

УДК 004.9

О. А. СІТНИКОВА<sup>1</sup>, М. В. ПОЧЕБУТ<sup>2</sup>, Д. П. ЗАМЯТІН<sup>3</sup>,<sup>1</sup> Державний університет телекомунікацій, Київ;<sup>2</sup> Національний університет «Києво-Могилянська академія»;<sup>3</sup> Харківський національний медичний університет

## Оцінювання інформаційного змісту біомедичного сигналу в системі клінічного моніторингу для сімейної медицини

**Проведено дослідження оцінок інформаційного змісту біомедичних сигналів у медичній діагностиці та клінічному моніторингу, а також розроблено інформаційні моделі контрольно-діагностичних рішень за параметрами таких сигналів для планування процедур синтезу інформаційних технологій у системі клінічного моніторингу сімейного лікаря.**

**Ключові слова:** клінічний моніторинг; інформаційні моделі; контрольно-діагностичні рішення; інформаційний зміст; сімейний лікар; біомедичні сигнали.

### Вступ

Багатопрофільність сімейної медицини вимагає від лікаря знання основ виникнення, збору й обробки біомедичних сигналів і їх основних характеристик, використовуваних для визначення діагностичних показників. За механізмом створення біосигналів у живому організмі виокремлюють дві основні групи біосигналів. До першої належать *умовно генераторні біосигнали*, пов'язані з існуванням у організмі фізичних полів біологічного походження, до другої групи — *умовно параметричні біосигнали*, пов'язані зі змінами фізичних характеристик ділянки біологічної тканини, що відбуваються під впливом існуючих фізіологічних процесів.

Перша група біосигналів включає в себе сигнали, зумовлені біоелектричною активністю органів і тканин, що пов'язано з наявністю в організмі порівняно низькочастотних електричних полів біологічного походження, спричинених електрхімічними та кінетичними процесами, що мають місце в організмі. Друга група біосигналів потребує для своєї реєстрації додавання до біологічних тканин зовнішніх фізичних полів.

Огляд характеристик, які найчастіше використовуються при побудові діагностичних методик реєстрації та обробки біосигналів, виявляє їх основні особливості — малу амплітуду, низькочастотний спектр і чутливість до впливу перешкод [1; 2].

При проведенні реєстрації на біосигнал завжди накладаються сигнали наведень (перешкод) і шумів [3]. Наведення виникають унаслідок дії зовнішніх фізичних полів, які не мають прямого стосунку до об'єкта досліджень. Перешкоди фізичної природи впливають на чутливий елемент вимірювального перетворювача або на окремі вузли чи кола пристрою перетворення біосигналу.

Що ж до шумів, то вони характерні як для вимірювальної апаратури, так і для об'єкта вимірювань. Під шумами розуміємо такі сигнали, які з'являються на виході внаслідок особливостей

функціонування і параметрів вимірювальної апаратури, а також внаслідок роботи інших підсистем і наявності в організмі процесів, у результаті яких виникають сигнали, що прямо не стосуються певних показників чи характеристик.

У медичній практиці шуми біологічного походження, викликані процесами, що безпосередньо не стосуються параметрів або характеристик, які визначаються, називають часто *впливом артефактів*. До артефактів біологічного походження, як правило, відносять перешкоди, зумовлені диханням або рухами того, кого обстежують під час реєстрації біосигналів [4]. Також під артефактами розуміють будь-яку активність систем організму, не пов'язану з процесом, який реєструється, але впливає на ті значення діагностичних показників, що визначаються [5]. Найбільш яскравим прикладом таких процесів може бути міографічна активність периферійних м'язів при реєстрації ЕКГ сигналу [6].

Дуже часто відрізнити присутні перешкоди й шуми від біомедичних сигналів, які з'явилися внаслідок взаємодії з об'єктом вимірювання чутливого елемента вимірювального перетворювача, дуже важко. Через це, навіть маючи апаратуру з гарантованими метрологічними характеристиками, не можна з упевненістю стверджувати, що похибка результатів вимірювань не перевищує значень, нормованих для технічного вимірювального засобу [7; 8].

Ще одним фактором, важливим при дослідженні біологічних організмів, є їхня мінливість та індивідуальність параметрів і показників. Навіть на груповому рівні проявляється залежність від національних, вікових, генетичних і кліматичних особливостей. Тому коректним є опис властивостей біосигналів у групі організмів, що підлягає дослідженню одних і тих самих проявів. Такі закономірності найбільш важливі для врахування в системі сімейної медицини при проведенні клінічного моніторингу родини.

© О. А. Сітнікова, М. В. Почебут, Д. П. Замятін, 2017

Для встановлення будь-яких закономірностей у медичній діагностиці широко застосовуються методи математичної статистики [9]. Це зумовлено тим, що через суб'єктивність і багатофакторність одержаних результатів установити об'єктивні закономірності можна тільки після математичної обробки достатньо великого масиву статистичного матеріалу [6;10]. Отримати такий фактичний матеріал часто майже неможливо, оскільки деякі біологічні процеси за тривалістю сумірні з тривалістю існування біологічної системи. Навіть у тих випадках, коли визначення параметра або показника, що становить інтерес, можна виконати відносно швидко, набір статистичного матеріалу, аналіз отриманих даних для встановлення об'єктивних закономірностей займає значний час [3].

**Основна частина**

Незалежно від групи (перша або друга) біомедичних сигналів необхідно відзначити особливості того чи іншого виду їхньої нестационарності. Слід розрізняти періодичну нестационарність сигналу за математичним сподіванням (наприклад, ЕКГ), за дисперсією (БЕГ, ЕМГ, ЕГГ), за локалізованим спектром (шкірногальванічна реакція) тощо. У будь-якому разі йдеться про розгляд тієї частини сигналу, в якій міститься мінімально показний обсяг медико-діагностичної інформації (без періодично можливого її повторення).

Виокремимо в такому сигналі  $X(t)$  інформативний параметр  $X$  із заданим законом розподілу  $f(x)$ . Квантування параметра  $X$  (або всього біомедичного сигналу) із похибкою квантування  $\Delta x$  дозволяє знайти початкову ентропію квантованих значень цього параметра [11; 12]:

$$H_{X_i} = -\sum_{j=1}^L p_j \log p_j - \log \Delta x,$$

де  $p_j = \int_{x_j}^{x_j+\Delta x} f(x) dx$ .

Залишкова ентропія значень параметра  $X$  після вимірювання буде визначатися виразом [9]

$$H_{X/X_i} = h_{X/X_i} - \log \Delta x,$$

де  $h_{X/X_i}$  — диференціальна залишкова ентропія, залежна від похибки засобу вимірювання та густини розподілу  $f(x)$ .

Отримана в ході вимірювання (у момент часу  $t_i$ ) кількість інформації визначається різницею значень початкової та залишкової ентропії

$$I = H_{X_i} - H_{X/X_i} = -\sum_{j=1}^L p_j \log p_j - h_{X/X_i}.$$

Якщо диференціальна ентропія  $h_{X/X_i} = \text{const}$  для будь-якого часу  $t_i$  та рівня квантування  $x_j$ , то якісно оцінити збільшення чи зменшення інформації  $I$  залежно від значень  $L$  і  $n$  можна за ентропією  $H_{X_i}$ .

Дослідимо властивості цієї ентропії, а отже, і очікуваної при моніторингу стану інформації  $I$  в амплітудно-часовому просторі біомедичного сигналу  $x_j(t_j)$ ,  $j = \overline{1, L}$ ,  $i = \overline{1, n}$ .

Нехтуючи похибками вимірювання, можна записати

$$I = H_{X_i} = -\sum_{j=1}^L p_j \log p_j. \tag{1}$$

Знайдемо, за якого розподілу ймовірностей  $p_j$  квантованого біомедичного параметра  $X$  інформація набуває максимального значення. Використовуючи метод невизначених множників Лагранжа [8], знайдемо максимум правої частини виразу (1), яку доповнено лінійною комбінацією множників  $\lambda_1 = \dots = \lambda_L = \lambda$  та ймовірностей  $p_j$ ,  $j = \overline{1, L}$ :

$$\Phi = -\sum_{j=1}^L p_j \log p_j - \lambda \sum_{j=1}^L p_j. \tag{2}$$

Візьмемо до уваги,

$$\sum_{j=1}^L p_j = 1,$$

а необхідною умовою максимуму (мінімуму) функції  $\Phi$  є обмеження [9]

$$\frac{\partial \Phi}{\partial p_1} = \dots = \frac{\partial \Phi}{\partial p_L} = 0.$$

Диференціюючи функцію (2) за  $p_j$  та прирівнюючи похідну до нуля, дістаємо

$$-\log p_j - \left(\frac{1}{p_j}\right) p_j \log e - \lambda = 0,$$

звідки випливає рівняння

$$-\log p_j = \log e + \lambda = \text{const}. \tag{3}$$

Вираз (3) показує, що ймовірність  $p_j$  не залежить від індексу  $j$  підсумовування, що може мати місце, коли всі ймовірності  $p_j (j = \overline{1, L})$  рівні між собою:

$$p_1 = p_1 = \dots = p_L = 1/L. \tag{4}$$

Тоді

$$I = I_{\text{max}} = \log L. \tag{5}$$

Це означає, що для забезпечення максимуму інформації ймовірності появи можливих значень параметра  $X$  на інтервалах квантування мають бути однакові. Цей висновок можна поширити на методику формування інтервалів неметричних діапазонів вхідних параметрів як норм нечіткого класифікатора біологічних станів.

Дослідимо вплив більшості  $L$  квантованих інтервалів на очікувану кількість інформації.

Для неквантованого сигналу  $x(t)$  ентропія  $H_{X_i}$  визначається рівнянням [8]

$$H_{X_i} = -\int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log f(x) dx - \log \Delta x,$$

а кількість інформації, за аналогією з умовою (1),

дорівнює

$$I = - \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log f(x) dx.$$

Оскільки квантування еквівалентне процедури групування на інтервалах

$$\Delta x_1 = \Delta x_2 = \dots = \Delta x_L = \Delta x,$$

то дисперсія  $\sigma_L^2$  згрупованих можливих (до вимірювання) значень параметра  $X$  менша за дисперсію  $\sigma^2$ , яка характеризує густину  $f(x)$  значень неквантованого параметра.

Різниця

$$\Delta = \sigma^2 - \sigma_L^2$$

визначається як поправка Шеппарда [10], а групування

$$\Delta = \frac{(\Delta x)^2}{12}. \quad (6)$$

Оскільки кількість очікуваної інформації  $I$  прямо пропорційна до початкової ентропії  $H_{X_i}$ , то збільшення числа інтервалів  $L$  зменшує (за постійності діапазону  $(x_{\min}, x_{\max})$ ) інтервал  $\Delta x$ , а отже, підвищує кількість інформації  $I$ . Тому при формуванні діапазону вхідних біомедичних параметрів бажано забезпечити:

1) рівномірність появи значень  $X$  по діапазонах неметричної шкали;

2) формування максимально допустимої кількості діапазонів (що впливає також з аналізу рівняння (5)).

Вираз (6) можна подати в загальному вигляді, з урахуванням номера  $j$  діапазону

$$\Delta(j) = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^L (\Delta x_j)^2. \quad (7)$$

Можна показати, що для неоднакових за шириною діапазонів  $\Delta x_j = \Delta x \pm a_j$  вираз (7) набирає вигляду

$$\Delta(j) = \frac{(\Delta x)^2}{12} + \frac{1}{12} \sum_{j=1}^L a_j^2. \quad (8)$$

Із порівняння правих частин рівнянь (6) і (8) випливає, що

$$\Delta(j) > \Delta. \quad (9)$$

Вираз (9) вказує на необхідність забезпечення умови рівності всіх інтервалів (або діапазонів) для контрольованого біомедичного параметра  $X$ . У цьому разі кількість отриманої інформації також максимізується.

#### *Інформаційний аналіз контрольованих діагностичних рішень при параметричному вираженні первинних біомедичних сигналів*

Використання інформативного параметра  $X$ , виокремленого з неперервного сигналу  $X(t)$  та квантованого на  $L$  рівнів (піддіапазонів або інтервалів), дає можливість використовувати ці піддіапазони

$$\{\Delta x_1, \Delta x_2, \dots, \Delta x_L\} \quad (10)$$

для ухвалення контрольованих діагностичних рішень. У такому разі необхідно забезпечити логічну відповідність між номером піддіапазону (інтервалу)  $j$  та номером діагностичного рішення  $\gamma_j$  ( $j = \overline{1, L}$ ) з набору  $\{\gamma_1, \dots, \gamma_L\}$  можливих рішень.

Здебільшого середній ризик [4]  $R$  таких рішень має бути мінімізований за заданими ризиками  $\alpha$  і  $\beta$  відповідно 1-го та 2-го роду

$$\bar{R} = 0,5(\alpha + \beta). \quad (11)$$

Апріорні ймовірності можливих станів  $\{S_1, S_2, \dots, S_L\}$  для формули (11) можна вважати рівномірними [4].

Варто розрізнити два нормативні статистичні варіанти ухвалення.

1. Контроль, коли розглядаються тільки два рішення:  $\gamma_1$  — пацієнт здоровий, патологія відсутня;

$\gamma_2 \equiv \{X_j\}_2^L$  — присутня апіорі невідома (без уточнень) патологія.

2. Діагностика, коли використовуються всі  $L$  рішень (10), з яких одне ( $\gamma_1$ ) відповідає відсутності патології, а решта уточнюють вид та особливості її наслідків.

Ризики  $\alpha$  та  $\beta$  ухвалення рішень визначаються виразами

$$\begin{cases} \alpha = P[(\gamma_j \neq \gamma_1) | S_1], \\ \beta = P[\gamma_1 | S'_j \neq S_1] \end{cases} \text{ для всіх } j = \overline{2, L}. \quad (12)$$

Оскільки параметр, який використовується, має  $L$  рівнів, то вихідна ентропія характеризується логарифмічною функцією від  $L$  [4]

$$H_1 = \log L. \quad (13)$$

Після ухвалення рішення кількість можливих рівнів знижується до значення  $n = 1$ , а оскільки залишкова ентропія [8]

$$H_2 = \log_n n \quad (14)$$

дорівнює нулю, то кількість інформації, закладеної в рішенні, визначається за формулою (5):

$$I = H_1 = \log L. \quad (15)$$

Рівняння (15) не враховує заданих ризиків (12), а це знижує його інформаційну значущість, через те, що не використовується повний вираз для оцінки кількості очікуваної інформації [11; 12]

$$I = H_1 - H_2 = \log \frac{L}{n}, \quad (16)$$

в якому  $n$  має бути скориговане з урахуванням ризиків  $\alpha$  та  $\beta$ .

Знайдемо та проаналізуємо скориговані вирази для кількості очікуваної інформації окремо за варіантами «контроль» і «діагноз».

#### *Очікувана інформація при біомедичному контролі*

При будь-якому контролі задається тільки ризик 1-го роду  $\alpha$ . Знайдемо математичне сподівання  $\bar{n}$  значення  $n$ , вважаючи, що з імовірністю  $\alpha$  може бути ухвалено будь-яке з  $(L - 1)$  помилкових

рішень  $\gamma_2, \dots, \gamma, \gamma_L$ , тоді як з імовірністю  $(1 - L)$  — лише одне рішення:

$$\bar{n} = (n = 1) \cdot (1 - L) + (n = L - 1) \cdot L,$$

або

$$\bar{n} = 1 + \alpha(L - 2). \quad (17)$$

Підставляючи в (16) значення  $n$ , задане як математичне сподівання  $I$ , подане виразом (17), дістаємо

$$I = \log \left[ \frac{L}{1 + \alpha(L - 2)} \right]. \quad (18)$$

Із рівняння (18) випливає, що при  $L = 2$  ризик  $\alpha$  жодної ролі не відіграє і розрахунок кількості інформації приводить до результату (наприклад, при основі 2 логарифм (5) або (15))

$$I = \log_2 = 1(\text{біт}). \quad (19)$$

При  $L \geq 3$  починає відігравати роль ризик  $\alpha$ , який задається. Його зменшення, як бачимо з (18), збільшує кількість контрольної інформації, оскільки зменшується знаменник відношення під знаком логарифма виразу (18).

Варіант  $L = 2$  відповідає байдужому контролю, для якого  $\alpha = 0$  і який використовує порядкову шкалу альтернатив з апіорі невідомим значенням.

Введення багатоальтернативної ( $L \geq 3$ ) порядкової шкали з двома та більше патологічними станами цей недолік усуває.

### Очікувана інформація при біомедичній діагностиці

У цьому разі задають ризики як 1-го роду  $\alpha$ , так і 2-го роду  $\beta$ .

Введемо апіорні ймовірності:

$q_1$  — появи нормального стану  $S_1$ ;

$q_\Sigma$  — появи будь-якого з патологічних станів  $S_1, \dots, S_L$ .

При цьому забезпечується умова  $q_1 + q_\Sigma = 1$ . Математичне сподівання  $\bar{n}$  можна подати в цьому разі виразом

$$\bar{n} = q_1 [(n = 1) \cdot (1 - \alpha) + (n = L - 1) \cdot \alpha] + q_\Sigma [(n = 1) \cdot (1 - \beta) + (n = L - 1) \cdot \beta]$$

або

$$\bar{n} = q_1 [1 + \alpha(L - 2)] + q_\Sigma [1 + \beta(L - 2)]. \quad (20)$$

Підставляючи (20) в (16) при  $n \neq \bar{n}$ , дістаємо:

$$I = \log \left\{ \frac{L}{q_1 [1 + \alpha(L - 2)] + q_\Sigma [1 + \beta(L - 2)]} \right\}. \quad (21)$$

У виразі (21), як і у виразі (18), є умова  $L \geq 3$ .

Ця умова з'явилася внаслідок використання логарифмічної, а не ймовірнісної міри для ентропії  $H_1$  і  $H_2$ , що спрощує аналіз виразів (18) і (21), не враховуючи кожної, окремо взятої апіорної ймовірності  $q_i$  стану  $S_j$ , для всіх можливих  $j = 1, 2, \dots, L$ . Таке спрощення дозволяє, проте, зробити важливі висновки для планування протоколів, які використовуються при ухваленні діагностичних рішень.

Для збільшення обсягу такої інформації бажано:  
а) мінімізувати ризики діагностики 1-го ( $\alpha$ ) та 2-го ( $\beta$ ) роду;

б) кількість  $L$  інтервалів у неметричних шкалах вираження первинних інформативних параметрів брати не менш як три.

Наприклад, умову  $L = 3$  легко забезпечити, якщо ввести три рішення:

$\gamma_1$  — відсутність патології;

$\gamma_2$  — невизначеність у рішенні сімейного лікаря (направлення на дообстеження);

$\gamma_3$  — присутність явної патології (направлення на стаціонарне лікування);

в) максимізувати кількість  $L$  інтервалів у неметричних шкалах (порядкових або найменувань) подання первинної біомедичної інформації.

### Висновки

Для досягнення максимуму очікуваної первинної вимірювальної інформації, отриманої при квантуванні параметрів неперервних біомедичних сигналів (або при формуванні діапазонів із нечіткими межами) необхідно забезпечити:

а) рівноймовірність появи значень параметрів у вибраних інтервалах (діапазонах);

б) максимально можливу кількість таких інтервалів (діапазонів);

в) однакову ширину інтервалів (діапазонів), хоча б для інтервалів «норма» та «менш як норма», «більш як норма».

Слід зазначити, що в разі двох взаємно суперечливих умов  $a$  та  $b$  пріоритетною стає умова  $a$ .

Наведений аналіз і методика оцінювання інформаційного змісту біомедичних сигналів дозволяє сформулювати вимоги до апаратної частини комплексів клінічного моніторингу.

Це формалізує підходи при побудові інформаційних систем для сімейної медицини. Авторський колектив не припиняє роботи над дослідженням і розробкою математичних моделей ухвалення рішень за первинними параметрами біомедичних сигналів. В основу можуть бути покладені математичні моделі алгебри скінченних предикатів.

У результаті проведених досліджень:

- дано оцінку інформаційного змісту біомедичних сигналів у медичній діагностиці та клінічному моніторингу, а також розроблено інформаційні моделі контрольної-діагностичних рішень за параметрами таких сигналів для планування процедур синтезу інформаційних технологій у системі клінічного моніторингу сімейного лікаря;

- запропоновано та розроблено методику аналізу й оцінювання інформаційного змісту первинних біомедичних сигналів для планування вторинних контрольної-діагностичних рішень сімейного лікаря.

## Список використаної літератури

1. **Dohyun, K. A.** *Linear Transformation Approach for Estimating Pulse Arrival Time* / [K. Dohyun, A. Jong-Hoon, L. Jongshill, K. Hoon, K. In Young] // *Journal of Applied Mathematics*.— Vol. 2012, Article ID 643653.— 12 p.
2. **Elouaham, S.** *Parametric and Non Parametric Time-Frequency Analysis of Biomedical Signals* / [S. Elouaham, R. Latif, A. Dliou, M. Laaboubi, F. M. R. Maoulainie] // *International Journal of Advanced Computer Science and Applications*.— Vol. 4, No.1.
3. **Sriraam, N.** *Quality-on-Demand Compression of EEG Signals for Telemedicine Applications Using Neural Network Predictors* / N. Sriraam // *International Journal of Telemedicine and Applications*.— Vol. 2011 (2011), Article ID 860549.— 13 p.
4. **Yushun, G. A.** *Review of the Performance of Artifact Filtering Algorithms for Cardiopulmonary Resuscitation* / C. Bihua, L. Yongqin // *Journal of Healthcare Engineering*.— 2013.— Vol. 4, Issue 2.— P. 185–202.
5. **Shuqiang, W.** *Defining Biological Networks for Noise Buffering and Signaling Sensitivity Using Approximate Bayesian Computation* / [S. Yanyan, S. Changhong, W. Tao, W. Zhiming, L. Hanxiong] // *The Scientific World Journal*.— Vol. 2014, Article ID 625754.— 12 p.
6. **Fernando, D.** *Evaluation of EMG processing techniques using Information Theory* / D. Fernando, C. Julio, J. Carmelo // *BioMedical Engineering On-Line*.— 2010.— 9:72.
7. **Козленко, М. І.** Дослідження ефективності застосування різних типів сигналів в інформаційних каналах систем керування та контролю / М. І. Козленко // *Методи та прилади контролю якості*.— Івано-Франківськ.— 2006.— №16.— С. 91–93.
8. **Душин, В. К.** *Теоретические основы информационных процессов и систем: учебник для студентов вузов.— 4-е изд.* / В. К. Душин.— М.: Дашков и К.— 2013.— 348 с.
9. **Кудряшов, Б. Д.** *Теория информации* / Б. Д. Кудряшов.— СПб.: Питер, 2009.— 322 с.
10. **Щапов, П. Ф.** *Синтез информационной модели процедуры альтернативной функциональной диагностики* / П. Ф. Щапов, Р. П. Мигущенко // *Приборы и методы измерений*.— Минск.— 2014.— Вып. 2.
11. **Лагун, І. І.** *Загальна класифікація сигналів та їх опрацювання* / І. І. Лагун, Р. А. Наконечний // *Методи та прилади контролю якості*.— 2009.— № 22.— С. 71–75.
12. **Володарський, Є. Т.** *Дворівневий структурний аналіз вібродіагностичних сигналів* / Є. Т. Володарський, Д. С. Шантур, С. В. Шантур // *Інформаційні технології та комп'ютерна інженерія*.— 2007.— № 1.— С. 171–175.

**Рецензент:** доктор техн. наук, професор **П. Ф. Щапов**, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут».

*О. А. Ситникова, М. В. Почебут, Д. П. Замятин*

#### ОЦЕНКА ИНФОРМАЦИОННОГО СОДЕРЖАНИЯ БИОМЕДИЦИНСКОГО СИГНАЛА В СИСТЕМЕ КЛИНИЧЕСКОГО МОНИТОРИНГА ДЛЯ СЕМЕЙНОЙ МЕДИЦИНЫ

Проведено исследование оценок информационного содержания биомедицинских сигналов в медицинской диагностике и клиническом мониторинге, а также разработаны информационные модели контрольно-диагностических решений по параметрам таких сигналов для планирования процедур синтеза информационных технологий в системе клинического мониторинга семейного врача.

**Ключевые слова:** клинический мониторинг; информационные модели; контрольно-диагностические решения; информационное содержание; семейный врач; биомедицинские сигналы.

*O. Sitnikova, M. Pochebut, D. Zamyatin*

#### ESTIMATION OF INFORMATION CONTENT OF MEDICOBIOLOGICAL SIGNAL IN CLINICAL MONITORING SYSTEM FOR FAMILY MEDICINE

In the article made research the estimates of the information content of biomedical signals in medical diagnostics and clinical monitoring. Information models of control and diagnostic solutions was developed for the parameters of such signals and for planning procedures of the synthesis information technologies in the system of clinical monitoring for the family doctor.

**Keywords:** clinical monitoring; information models; control and diagnostic decisions; information content; family doctor; biomedical signal.