

Таблиця 3 – Склад перміату та концентрату при зворотноосмотичній переробці модельного розчину

Показник	Перміат	Концентрат
Колір	жовтуватий	Жовтий
Прозорість, см	>30	>30
Запах, бали	Амінний, 2	Амінний, 5
pH	7,12	5,32
Сухий залишок, мг/дм ³	68	5885
Прожарений залишок, мг/дм ³	65	1954
Хлориди, мг/дм ³	38	1150
ХСК, мг/дм ³	120	4350
Амінний азот у перерахунку на NH ₄ ⁺ , мг/дм ³	12,5	48

Таким чином, проведені дослідження закладають основу для розробки замкненої безстічної технології переробки стічних вод гідророзриву

ЛІТЕРАТУРА:

1. Адаменко О.М. Екологічні проблеми розвідки і видобутку сланцевих газів на Олеській площі // Екологічне та збалансоване ресурсокористування. -2013, N2(8). – С. 4 – 12.
2. Дейл Д. Чистая вода: мечты сбываются // HERE – международный журнал компании «Альфа-Лаваль». – 2009, № 25. – С. 7 – 10.
3. Katharine Dahm, Michelle Chapman. Produced Water Treatment Primer: Case Studies of Treatment Applications // U.S. Department of the Interior, Bureau of Reclamation, Technical Service Center, Environmental Services Division, Water Treatment Engineering and Research Group, 86-68230, PO Box 25007, Denver CO 80225-0007. – August 2014 – 64 p.
4. Михайленко В.Г. Удаление железа из воды перед электродиализным обессоливанием // Придніпровський науковий вісник. Дніпропетровськ. – 1997, - № 28(39). – С. 27-29.
5. Антонов А.В., Михайленко В.Г., Юрченко В.А. Перспективы эксплуатации мембранного оборудования в водоочистных системах // Науковий вісник будівництва. – Х.: ХНУБА, ХОТВ, АБУ. - 2015. – Вип. 2(80). – С. 121-124.
6. Правила приймання стічних вод підприємств у комунальній та відомчі системи каналізації населених пунктів України. Затверджено наказом Державного комітету будівництва, архітектури та житлової політики України від 19.02.2002 р. №37 Зареєстровано в Міністерстві юстиції України 26.04.2002 р. за №403/6691.

УДК 628.14

Костенко С.О., Новохатній В.Г., Матяш О.В.*Полтавський національний технічний університет імені Юрія Кондратюка***МОДЕЛЮВАННЯ НАДІЙНОСТІ ФУНКЦІОНУВАННЯ ДІЛЯНОК ВОДОПРОВІДНОЇ МЕРЕЖІ МЕТОДОМ МОНТЕ-КАРЛО**

Постановка проблеми. Метод Монте-Карло є чисельним методом розв'язування складних задач, який моделює реальні процеси функціонування з урахуванням випадкових факторів, що впливають на перебіг цих процесів [1, 2, 3, 4]. Прикладом є процес функціонування споруди або елемента споруди системи водопоста-

чання. Моделювання процесу їх функціонування дозволяє визначити базові показники надійності, а саме – середнє напрацювання на відмову та середній час відновлення працездатності. Покажемо для прикладу моделювання випадкового процесу функціонування ділянок водопровідної мережі.

Виклад основного матеріалу. Виконаємо комп'ютерне моделювання функціонування двох послідовно поєднаних ділянок з поліетиленових труб довжиною 1 км та 2 км відповідно; питомий параметр потоку відмов поліетиленової труби прийнято [5, 6] $\omega_0 = 0,00005$ 1/год·км, середній час відновлення працездатності $T_B = 8$ год, закон розподілу ймовірностей напруцювання на відмову та часу відновлення працездатності – експоненціальний.

Використаємо стандартні функції процесора MS Excel для обчислень. Прийняте рівняння має вигляд [5, 6]:

$$=-1/\omega * LN((1-RAND())),$$

де $RAND()$ – датчик випадкового числа з рівномірним розподілом; ω – параметр потоку відмов, 1/год·км; $LN()$ – стандартна функція натурального логарифма.

Розроблена блок-схема (рис. 1) та створена програма на мові Pascal для моделювання методом Монте-Карло процесу функціонування двох послідовно поєднаних ділянок водопровідної мережі.

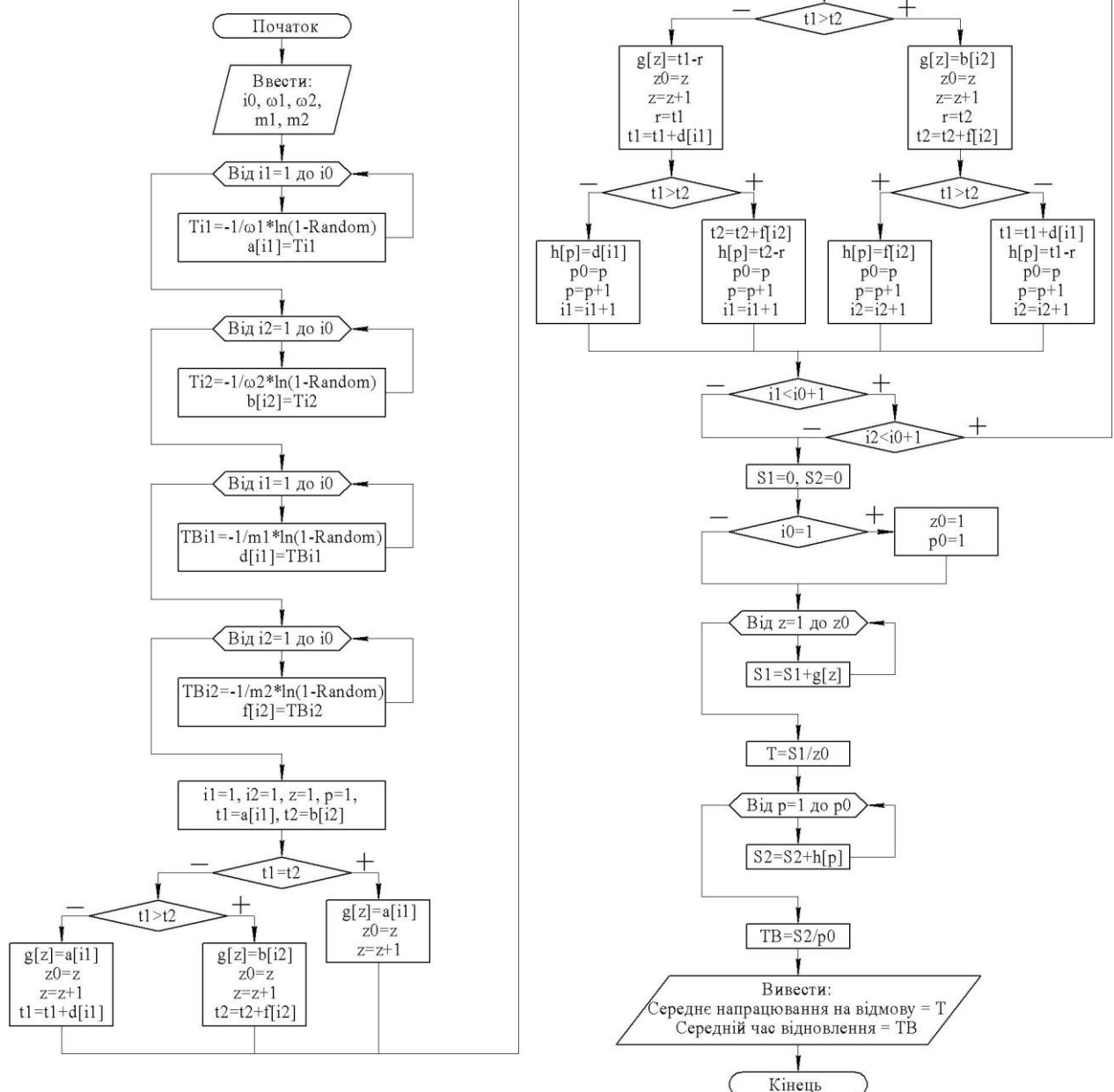


Рис. 1. Частина блок-схеми програми для моделювання функціонування двох послідовно поєднаних ділянок мережі

За допомогою створеної програми змодельовано методом Монте-Карло функціонування двох послідовно поєднаних ділянок поліетиленових труб. Отримано 15103 випадкових проміжків часу для напруцювання на відмову та часу відновлення працездатності.

За результатами комп'ютерного моделювання побудовані відповідні гістограми щільності розподілу ймовірностей (рис. 2, 3). Перевірка результатів моделювання на відповідність експоненціальному розподілу ймовірностей двох послідовно поєднаних ділянок, кожна з яких має також експоненціальний закон розподілу, виконана за критерієм Пірсона за наступним алгоритмом (розрахунки виконані в табличній формі – таблиці 2 і 3).

1. Виділяємо інтервали та рахуємо експериментальну кількість попадань в кожний інтервал n_i .
2. Експериментальна ймовірність попадання в інтервал обчислюється як відношення n_i / N .
3. Теоретична ймовірність попадання в інтервал p_i обчислюється за формулою

$$p_i = e^{-\omega t_1} - e^{-\omega t_2},$$

де t_1 – початок інтервалу, t_2 – кінець інтервалу.

4. Теоретична кількість попадань в інтервал обчислюється як добуток $N \cdot p_i$.
5. Обчислюємо величину $\chi^2 = (n - N \cdot p_i)^2 / N \cdot p_i$.
6. Знаходимо по таблиці [4] ймовірність $P(\chi^2 > \chi^2_q)$; якщо ця ймовірність більша прийнятого рівня значимості, то експериментальні дані відповідають гіпотезі про експоненціальний розподіл.
7. Для побудови гістограми обчислюємо експериментальну та теоретичну щільності як відношення ймовірності попадання в інтервал до ширини цього інтервалу.
8. Обчислюємо отримані статистичні характеристики:
 - середнє напруцювання на відмову T , год;
 - параметр потоку відмов $\omega = 1/T$, 1/год·км;
 - дисперсію $s^2 = \sum (t_i - T_i)^2 \cdot p_i$, де t_i – середина інтервалу, T_i – середнє значення на інтервалі, p_i – експериментальна ймовірність попадання в інтервал.
 - середньоквадратичне відхилення $\sigma = \sqrt{s^2}$;
 - коефіцієнт варіації $v = \sigma/T$.

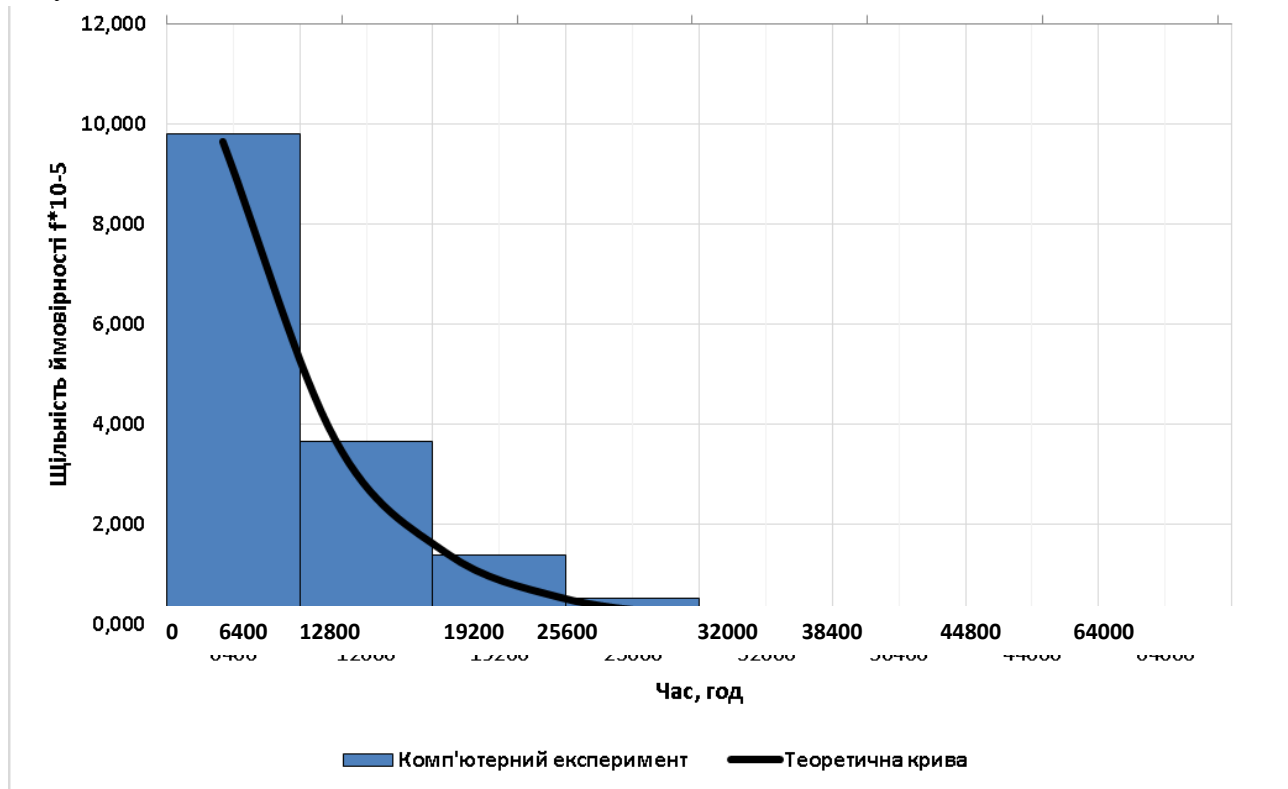


Рис. 2. Щільність розподілу ймовірності напруцювання на відмову

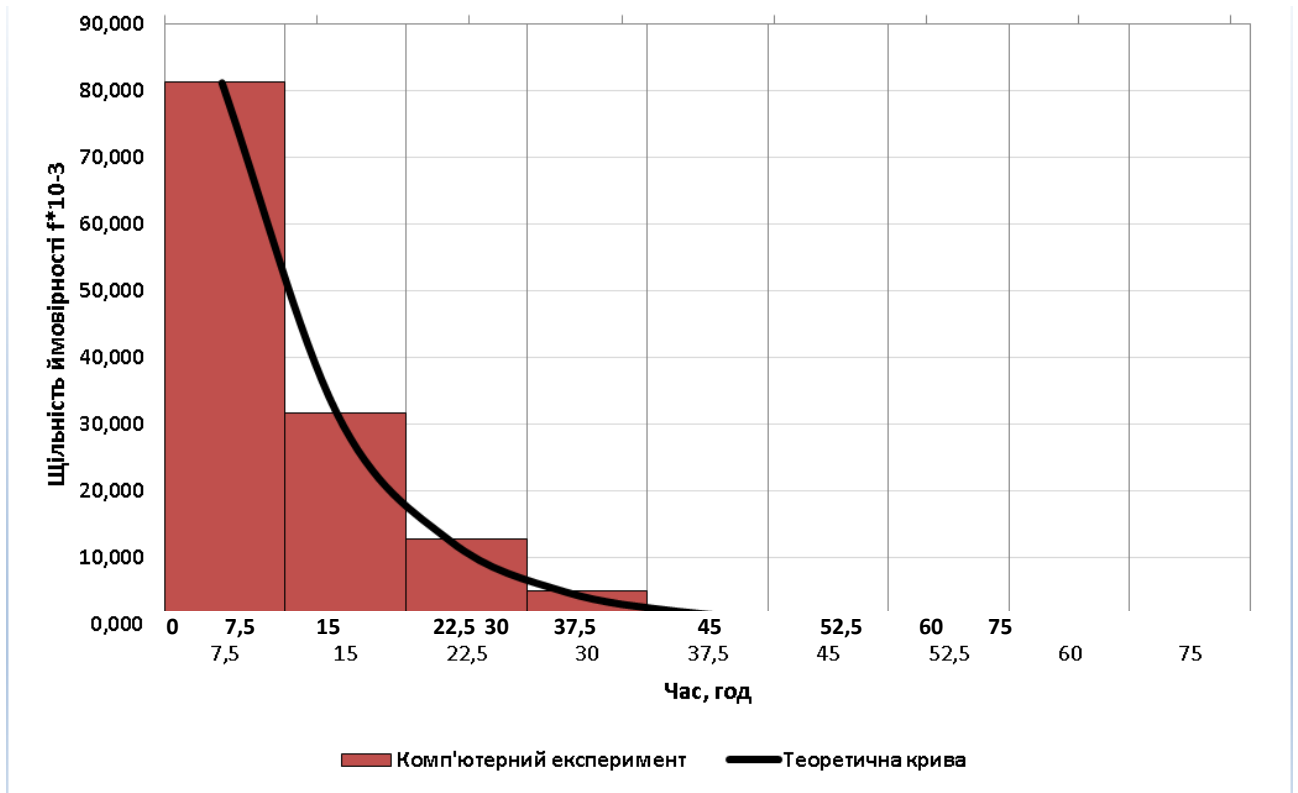


Рис. 3. Щільність розподілу ймовірності середнього часу відновлення працездатності
Таблиця 2 - Перевірка відповідності експоненціальному закону розподілу ймовірності величини напрацювання на відмову за критерієм Пірсона

Напрацювання		Експериментальні дані		Теоретичні дані		$\chi^2 = (n - Np)^2 / Np$	Щільність, $f \cdot 10^{-5}$	
Інтервали		Кількість попадань в інтервал, n	Ймовірність попадання в інтервал	Кількість попадань в інтервал, Np_i	Ймовірність попадання в інтервал, p_i		експериментальна	теоретична
0	6400	9457	0,6262	9320	0,6171	2,0138	9,784	9,642
6400	12800	3521	0,2331	3569	0,2363	0,6456	3,643	3,692
12800	19200	1334	0,0883	1367	0,0905	0,7966	1,380	1,414
19200	25600	493	0,0326	523	0,0346	1,7208	0,510	0,541
25600	32000	171	0,0113	201	0,0133	4,4776	0,177	0,208
32000	38400	72	0,0048	77	0,0051	0,3247	0,074	0,080
38400	44800	34	0,0023	29	0,0019	0,8621	0,035	0,030
44800	64000	21	0,0014	17	0,0011	0,9412	0,007	0,006
	$\Sigma =$	15103	1	15103	1	11,7824		
	T =	6537,7		$P(\chi^2 > 11,7824) = 0,062 > 0,05$				
	$\omega =$	0,0001530						
	$s^2 =$	70416867,0						
	$\sigma =$	8391,5						
	$v =$	1,284						

Ймовірність $P(\chi^2 > \chi^2_{\alpha}) = 0,062 > 0,05$. Отже експериментальні дані не протирічають експоненціальному закону розподілу ймовірностей.

Таблиця 3 - Перевірка відповідності експоненціальному закону розподілу ймовірності часу відновлення працездатності за критерієм Пірсона

Відмова		Експериментальні дані		Теоретичні дані		$\chi^2=(n-Np)^2/Np$	Щільність, $f \cdot 10^{-3}$	
Інтервали		Кількість попадань в інтервал, n	Ймовірність попадання в інтервал	Кількість попадань в інтервал, Np_i	Ймовірність попадання в інтервал, p_i		експериментальна	теоретична
0	7,5	9196	0,6089	9189	0,6084	0,0053	81,185	81,120
7,5	15	3577	0,2368	3599	0,2383	0,1345	31,579	31,773
15	22,5	1435	0,0950	1409	0,0933	0,4798	12,669	12,440
22,5	30	568	0,0376	551	0,0365	0,5245	5,014	4,867
30	37,5	190	0,0126	216	0,0143	3,1296	1,677	1,907
37,5	45	83	0,0055	85	0,0056	0,0471	0,733	0,747
45	52,5	31	0,0021	32	0,0021	0,0313	0,274	0,280
52,5	60	14	0,0009	14	0,0009	0,0000	0,124	0,120
60	75	9	0,0006	8	0,0005	0,1250	0,040	0,033
$\Sigma=$		15103	1	15103	1	4,4770		
T=		7,99	$P(\chi^2 \geq 4,4770) = 0,5438 > 0,05$					
$\mu=$		0,1251076						
$s^2=$		103,9						
$\sigma=$		10,2						
v=		1,275						

Ймовірність $P(\chi^2 > \chi^2_{\alpha}) = 0,5438 > 0,05$. Отже експериментальні дані не протирічать експоненціальному закону розподілу ймовірностей.

Висновок

Метод Монте-Карло дозволяє за допомогою комп'ютера імітувати процес функціонування елементів системи водопостачання; отримувати закони розподілу ймовірностей випадкового напрацювання на відмову та часу відновлення працездатності поєднаних елементів; обчислювати середні значення показників надійності поєднаних елементів.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Вентцель Е.С. Исследование операций / Е.С. Вентцель – М.: «Советское радио», 1969. – 552 с.

2. Соболев И.М. Метод Монте-Карло / И.М. Соболев. – М.: Наука, 1968. – 68 с.
 3. Жалдак М.І. Початки теорії ймовірностей / М.І. Жалдак – К.: Радянська школа, 1978. – 143 с.
 4. Гмурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике / В.Е. Гмурман – М., Высшая школа, 1970. – 239 с.
 5. Храменков С.В. Стратегия модернизации водопроводной сети. – М.: ОАО Издательство “Стройиздат”. – 2005. – 400 с.
 6. Гальперин Е.М. Совершенствование расчетной модели функционирования кольцевой водопроводной сети / Е.М. Гальперин // Водоснабжение и санитарная техника. – 2012, №2. – С. 51-54..