновлення вимірювального сигналу, залежить від тривалості цього опрацювання. Тому для покращання інформаційної ефективності багатоканального засобу необхідно зменшувати вимоги до його швидкодії.

1. *Обозовський С.С. Інформаційно-вимірювальна техніка (методологічні питання теорії вимірювань).* – К, 1993.

2. *Cover T., Thomas J. Elements of Information Theory.* New York. /Chichester / Brisbane / Toronto / Singapore: 1991.
3. *Дмитриев В.И. Прикладная теория информации.* – М., 1989. 4. *Тарасенко Ф.П. Введение в курс теории информации.* – Томск, 1963. 5. *Пугачев В.Н., Лифшиц Н.А. Вероятностный анализ систем автоматического управления. Ч.1. Вероятностные и статические характеристики процессов. Линейные, стационарные и нестационарные системы.* – М., 1969. 6. *Орлов В.А., Филиппов Л.И. Теория информации в упражнениях и задачах.* – М., 1976. – 136 с. 7. *Орнатский П.П. Теоретические основы информационно-измерительной техники.* – К., 1976.

УДК 621.372

МЕТРОЛОГІЧНІ ПІДСТАВИ ВИКОРИСТАННЯ МЕРЕЖІ INTERNET У ВИМІРЮВАЛЬНИХ СИСТЕМАХ

© Яніна Аляшкевич, 2002

Академія технічно-гуманітарна в Бельсько-Бялій, кафедра “Електротехніка та автоматика”,
вул. Віллова, 43-309, Бельсько-Бяля, Польща

Розглянуто використання Інтернету для організації системних вимірювань. Здійснено систематичний аналіз метрологічних властивостей віртуальних вимірювальних приладів, а також опрацьована концепція проектування сучасних систем вимірювання з використанням мови Java.

Описано использование Интернета для организации системных измерений. Осуществлен систематический анализ метрологических свойств виртуальных измерительных приборов, а также обработана концепция проектирования современных измерительных систем с использованием языка Java.

It was proposed to use Internet for the system measurements. The analysis of virtual instrument was made in article. Conception of device projecting was finalized by Java applet usage in LonTalk protocol.

Сьогодні поняття віртуального приладу вважається новітнім та модним у царині вимірювань. Воно базується на загальнішому понятті – “віртуальна реальність”, що виникло внаслідок стрімкого розвитку комп'ютерної технології на стику інформатики та мультимедійної техніки. Доступність та поширеність персональних комп'ютерів сприяє її розвитку. Саме це зумовило виникнення новітніх концепцій вимірювання, а також проектування та виготовлення вимірювальних приладів та систем.

Як відомо, сучасні автономні вимірювальні прилади мають чотири функціональні блоки: блок збирання та нагромадження даних; блок їх перетворення, блок генерування виборок та блок представлення даних (візуалізація або подача у зручному для користувача вигляді). Віртуальний прилад складається з тих самих

блоків з однією істотною відмінністю – блоки не повинні знаходитися в одному корпусі, а можуть бути рознесені на значні відстані. Сама ідея віртуального приладу – це поєднання функцій класичного приладу з надзвичайно потужними засобами візуалізації, що реалізуються на базі персонального комп'ютера. Не виробник, а користувач відповідно до власних потреб визначає специфічні функціональні властивості приладу. Конкретизовані функції реалізуються використанням відповідного вимірювального обладнання та програмного забезпечення. Тому віртуальний прилад – це вид інтелегентного* приладу, що являє собою поєднан-

* *Інтелегентний вимірювальний прилад – програмований, адаптивний, здатний діяти автономно вимірювальний прилад, у якому передбачена можливість комунікування з іншими пристроями.*