

## МІКРОПРОГРАМНІ ЗАСОБИ СТВОРЕННЯ ІНФОРМАЦІЙНИХ ФАЙЛІВ ТЕХНОЛОГІЧНИХ ТА ПЛАНОВО-ЕКОНОМІЧНИХ ДАНИХ ПРОЦЕСУ БУРІННЯ

Я.М.Николайчук, Г.Я.Ширмовський, Н.Г.Ширмовська

ІФНТУНГ, 76019, Івано-Франківськ, вул. Карпатська, 15, тел. (0342) 504521

e-mail: public@nuing.edu.ua

Микропрограмный подход вычисления значений ординат системы остаточных классов является одной из возможностей реализации этой задачи на специализированном вычислительном устройстве с использованием специализированного математического обеспечения. Полученные оценки позволяют выбрать оптимальный формат микрокоманды, выходя из свойств алгоритма.

Microprogram approach of calculation of values of ordinates of the system of remaining classes is one of possibilities of realization of this task on the specialized computing device with the use of the specialized mathematical providing. The got estimations allow to choose the optimum format of microcommand, going out from properties of algorithm.

Використання системи числення залишкових класів дало змогу значно скоротити об'єднані в один інформаційний файл технологічні параметри процесу буріння та планово-економічну інформацію. Об'єднання цих інформаційних потоків наблизило відбір інформації до реального часу, а сам інтелектуальний процес розміщення повідомлень до систем штучного інтелекту. Інформаційно-програмний підхід пропонується реалізувати шляхом мікропрограмування.

Мікропрограмою будемо вважати впорядковану сукупність мікрокоманд (керуючих слів) [1], що описують алгоритм виконання операцій, реалізація яких уможливить моделювання процесу зміни значень залишків [2].

Позначимо через  $n_1, \dots, n_Q$  кількість операторів, які кодуються однією мікрокомандою, що формується в станах  $S_1, S_2, \dots, S_Q$  відповідно. Тоді середня кількість операторів, які кодуються однією мікрокомандою, визначається як математичне очікування випадкової величини  $k = n_1, \dots, n$ :

$$g = \sum_{k=1}^Q V_k n_k. \quad (1)$$

Матриця ймовірностей переходів має наступний вигляд:

$$P = \begin{pmatrix} p_2 & p_1^2 \delta & p_1 p_2 \delta & p_1 p_2 p_3 \\ 0 & p_1 \delta & p_2 \delta & p_2 p_3 \\ p_2 & p_1^2 \delta & p_1 p_2 \delta & p_1 p_2 p_3 \\ p_2 & p_1^2 \delta & p_1 p_2 \delta & p_1 p_2 p_3 \end{pmatrix},$$

де  $\delta = 1 - p_2 p_3$ .

Ймовірності  $V_1, V_2, V_3, V_4$  пов'язані системою рівнянь

$$\begin{cases} V_1 = V_1 p_2 + V_3 p_2 + V_4 p_2 \\ V_2 = V_1 p_1^2 \delta + V_2 p_1 \delta + V_3 p_1^2 \delta + V_4 p_1^2 \delta \\ V_3 = V_1 p_1 p_2 \delta + V_2 p_2 \delta + V_3 p_1 p_2 \delta + \\ \quad + V_4 p_1 p_2 \delta \\ V_4 = V_1 p_1 p_2 p_3 + V_2 p_2 p_3 + \\ \quad + V_3 p_1 p_2 p_3 + V_4 p_1 p_2 p_3 \end{cases} \quad (2)$$

і нормуючим рівнянням

$$V_1 + V_2 + V_3 + V_4 = 1. \quad (3)$$

Розв'язуючи три останні рівняння системи (2) разом з рівнянням (3), одержуємо такі вирази для ймовірностей станів  $S_1, \dots, S_4$ :

$$V_1 = \frac{p_2(1-p_1\delta)}{1-p_1p_2\delta}; \quad V_2 = \frac{p_1^2\delta}{1-p_1p_2\delta};$$

$$V_3 = \frac{p_1p_2\delta}{1-p_1p_2\delta}; \quad V_4 = \frac{p_1p_2p_3}{1-p_1p_2\delta}.$$

У станах  $S_1, S_2, S_4$  одна мікрокоманда, кодує один оператор, тобто  $n_1 = n_2 = n_4 = 1$ . У стані  $S_3$  одна мікрокоманда кодує два оператора, тобто  $n_3 = 2$ . Із врахуванням цього та (1) середнє число операторів, які кодуються однією мікрокомандою, визначається виразом:

$$g(1,1) = \sum_{k=1}^4 V_k n_k = V_1 + V_2 + 2V_3 + V_4 =$$

$$= 1 + V_3 = \frac{1}{1-p_1p_2\delta}.$$

Процес породження мікрокоманд для випадку одного поля  $Y$  і двох полів  $X$  зображений на рис.1.

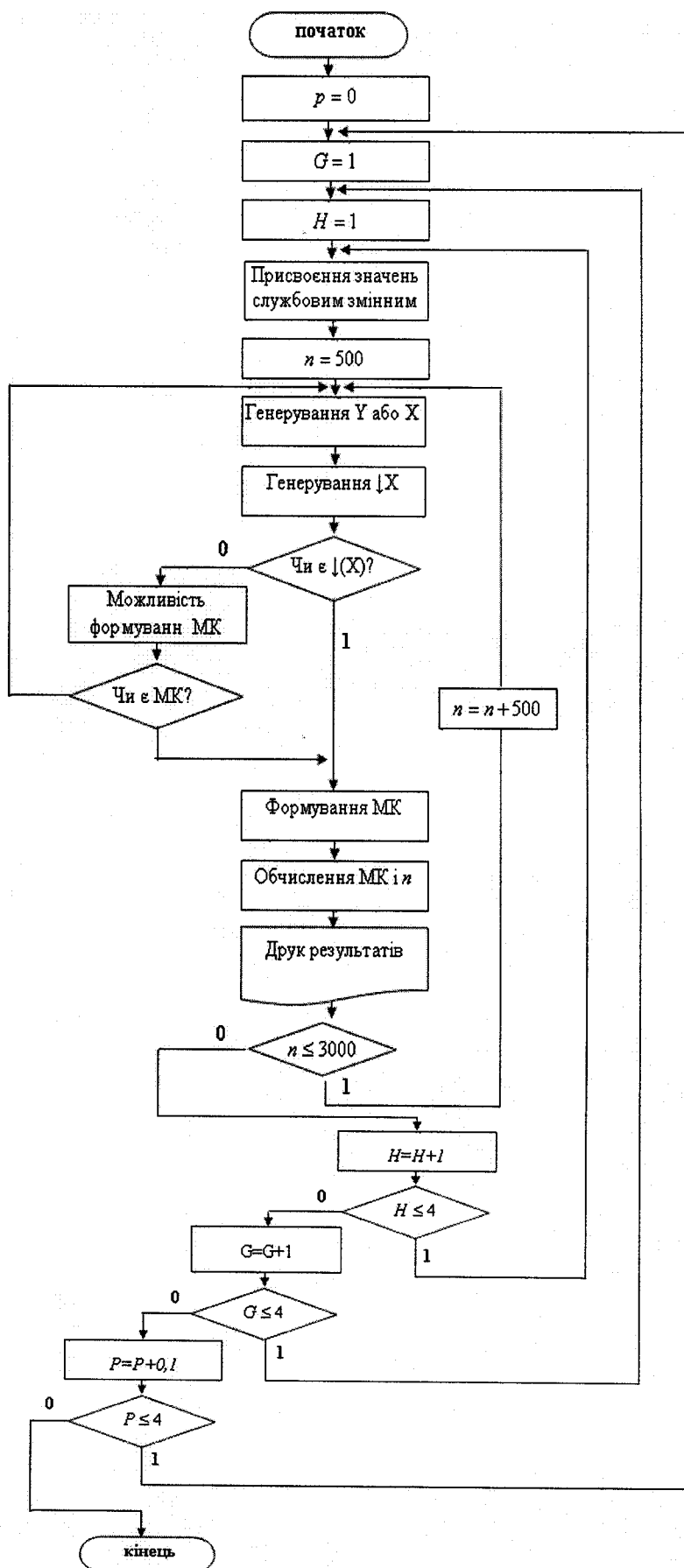


Рисунок 1 – Алгоритм статистичного моделювання

$$P = \begin{pmatrix} p_2^2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_2^2 \delta & p_1 p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_1 p_2^2 p_3 \delta & p_1^2 p_2 \delta^2 & p_1 p_2^2 \delta^2 \\ 0 & 0 & 0 & p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_2^2 p_3 \delta & p_1 p_2 \delta^2 & p_2^2 \delta^2 \\ p_2^2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_2^2 \delta & p_1 p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_1 p_2^2 p_3 \delta & p_1^2 p_2 \delta^2 & p_1 p_2^2 \delta^2 \\ p_2^2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_2^2 \delta & p_1 p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_1 p_2^2 p_3 \delta & p_1^2 p_2 \delta^2 & p_1 p_2^2 \delta^2 \\ 0 & 0 & 0 & p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_2^2 p_3 \delta & p_1 p_2 \delta^2 & p_2^2 \delta^2 \\ p_2^2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_2^2 \delta & p_1 p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_1 p_2^2 p_3 \delta & p_1^2 p_2 \delta^2 & p_1 p_2^2 \delta^2 \\ 0 & 0 & 0 & p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_2^2 p_3 \delta & p_1 p_2 \delta^2 & p_2^2 \delta^2 \\ p_2^2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_2^2 \delta & p_1 p_2 p_3 & p_1^2 \delta & p_1 p_2^2 p_3 \delta & p_1^2 p_2 \delta^2 & p_1 p_2^2 \delta^2 \end{pmatrix},$$

де  $d = 1 - p_2 p_3$ .

Рисунок 2

$$P = \begin{pmatrix} p_2 & p_1 p_2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_1^2 p_2 p_3 \delta & p_1^3 \delta^2 & p_1^2 p_2 \delta^2 \\ p_2 & p_1 p_2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_1^2 p_2 p_3 \delta & p_1^3 \delta^2 & p_1^2 p_2 \delta^2 \\ p_2 & p_1 p_2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_1^2 p_2 p_3 \delta & p_1^3 \delta^2 & p_1^2 p_2 \delta^2 \\ p_2 & p_1 p_2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_1^2 p_2 p_3 \delta & p_1^3 \delta^2 & p_1^2 p_2 \delta^2 \\ 0 & p_2 p_3 & p_2 \delta & p_1 p_2 p_3 \delta & p_1^2 \delta^2 & p_1 p_2 \delta^2 \\ p_2 & p_1 p_2 p_3 & p_1 p_2 \delta & p_1^2 p_2 p_3 \delta & p_1^3 \delta^2 & p_1^2 p_2 \delta^2 \end{pmatrix},$$

де  $d = 1 - p_2 p_3$ .

Рисунок 3

У станах  $S_1, \dots, S_8$  породжуються мікрокоманди наступних типів: 0.0.X.A; 0.X.X.A; Y.0.0.A; Y.X.0.A і Y.X.X.A. Матриця ймовірностей переходів для цього випадку має вигляд, зображений на рис. 2.

Вирішуючи сім останніх рівнянь із системи (1) разом з рівнянням (4), одержуємо наступні значення ймовірностей перебування процесу в станах  $S_1, \dots, S_8$ :

$$V_1 = \frac{p_2^2 p_3 (p_3 + p_2 d (p_3 + d))}{1 - p_1 p_2^2 d^2};$$

$$V_2 = \frac{p_1 p_2^2 d (p_3 + p_2 d (p_3 + d))}{1 - p_1 p_2^2 d^2};$$

$$V_3 = \frac{p_2^3 d (p_3 + p_2 d (p_3 + d))}{1 - p_1 p_2^2 d^2};$$

$$V_4 = \frac{p_1 p_2 p_3 (1 + p_2 d)}{1 - p_1 p_2^2 d^2}; \quad V_5 = \frac{p_1 d (1 + p_2 d)}{1 - p_1 p_2^2 d^2};$$

$$V_6 = \frac{p_1 p_2^2 p_3 d (1 + p_2 d)}{1 - p_1 p_2^2 d^2}; \quad V_7 = \frac{p_1^2 p_2 d^2 (1 + p_2 d)}{1 - p_1 p_2^2 d^2};$$

$$V_8 = \frac{p_1 p_2^2 d^2 (1 + p_2 d)}{1 - p_1 p_2^2 d^2}.$$

У станах  $S_1, S_2, S_4, S_5$  одна мікрокоманда кодує один оператор алгоритму, у станах  $S_3, S_6, S_7$  одна мікрокоманда кодує два оператора і в стані  $S_8$  три оператори алгоритму кодуються однією мікрокомандою. Звідси середня кількість операторів, які кодуються однією мікрокомандою, рівна

$$g(1,2) = \sum_{k=1}^8 V_k n_k = V_1 + V_2 + 2V_3 + V_4 + V_5 + 2V_6 + 3V_7 + 3V_8 = 1 + V_3 + V_6 + V_7 + 2V_8 = \frac{1 + p_2 d}{1 - p_1 p_2^2 d^2}.$$

Матриця ймовірностей переходів Y.0.0.A; Y.Y.0.A; Y.0.X.A; 0.0.X.A і X.Y.X.A має вигляд, зображений на рис. 3.

Імовірнісні оцінки обчислення послідовності залишків ординат системи числення залишків класів в сукупності із кореляційним аналізом ординат процесу дозволили виконати вибір оптимального кроку дискретизації даних технологічного процесу бурових виробництв [3].

Ймовірності  $V_1, \dots, V_6$  перебування процесу в станах  $S_1, \dots, S_6$  пов'язані системою рівнянь:

$$\left\{ \begin{aligned} V_1 &= V_1P_2 + V_2P_2 + V_3P_2 + V_4P_2 + V_6P_2 \\ V_2 &= V_1P_1P_2P_3 + V_2P_1P_2P_3 + V_3P_1P_2P_3 + \\ &+ V_4P_1P_2P_3 + V_5P_2P_3 + V_6P_1P_2P_3 \\ V_3 &= V_1P_1P_2\delta + V_2P_1P_2\delta + V_3P_1P_2\delta + \\ &+ V_4P_1P_2\delta + V_5P_2\delta + V_6P_1P_2\delta \\ V_4 &= V_1P_1^2P_2P_3\delta + V_2P_1^2P_2P_3\delta + V_3P_1^2P_2P_3\delta + \\ &+ V_4P_1^2P_2P_3\delta + V_5P_1P_2P_3\delta + V_6P_1^2P_2P_3\delta \\ V_5 &= V_1P_1^2\delta^2 + V_2P_1^3\delta^2 + V_3P_1^3\delta^2 + V_4P_1^3\delta^2 + \\ &+ V_5P_1^2\delta^2 + V_6P_1^3\delta^2 \\ V_6 &= V_1P_1^2P_2\delta^2 + V_2P_1^2P_2\delta^2 + V_3P_1^2P_2\delta^2\delta + \\ &+ V_4P_1^2P_2\delta^2 + V_5P_1P_2\delta^2 + V_6P_1^2P_2\delta^2 \end{aligned} \right. \quad (8)$$

Розв'язуючи сім останніх рівнянь із системи (8) разом з рівнянням (4), одержимо наступні вирази для ймовірностей  $V_1, \dots, V_6$  перебування процесу в станах  $S_1, \dots, S_6$

$$\begin{aligned} V_1 &= \frac{p_2(1-p_1^2d^2)}{1-p_1^2p_2d^2}; \quad V_2 = \frac{p_1p_2p_3}{1-p_1^2p_2d^2}; \\ V_3 &= \frac{p_1p_2d}{1-p_1^2p_2d^2}; \quad V_4 = \frac{p_1^2p_2p_3d}{1-p_1^2p_2d^2}; \\ V_5 &= \frac{p_1^2d^2}{1-p_1^2p_2d^2}; \quad V_6 = \frac{p_1^2p_2d^2}{1-p_1^2p_2d^2}. \end{aligned}$$

З рис. 1 видно, що в станах  $S_1$  і  $S_2$  одна мікрокоманда кодує один оператор, у станах  $S_1, S_4$  і  $S_5$  однією мікрокомандою кодується два оператори й у стані  $S_6$  одна мікрокоманда кодує три оператори алгоритму. Тому

$$\begin{aligned} g(2,1) &= \sum_{k=1}^6 V_k n_k = 1 + V_3 + V_4 + V_5 + 2V_6 = \\ &= \frac{1+p_1d}{1-p_1^2p_2d^2}. \end{aligned}$$

Алгоритм статистичного моделювання зображений на рис. 1. Змінним привласнюються початкові (нульові) значення. Потім генерується один з операторів: (Y або X). Код оператора заноситься в магазин (масив A). Потім перевіряється наявність переходу  $\downarrow(X)$ . Якщо такий існує, то формується мікрокоманда. Якщо переходу  $\downarrow(X)$  немає, то перевіряється можливість побудови мікрокоманди на підставі ознак (рис. 1).

Якщо немає можливості сформувати мікрокоманду, то дія повертається до генерування наступного оператора Y або X. Якщо мікрокоманда формується, але вміст магазину використовується не повністю (зайвий оператор Y),

то цей оператор зберігається в магазині. При формуванні мікрокоманди підраховується кількість операторів, які кодуються мікрокомандою. Після того, як досягнуто заданої величини вибірки, що характеризується загальною кількістю операторів в алгоритмі, виробляється статистична обробка результатів моделювання.

Визначається середня кількість  $g(H, G)$  операторів, які кодуються однією мікрокомандою, і дисперсія цієї величини. Моделювання здійснюється для алгоритмів з загальною кількістю операторів  $n = 500, 1000, 1500, 2000, 2500, 3000$ .

Обчислення для різних значень  $n$  відбувалося із метою виявлення ступеня стабільності статистичної оцінки  $g(H, G)$  залежно від розміру  $n$  вибірки – кількості операторів у модельованому алгоритмі. Значення  $g(H, G)$  визначається для мікрокоманд із заданим числом  $H$  і  $G$  полів Y, X від частки  $p_1$  Y-операторів в алгоритмі.

Результати статистичного моделювання представлені в табл. 1 і 2. У табл. 1 наведено значення математичного сподівання середньої кількості  $g(H, G)$  операторів, які кодується однією макрокомандою для мікрокоманд із різним змістом полів Y і X ( $H=1,2,3,4$  і  $G=1,2,3,4$ ) залежно від ймовірності  $p_1$ , змісту Y-операторів в алгоритмі. У табл.2 представлено величини дисперсій для тих же значень змінних. Якщо алгоритм не містить Y-операторів ( $p_1 = 0$ ), то для будь-яких значень  $H$  і  $G$  величина  $g(H, G) = 1$ . Залежність  $g(H, G)$  має екстремальний характер. Значення  $g(H, G)$  при  $p_1 = 1$  визначається числом  $H$  полів Y в мікрокоманді (наприклад, при  $H = 3$   $g(H, G) = 3$  для  $p_1 = 1$ ). При одному полі Y і одному полі X максимальне значення  $g(H, G)$  спостерігається при  $p_1 = 0.6$  і  $p_2 = 0.4$ . У випадку збільшення кількості полів X максимум зміщується на рівноймовірні значення  $p_1 = p_2 = 0.5$ . За кількості полів  $H = 2$  і різного числа  $G$  полів X максимум  $g(H, G)$  спостерігається при  $p_1 = 0.9$ , при цьому число  $g(H, G) > 2$  (тобто число операторів, які кодується однією мікрокомандою) більше числа  $H$  полів Y в мікрокоманді. При  $H > 2$  максимальне значення  $g(H, G)$  перебуває в граничній точці  $p_1 = 1$  і дорівнює числу  $H$  полів Y в мікрокоманді.

З табл. 2 видно, що для фіксованого формату мікрокоманди дисперсія приймає максимальне значення при  $p_1 = 0.5 \div 0.7c$  зі збільшенням числа полів Y і X у мікрокоманді величина дисперсії також збільшується, причому більший вплив на ріст дисперсії має число полів Y.

Таблиця 1 — Значення математичного сподівання середнього числа  $g(H, G)$  операторів

$P_1$ (H,G)	0,00	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
1,1	1,00	1,01	1,05	1,09	1,19	1,21	1,22	1,22	1,18	1,10	1,00
2,1	1,00	1,02	1,07	1,14	1,25	1,41	1,59	1,80	1,97	2,05	2,00
3,1	1,00	1,02	1,06	1,14	1,27	1,46	1,74	2,11	2,55	2,88	3,00
4,1	1,00	1,02	1,06	1,15	1,28	1,49	1,79	2,26	2,92	2,56	4,00
1,2	1,00	1,14	1,24	1,34	1,38	1,40	1,37	1,32	1,23	1,11	1,00
2,2	1,00	1,13	1,27	1,39	1,56	1,73	1,87	2,00	2,09	2,09	2,00
3,2	1,00	1,14	1,26	1,41	1,58	1,80	2,12	2,39	2,73	2,93	3,00
4,2	1,00	1,15	1,25	1,39	1,58	1,80	2,18	2,62	3,20	3,67	4,00
1,3	1,00	1,15	1,29	1,39	1,45	1,49	1,41	1,32	1,20	1,11	1,00
2,3	1,00	1,14	1,29	1,46	1,66	1,78	1,98	2,08	2,12	2,08	2,00
3,3	1,00	1,14	1,30	1,48	1,66	1,91	2,19	2,45	2,79	2,39	3,00
4,3	1,00	1,16	1,31	1,46	1,69	1,89	2,26	2,76	3,23	3,69	4,00
1,4	1,00	1,15	1,29	1,42	1,47	1,53	1,45	1,36	1,24	1,11	1,00
2,4	1,00	1,15	1,32	1,50	1,68	1,84	1,98	2,09	2,10	2,08	2,00
3,4	1,00	1,15	1,32	1,53	1,70	1,95	2,25	2,47	2,75	2,95	3,00
4,4	1,00	1,15	1,33	1,51	1,70	1,96	2,34	2,71	3,21	3,69	4,00

Таблиця 2 — Величини дисперсій середнього числа  $g(H, G)$  операторів

$P_1$ (H,G)	0,00	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
1,1	0,00	0,12	0,22	0,29	0,37	0,41	0,41	0,41	0,38	0,30	0,00
2,1	0,00	0,13	0,28	0,38	0,50	0,60	0,67	0,63	0,53	0,35	0,00
3,1	0,00	0,13	0,27	0,40	0,57	0,74	0,89	0,98	0,90	0,59	0,00
4,1	0,00	0,13	0,25	0,40	0,58	0,82	1,03	1,22	1,28	0,97	0,00
1,2	0,00	0,36	0,45	0,54	0,59	0,63	0,61	0,58	0,51	0,33	0,00
2,2	0,00	0,35	0,48	0,58	0,69	0,79	0,79	0,72	0,56	0,36	0,00
3,2	0,00	0,35	0,48	0,61	0,78	0,89	1,03	1,02	0,85	0,56	0,00
4,2	0,00	0,36	0,47	0,60	0,77	0,94	1,17	1,28	1,24	0,84	0,00
1,3	0,00	0,40	0,57	0,67	0,74	0,78	0,73	0,62	0,48	0,34	0,00
2,3	0,00	0,39	0,56	0,71	0,84	0,90	0,87	0,78	0,59	0,36	0,00
3,3	0,00	0,39	0,57	0,76	0,88	1,00	1,09	1,04	0,86	0,50	0,00
4,3	0,00	0,40	0,57	0,74	0,92	1,08	1,23	1,34	1,21	0,88	0,00
1,4	0,00	0,41	0,60	0,73	0,80	0,85	0,80	0,67	0,52	0,35	0,00
2,4	0,00	0,41	0,63	0,78	0,90	0,94	0,91	0,81	0,62	0,35	0,00
3,4	0,00	0,41	0,62	0,83	0,95	1,09	1,16	1,07	0,87	0,55	0,00
4,4	0,00	0,39	0,63	0,78	0,96	1,14	1,28	1,34	1,25	0,83	0,00

Аналітичні результати були отримані для  $g(1,1)$ ,  $g(1,2)$  і  $g(2,1)$ . При порівнянні результатів моделювання й аналітичних значень для  $g(1,1)$  спостерігається повний збіг чисел з точністю до другого знака за винятком значень  $g(1,1)$  при  $p_1 = 0,3$  і  $p_1 = 0,5$ , причому тут відмінність становить лише 0,01. Для  $g(1,2)$  розходження в 0,01 спостерігається при  $p_1 = 0,4; 0,5$  і  $0,6$ . Для  $g(2,1)$  спостерігався повний збіг результатів, отриманих аналітичним способом і при статистичному моделюванні.

Для оцінки кількості випробувань пропонується використати наступний вираз, що базується на апроксимації біноміального нормального розподілу нормальним:

$$n = \left[ \frac{X\delta}{N} \right]^2,$$

де:  $\delta$  – дисперсія випадкової величини,  $N$  – гранично допустима помилка,  $X$  – корінь рівняння  $\Phi(x) - \Phi(x) = \alpha$ , де  $\alpha$  – довірча ймовірність і  $\Phi(x)$  – нормальна функція розподілу.

Задамо 95% довірчої ймовірності. Корінь рівняння  $\Phi(x) - \Phi(x) = 0.95$  рівний  $X = 1.96$ . Нехай допустима помилка  $N = 0.05$ . Тоді необхідне число дослідів  $n$ , виходячи з найбільшого значення дисперсії  $d = 1.34$ , визначиться значенням:

$$n = \left[ \frac{1.96 \cdot 1.34}{0.05} \right]^2 \approx 2760.$$

Із врахуванням цього довжину вибірки при статистичному моделюванні прийнято рівною 3000. Цієї кількості дослідів задалегідь достатньо для одержання результатів з абсолютною похибкою  $\pm 0.05$  за довірчої ймовірності 0,95.

Результатами проведеного дослідження є одержання на основі ймовірнісної моделі алгоритму аналітичних виразів для середньої кількості операторів, які кодуються однією мікрокомандою, типу  $(H, G) = (1, 1)$ ;  $(H, G) = (1, 2)$  і  $(H, G) = (2, 1)$  одержання на основі статистичної моделі залежності  $g(H, G)$  для  $H = 1, 2, 3, 4$  і  $G = 1, 2, 3, 4$ .

Отримані вирази і залежності можуть бути використані в такий спосіб:

вони мають пізнавальне значення, виявляючи залежність довжини мікропрограми від формату мікрокоманди;

ці залежності дають змогу орієнтовно ви-

значити довжину мікропрограми  $\frac{n}{g(H, G)}$ , де  $n$  – кількість операторів алгоритму. При цьому

треба мати на увазі, що значення  $\frac{n}{g(H, G)}$  може

розглядатися тільки як статистична оцінка, достовірність якої залежить від довжини  $n$  алгоритму. Отримані оцінки дають можливість визначити довжину мікропрограми з похибкою порядку 10% за  $n > 200$ ;

значення  $g(H, G)$  характеризує ступінь прискорення процесу реалізації алгоритму: у використанні мікрокоманд, що містять  $H$  - і  $G$  -поля; кількість тактів (звертань до пам'яті мікрокоманд) зменшується в середньому в  $g(H, G)$  разів порівняно з випадком, коли кожна мікрокоманда використовується для кодування тільки одного  $Y$  -оператора або тільки одного  $X$  -оператора;

отримані оцінки  $g(H, G)$  дають змогу вибрати оптимальний формат мікрокоманди виходячи із властивостей алгоритму. Збільшення кількості полів  $Y$  істотно впливає на величину  $g(H, G)$  лише для алгоритмів із часток  $Y$  - операторів, яка перевищує 60%. Виходячи із цього, можна зтверджувати, що для мікропрограмування будь-яких алгоритмів оптимальним є виділення в мікрокоманді двох полів логічних умов. Для алгоритмів із часток  $Y$  - операторів, меншої ніж 60% найбільш ефективним є виділення тільки двох часток для кодування  $Y$  - операторів.

Отримані результати, а також використання системного аналізу при формуванні, перетворенні та концентрації повідомлень на буровій, дозволили на 25-45% зменшити об'єм інформаційних повідомлень, що підлягають обробці.

### Література

1 Баранов С.И., Складов В.А. Цифровые устройства на программируемых БИС с матричной структурой. – М.: Радио и связь, 1986. – 272 с.: ил.

2 Николайчук Я.Н., Процюк В.Р., Ширмовський Г.Я. Эффективное кодирование суточного рапорта бурового мастера для формализованного ввода в ЭВМ. – М.: ВНИИОЭНГ, 1986. – 256 с.

3 Левицька Г.І., Левицький А.Ю., Ширмовський Г.Я., Ширмовська Н.Г. Вибір кроку дискретизації і квантування значень технологічних параметрів в інформаційних системах бурових виробництв // Методи та прилади контролю якості. – 2007. – №19. – С. 70-75.