

Аналіз графіків, наведених на рис.1, показує, що в квітні 2010 р., січні і березні 2011 р. спостережуваний мав незадовільний адаптаційний показник, а в липні, листопаді 2010 р. і квітні 2011 р. у нього спостерігалася напруженість механізмів адаптації. Слід зазначити, що в липні 2010 р. він був у відпустці, а в листопаді 2010 р. і квітні 2011 р. він приймав препарати, що знижують артеріальний тиск.

Висновки.

1. Візуалізація адаптивного потенціалу наочно показує, як він змінюється в процесі його контролю.

2. Щомісячне порівняння графіків адаптивного потенціалу визначає їх співвідношення і відображає стан серцево-судинної системи залежно від напруженості роботи та впливу медичних препаратів.

3. Систолічний і діастолічний артеріальний тиск може служити попереднім показником стану серцево-судинної системи, що ще раз підкреслює необхідність систематичного контролю артеріального тиску.

ЛІТЕРАТУРА

1. Баевский Р.М. Прогнозирование состояний на грани нормы и патологии / Баевский Р.М. – М.: Медицина, 1979. – 294 с.
2. Богдановська Н.. Про інформативність деяких методичних підходів до оцінки адаптивних можливостей серцево-судинної системи організму дітей молодшого шкільного віку / Богдановська Н. // Вісник Львів. Ун-ту VISNYK OF L'VIV UNIV. Серія біологічна. – 2002. – Вип.31. – С.249-255. – <http://www.franko.lviv.ua/faculty/biologh/wis/31/08-Human%20and%20animal%20physiology/10/10.pdf>.
3. Трикило А.І. Математичний опис та побудова нейромережевої інформаційної прогнозуючої системи адаптивного потенціалу та оцінки ризику смерті від серцево-судинних захворювань / Трикило А.І., Меньяло І.Ю. // Збірник наукових праць Дніпродзержинського державного технічного університету (технічні науки). – Дніпродзержинськ: ДДТУ. – 2011. – Випуск 2 (17). – С.164-170.
4. Сайт о спорте и здоровье. – <http://kouzma.ru/>. Соотношение роста и веса человека, http://kouzma.ru/carcas_propotion.php. Таблицей соотношения роста и веса, http://kouzma.ru/carcas_propotion_table.php

Надійшла до редколегії 25.11.2011.

УДК 006.91-389.14

ІГНАТКІН В.У., д.т.н., професор
ЛИТВИНЕНКО В.А., ст.викладач
БІЛИЙ О.І., інженер

Дніпродзержинський державний технічний університет

РОЗВ'ЯЗОК ЗАДАЧІ ВИБОРУ ОПТИМАЛЬНИХ ПАРАМЕТРІВ МЕТРОЛОГІЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ МЕТОДОМ МОНТЕ-КАРЛО

Вступ. Робота метрологічної служби (МС) промислових підприємств направлена на вирішення задач з метрологічного обслуговування засобів вимірювальної техніки (МО ЗВТ) на стадії їх експлуатації. Оптимізація і автоматизація розв'язку задач МО ЗВТ полягає у виборі значень параметрів системи МО ЗВТ, які б забезпечували компроміс між втратами від виробництва бракованої продукції і витратами на МО ЗВТ, тобто в досягненні мінімуму загальних втрат виробництва. Таким чином актуальною явля-

ється задача розробки загальної методики вибору оптимальних параметрів МО ЗВТ за визначеним критерієм ефективності функціонування системи МО ЗВТ.

Постановка задачі. Наведемо базові моделі процесу експлуатації і МО ЗВТ, які оперують ймовірністю знаходження ЗВТ в кожному з десяти можливих станів, при цьому розглядається тільки стаціонарний випадок. Згідно з [1, 3] маємо початкове диференціальне рівняння процесу переходу ЗВТ із одного стану в інший:

$$\frac{d}{dt}P = L \cdot P, \quad (1)$$

де $P = (P_1, P_2, P_3, \dots, P_{10})^T$ – вектор ймовірностей станів;

L – матриця інтенсивностей переходів λ_{ij} ЗВТ з i -го в j -й стан (10×10).

Зміст станів наступний: P_1 – ЗВТ застосовується за призначенням, знаходячись в працездатному стані; P_2 – ЗВТ застосовується за призначенням з прихованою відмовою; P_3 – ЗВТ готується до відновлення, знаходиться в непрацездатному стані; P_4 – проводиться відновлення непрацездатного ЗВТ; P_5 – перевірка працездатного ЗВТ; P_6 – ЗВТ готується до відновлення, знаходячись в працездатному стані (підготовка до помилкового ремонту); P_7 – проводиться перевірка непрацездатного ЗВТ; P_8 – виконується самоперевірка непрацездатного ЗВТ; P_9 – проводиться відновлення працездатного ЗВТ; P_{10} – проводиться самоперевірка непрацездатного ЗВТ.

В стаціонарному випадку $\frac{d}{dt}P = 0$, тому (1) можна представити у вигляді матричного рівняння, яке з урахуванням умови нормування

$$\sum_{i=1}^{10} P_i = 1, \quad (2)$$

записують

$$\begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{1,1} & \dots & \lambda_{1,10} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \lambda_{1,10} & \dots & \lambda_{10,10} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} P_1 \\ \vdots \\ P_{10} \end{bmatrix}, \quad (3)$$

де змінні λ_{ij} у свою чергу залежать від компонент вектора параметрів математичної моделі M (1,15), зміст яких наступний: λ_{λ} – інтенсивність явних відмов; λ_m – інтенсивність метрологічних відмов; λ_p – інтенсивність надходження ЗВТ в ремонт; λ_{pl} – інтенсивність надходження в ремонт з помилковою відмовою; $\lambda_{вл}$ – інтенсивність надходження непрацездатних ЗВТ в ремонт; τ – міжповірочний інтервал (годин); τ_c – тривалість самоперевірки (годин); τ_{cn} – періодичність самоперевірки (годин); $T_{рем}$ – тривалість ремонту (годин); $T_{нов}$ – тривалість перевірки (годин); α_c, α_n – ймовірність помилок самоперевірки і перевірки 1-го роду; β_c, β_n – ймовірність помилок самоперевірки і перевірки 2-го роду; β_p – ймовірність помилки регулювання при відновленні (ремонті) 2-го роду.

Для компонент даного вектора виконуються наступні умови:

$$(\forall i \in \{1,2,\dots,15\} \{M_i > 0\}) \text{ і } \alpha_c < 1, \alpha_n < 1, \beta_c < 1, \beta_p < 1, \beta_n < 1.$$

Властивості рівняння (3) і методи визначення та аналізу вектора ймовірності станів \bar{P} детально висвітлені в роботах[1-3]. При чисельному розв'язку матричного рівняння були застосовані алгоритм виключення Гаусса та розв'язок за допомогою процедур псевдообернення матриць, можуть бути також застосовані операції з розрідженими матрицями.

Альтернативою розглянутій марківській моделі експлуатації і МО ЗВТ є дискретно-безперервна модель. Формалізація процесу МО ЗВТ на основі цього підходу полягає в наступному: $p_{1,k}$ і $p_{2,k}$ – ймовірності виявити ЗВТ відразу після k -ої перевірки відповідно в станах 1 (робота ЗВТ без відмов) або 2(робота ЗВТ з метрологічною відмовою).

Ймовірність $p_{-m,k}(t)$ того, що в інтервалі часу $\tau_n + kT_n \leq t < \tau_n + (k+1)T_n$ ЗВТ буде працювати без відмов, і ймовірність $p_{m,k}(t)$ того, що в тім же інтервалі часу в ЗВТ виникає метрологічна відмова:

$$p_{-m,k}(t) = p_{1,k} \frac{1 - p_m(t)}{1 - p_m(\tau_n + kT_n)} \cdot \frac{1 - p_y(t)}{1 - p_y(\tau_n + kT_n)}, \quad (4)$$

$$p_{m,k}(t) = \left\{ p_{2,k} + p_{1,k} \left(1 - \frac{1 - p_m(t)}{1 - p_m(\tau_n + kT_n)} \right) \right\} \frac{1 - p_y(t)}{1 - p_y(\tau_n + kT_n)}, \quad (5)$$

де τ_n, T_n – час і період проведення повірки ЗВТ; $p_m(\dots)$ і $p_y(\dots)$ – ймовірності виникнення в ЗВТ метрологічних і явних відмов відповідно до моменту часу, наведеному в дужках. Функція $p_{-m,k}(t)$ є не що інше, як ймовірність залишитися ЗВТ в стані 1 в момент часу t , а функція $p_{m,k}(t)$ – ймовірність залишитися ЗВТ в стані 2 до моменту часу t . Обидві ймовірності падають із часом через наростання ймовірності виникнення явної відмови – множник $(1 - p_y(t))/(1 - p_y(\tau_n + kT_n))$.

Математичне очікування часу знаходження ЗВТ t_j в деякому стані j записують [2]:

$$t_j = \int_0^{\infty} \xi \frac{dp_j(\xi)}{d\xi} d\xi = - \int_0^{\infty} \xi \frac{dp_i(\xi)}{d\xi} d\xi, \quad (6)$$

де $p_j(\xi)$ – ймовірність залишитися ЗВТ в j -му стані до моменту часу ξ .

В задачах оптимізації параметрів МО ЗВТ частина параметрів (компонент вектора M) є варійованим. У загальному випадку вважають заданою деяку множину векторів $SM = \{M\}$, за якими і шукається оптимальне в деякому розумінні рішення.

В якості критерію оптимальності приймають найменше значення цільової функції

$$F(M) = W \cdot P(M), \quad (7)$$

що є скалярним добутком векторів $P(M)$ і W , де $W = (w_1, \dots, w_{10})$. Коефіцієнти w_i визначають вагу ймовірності кожного з десяти станів в цільовій функції.

Таким чином, необхідно знайти вектор параметрів моделі $M_o \in SM$ такий, що на відповідному йому векторі ймовірності $P(M)$, одержаному як рішення рівняння

(3), цільова функція (7) приймає найменше значення і виконуються накладені обмеження на модель експлуатації ЗВТ.

Покажемо деякі прийоми вибору оптимальних значень параметрів МО ЗВТ за допомогою методу Монте-Карло (ненаправлений випадковий пошук). Задача оптимізації параметрів МО ЗВТ в даному випадку запишеться:

$$\left. \begin{aligned} CF(\alpha_n, \beta_n, \tau, T_{нов}, T_{рем}, \nu) &\Rightarrow \min \\ K_{\Gamma}(\alpha_n, \beta_n, \tau, T_{нов}, T_{рем}, \nu) &\geq K_{\Gamma}; \\ 0 \leq P_i < 1; \quad 0 < \alpha_n < 1; \quad 0 < \beta_n < 1; \\ 0 < \beta_p < 1; \quad \sum_{i=1}^{10} P_i &= 1; \quad i = 1, \dots, 10. \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

В залежності від прийнятої моделі експлуатації і поставлених задач (8) може мати різні модифікації.

Результати роботи. Параметри, які підлягають процедурі оптимізації позначимо $\pi = |\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_m|$, а фіксовані $\nu = |\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_m|$. Цільова функція $CF(\pi, \nu)$ – функція сумарних відносних витрат на експлуатацію і ремонт ЗВТ. Відносні витрати приймались в умовних одиницях (у.о): витрати на застосування ЗВТ (C_{11}, C_{22}), самоперірку ($C_{88}, C_{10,10}$), витрати на повірку (C_{55}, C_{77}) і помилковий ремонт (C_{99}) – 10 у.о; витрати на ремонт (C_{44}) – 30 у.о., транспортування ($C_{15}, C_{27}, C_{34}, C_{51}, C_{63}, C_{72}, C_{95}$) – рівні 1 у.о. вартості. Позначимо вектор параметрів $\theta = [\pi, \nu]$, тоді згідно з моделлю (2)

$$CF = \sum_{i=1}^{10} C_i P_i(\theta) + \sum_{i=1}^{10} \sum_{j=1}^{10} C_{ij} P_i(\theta) \lambda_{ij}(\theta). \quad (9)$$

Метод випадкового ненаправленого пошуку полягає в дослідженні розв’язків для однієї з базових моделей експлуатації і МО ЗВТ вибіркою об’ємом N незалежно розподілених псевдовипадкових чисел a_l^k , де l – номер параметра, який підлягає оптимізації, а $k = 1, 2, \dots, N$. Вводяться мінімальні і максимальні значення параметрів, що оптимізуються; на основі послідовності a_l^k будується сукупність незалежних випадкових векторів параметрів π_l^k для знаходження оптимуму цільової функції $CF(\pi, \nu)$:

$$\begin{aligned} \pi^{(1)} &= (\alpha_n^{(1)}, \beta_n^{(1)}, \tau^{(1)}, T_{нов}^{(1)}, T_{рем}^{(1)}); \\ \pi^{(2)} &= (\alpha_n^{(2)}, \beta_n^{(2)}, \tau^{(2)}, T_{нов}^{(1)}, T_{рем}^{(1)}); \\ &\dots \\ &\dots \\ \pi^{(k)} &= (\alpha_n^{(k)}, \beta_n^{(k)}, \tau^{(k)}, T_{нов}^{(k)}, T_{рем}^{(k)}); \\ &\dots \\ &\dots \\ \pi^{(N)} &= (\alpha_n^{(N)}, \beta_n^{(N)}, \tau^{(N)}, T_{нов}^{(N)}, T_{рем}^{(N)}). \end{aligned} \quad (10)$$

Важливою задачею при застосуванні даного підходу є генерація вектору випадкових чисел заданого об’єму вибірки N , рівномірно розподілених на інтервалі (0, 1). Відомо декілька способів отримання цих чисел, причому ці способи можна розділити

на три великі групи: отримання випадкових чисел за допомогою таблиць[4]; з допомогою апаратних генераторів випадкових чисел (фізичний спосіб); з використанням математичних алгоритмів (математичний спосіб).

Основним недоліком датчиків псевдовипадкових чисел (реалізованих програмно на ЕОМ) являється обмежений запас чисел, оскільки в достатньо великій послідовності псевдовипадкових чисел (від декількох тисяч до декількох сотень тисяч залежно від способу отримання) можуть зустрічатися послідовності чисел, що повторюються. Для перевірки гіпотез про псевдовипадковість та рівномірність розподілу можуть бути проведені наступні тести: критерій Колмогорова, критерій Пірсона, критерій Романовського, критерій Романовського і Пірсона для довжин серій[5].

Для проведення розрахунків авторами був використаний датчик псевдовипадкових чисел [6], який відноситься до класу лінійних конгруентних генераторів (період $2^{19937}-1$).

В табл.1 наведено порівняння результатів розв'язку задачі пошуку комбінації оптимальних параметрів МО ЗВТ за допомогою евристичного методу ціленаправленого перебору і випадкового пошуку. Розрахунки були проведені для випадку [1]: $\lambda_a = 0,001 год.^{-1}$; $\lambda_m = 0,002 год.^{-1}$; $\lambda_p = 3,5 \cdot 10^4 год.^{-1}$; $\lambda_{pn} = 10^{-3} год.^{-1}$; $\lambda_{en} = 2 \cdot 10^3 год.^{-1}$; $\tau_c = 0,1 год.$; $\tau_{cn} = 5 год.$; $\alpha_c = 0,01$; $\beta_c = 0,2$; $\beta_p = 0,25$. Значення параметрів, що оптимізуються, варіювались в межах: $\alpha_n = 0,001 \div 0,2$; $\beta_n = 0,001 \div 0,3$; $\tau = 8 \cdot 10^3 \div 50 \cdot 10^4$; $T_{нов} = 1 \div 10 год.$; $T_{рем} = 3 \div 30 год.$

Таблиця 1 – Результати дослідження задачі вибору оптимальних параметрів МО ЗВТ

| Вектор вихідних даних розрахунків | Алгоритми оптимізації | | |
|-----------------------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|
| | Ціленаправлений перебір | Випадковий пошук | |
| | | $N = 10000$ | $N = 100000$ |
| $\min(CF^{(k)})$ | 1,1072 | 0,7815 | 0,7806 |
| K_Γ | $\geq 0,8$ | 0,9867 | 0,9870 |
| α_n | 0,10 | 0,0012 | 0,0015 |
| β_n | 0,05 | 0,1551 | 0,1201 |
| $\tau (год.)$ | $3,94 \cdot 10^4$ | $1,2685 \cdot 10^5$ | $1,4032 \cdot 10^5$ |
| $T_{нов} (год.)$ | 1 | 4,4620 | 2,9844 |
| $T_{рем} (год.)$ | 4 | 3,9049 | 3,1112 |

Для дослідження даної моделі було проведено моделювання для об'ємів вибірки $N \in [1000, 100000]$ псевдовипадкових чисел, рівномірно розподілених в інтервалі $U(0,1)$.

Розглянемо інший приклад розв'язку задачі оптимізації параметрів МО ЗВТ на основі дискретно-безперервної моделі експлуатації ЗВТ. В якості критерію оптимізації приймають суму витрат на МО і втрати від застосування ЗВТ з метрологічною відмовою. В цьому випадку скористаємося цільовою функцією у вигляді

$$C_{ЗВТ} = \frac{1}{K_{ТВ}} (C_{ЗВТ} + (C_n t_{34} + C_p \tau_p + C_u t_2) / T_u, \quad (11)$$

де K_{TB} – коефіцієнт технічного використання; $C_{ЗВТ}$ – вартість 1-ї години експлуатації ЗВТ користувачем без обліку витрат на МО ЗВТ (у.о./год.); C_n – вартість 1 години повірочних робіт (у.о./год.); C_p – вартість 1 години ремонтних робіт (у.о./год.); $C_{ш}$ – штраф за експлуатацію ЗВТ з метрологічною відмовою (у.о./год.); t_{34} – математичне очікування часу перебування ЗВТ на повірці за час життєвого циклу T_u ; t_2 – математичне очікування часу роботи ЗВТ з метрологічною відмовою за час T_u .

Дослідження показують, що для такого класу функцій можна застосувати класичні градієнтні методи або модифікації симплекс-методу Нелдера-Міда. Метод Монте-Карло для функцій двох змінних дає невелику точність обчислень (5-10%) [6]. Наприклад, функція Розенброка має мінімум в точці [1,1], результати, отримані методом статистичних випробувань при $N=20000$, дають точку [$x_1=0,9461$, $x_2=0,8986$], а значення функції $f_{rb.min}=0,0041$. Але, коли потрібно розв'язувати задачу умовної оптимізації для 5-ти і більше параметрів, застосування методів випадкового ненаправленого пошуку виявляються єдиним шляхом отримання чисельного розв'язку поставленої задачі.

На рис.1 зображено поверхню цільової функції для 40 значень T_m і T_n (логарифмічний масштаб).

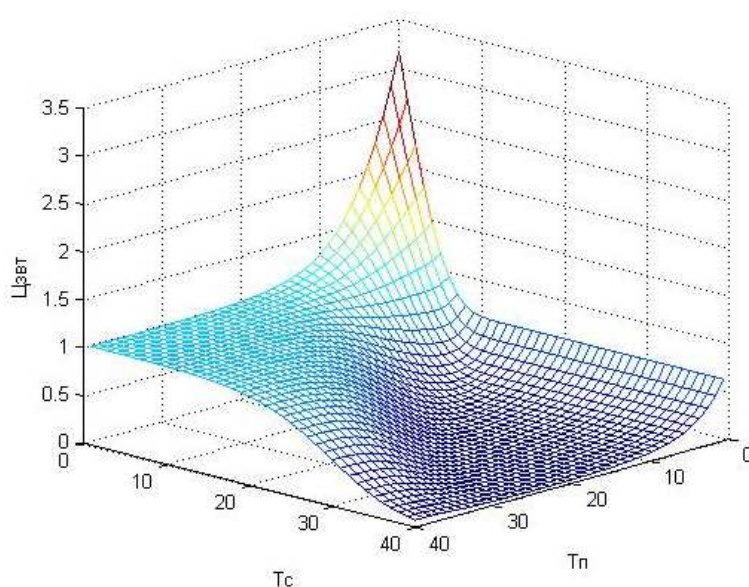


Рисунок 1 – Поверхня цільової функції як функції від двох змінних $C_{ЗВТ} = f(T_n, T_m)$ для випадку дифузійно-монотонної моделі метрологічних відмов при коефіцієнті варіації $v_m=1$

Приклад. Проектується система МО ЗВТ для групи однотипних приладів з наступними характеристиками надійності і параметрами МО ЗВТ: $T_m = 5000год.$, $v_m = 0,7$, $T_n = 10000год.$, $\tau_e = 48год.$ (час відновлення ЗВТ в ремонті), $\beta_p = 0,25$. Потрібно знайти вектор оптимальних параметрів $optpar = var(\alpha_n, \beta_n, T_n, T_{рем}, \tau_n)$, при якому $C_{ЗВТ}(optpar) \Rightarrow \min$.

В якості моделі експлуатації ЗВТ приймається дискретно-безперервна модель 5-тиосновних станів і критерій оптимізації (9). Розрахунки проводились в припущенні дифузійно-монотонної моделі метрологічних відмов $p_m(t) = DM(t, T_m, v_m)$ і експоненціальної моделі явної відмови $p_y(t) = \exp(t, T_y)$ при обмеженні на коефіцієнт готовності $K_r \geq 0,8$. Границі варіювання, крім $T_n = 4,5 \cdot 10^3 \div 1 \cdot 10^4$, взяті з попереднього прикладу. Проведені статистичні випробування для $N=30000$ з використанням в якості датчика псевдовипадкових чисел алгоритму [6] показали, що при проектуванні системи МО обраної групи ЗВТ на підприємстві необхідно встановити наступні значення параметрів системи МО ЗВТ: $\alpha_{n,opt.} = 0,0775$; $\beta_{n,opt.} = 0,0093$; $T_{n,opt.} = 4,5072 \cdot 10^3 год.$; $\tau_{n,opt.} = 2,5101 год.$; $T_{рем,opt.} = 3,1889 год.$

При цих параметрах буде забезпечено мінімум сумарних витрат на експлуатацію і МО ЗВТ ($C_{ЗВТ min} = 0,1706$ при $C_{ЗВТ} = 0,025$, $C_n = 1,4$, $C_p = 3$, $C_{ш} = 1$) з рівнем метрологічної надійності $K_d = 0,8588$.

Висновки.

1. Проведені дослідження показали шляхи отримання чисельного розв'язку для задач багатопараметричної оптимізації МО на основі моделей експлуатації ЗВТ методом Монте-Карло.

2. Модифікації марковської моделі рекомендується застосовувати при апріорному аналізі системи МО ЗВТ, а дискретно-безперервну – для динамічного коригування параметрів МО ЗВТ.

3. При достатній кількості випробувань і застосуванні сучасних методів генерації псевдовипадкових чисел оптимальне значення цільової функції сумарної вартості МО ЗВТ може бути знайдене за допомогою алгоритмів випадкового пошуку.

ЛІТЕРАТУРА

1. Игнаткин В.У. Автоматизация метрологического обслуживания средств измерений промышленного предприятия / Игнаткин В.У. – М.: Издательство стандартов, 1988. – 208с.
2. Игнаткин В.У. Оценка, контроль и прогнозирование метрологической надежности средств измерений / Игнаткин В.У. – М.: Изд-во стандартов, 1991. – 190с.
3. Ігнаткін В.У. Обґрунтування концепції оптимізації метрологічного обслуговування засобів вимірювальної техніки, оцінки його параметрів і показників функціонування / В.У.Ігнаткін, Л.М.Віткін, В.А.Литвиненко // Системи озброєння і військова техніка. – Х.: ХУ ПС. – 2008. – Вип. 3(15). – С.94-103.
4. RAND Corporation. A million random digits with 1000000 normal deviates, The Free Press, 1955.
5. Игнаткин В.У. Сравнительный анализ датчиков псевдослучайных чисел / В.У.Игнаткин, В.А.Литвиненко // Сб. научных трудов СНУЯЭиП. – Севастополь: СНУЯЭиП. – 2009. – С.219-223.
6. Matsumoto M. Mersenne Twister: A 623-Dimensionally Equidistributed Uniform Pseudo-random Number Generator / Matsumoto M., Nishimura T. // ACM Transactions on Modeling and Computer Simulation. – 1998. – № 8(1). – P.3-30.
7. Соболев И.М. Численные методы Монте-Карло / Соболев И.М. – М.: Издательство «Наука», 1973. – 312с.

Надійшла до редколегії 29.12.2011.