

## **СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКІ МЕЛІОРАЦІЇ**

**УДК 631.674.6**

**Гурин В. А., д.т.н., професор, Меддур Ахмедсалахеддін, аспірант**  
(Національний університет водного господарства та природокористування,  
м. Рівне)

### **НАДІЙНІСТЬ КРАПЛИННИХ ВОДОВИПУСКІВ СИСТЕМ ЗРОШЕННЯ ЗА ДАНИМ НАТУРНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ**

**Наведені питання, що стосуються надійності краплинних водовипусків, дослідження яких були проведені на системах північного Алжиру.**

**Приведены вопросы, касающиеся надежности капельных водовыпусков, исследования которых были проведены на системах северного Алжира.**

**The questions concerning the reliability of drippers for irrigation are given, studies were carried out on systems of Northern Algeria.**

**Ключові слова: краплинні водовипуски, надійність, емпірична функція.**

Головний показник якості систем краплинного зрошення та її елементів це стабільність їх роботи в часі. Чим краща конструкція окремих елементів системи і технологія їх виготовлення, тим вища надійність такої системи.

В даний час проектування об'єктів гідромеліоративних систем базується на детерміністичних залежностях. Значна частина цих залежностей використовується в практиці. При цьому їхній визначальний параметр характеризує працездатність системи і часто є функцією декількох аргументів  $X_i$

$$Y = F(X_1, X_2, \dots, X_n). \quad (1)$$

Нерідко природа аргументів  $X_1, X_2, \dots, X_n$  така, що вони є не детерміністичними, а випадковими величинами. У цьому випадку значення функції також є випадковими величинами, які мають відповідну ймовірність. Очевидно, що отримання визначального параметра  $Y$  з певною ймовірністю дає відповідну гарантію неперевищення, тоді як детерміністичні параметри та методи їх розрахунків такої гарантії не дають. Якщо детерміністичні залежності, які побудовані на базі достатньої кількості дослідних даних, то значення функції при відповідних значеннях аргументів буде дорівнює математичному очікуванню

$$m_y = F(m_{x1}, m_{x2}, \dots, m_{xn}). \quad (2)$$

Аналітичні детерміністичні залежності можна використовувати для оцінок середньоквадратичних відхилень функції. Аналіз величин витрат води  $q$ , за час  $t$  показав, що їх коливання в дослідах обумовлено фізичними причинами. Враховуючи те, що в кожному режимі роботи тиск був постійний, а витрата води з коливанням значень  $q$  повільно зменшувалась за час, то на осі часу можна виділити частину функції  $q(t)$ , яку можна розглядати як стаціонарну та нестаціонарну частини цієї функції. Будь-яка випадкова функція  $X(t)$  називається стаціонарною, якщо її математичне очікування і дисперсія є постійними величинами, а автокореляційна функція залежить тільки від різниці моментів часу, для яких беруть ординати випадкової функції.

Для пошуку законів розподілу кількості відмов краплинних водовипусків  $N$ , як стаціонарної так і нестаціонарної частин функції  $F_T(T)$  використовували метод статистичного моделювання.

Підібрати тип теоретичного розподілу випадкових величин можна за допомогою сіток ймовірностей. Розподіл Вейбулла логарифмує двічі рівняння функції розподілу [2, 3]

$$F_T(T) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{T}{a}\right)^b\right]. \quad (3)$$

Отримаємо:

$$\ln[-\ln(1-F)] = b \ln\left(\frac{T}{a}\right), \quad (4)$$

де  $F=F(x)$ ;  $a, b$  – параметри розподілу Вейбулла.

Позначимо  $y = \ln[-\ln(1-F)]$ . З рівняння (4) бачимо, що  $y$  залежить лінійно від  $\ln\left(\frac{T}{a}\right)$ . Тому, якщо емпірична функція розподілу апроксимується розподілом Вейбулла, то на графіку

$$y = \ln[-\ln(1-F)] = f(\ln T) \quad (5)$$

дослідні точки  $F(x)$  будуть розміщуватись біля прямої з кутовим коефіцієнтом, який дорівнює параметру  $b$ , який легко визначити. Так, на прямій  $y = f(\ln T)$  потрібно взяти дві точки  $y_1 = f[\ln(T_1)]$  і  $y_2 = f[\ln(T_2)]$ , тоді параметри  $a, b$  визначаються за формулами:

$$b = \frac{y_2 - y_1}{\ln T_2 - \ln T_1}, \quad (6)$$

$$a = \frac{T}{[-\ln R(T)]^{1/b}}, \quad (7)$$

де  $T$  – береться таким, що дорівнює  $T_1$  або  $T_2$ ,  $R(T) = 1 - F(T)$ . Математичне очікування величини  $M_T$  визначається за формулою

$$M_T = a \cdot k_\beta. \quad (8)$$

В 2010 році на ділянці системи краплинного зрошення «Domaine Azzouz Abdallah ЕАС 33» в районі м. Зеральда (Алжир), нами були виконанні натурні дослідження зміни гідравлічних характеристик краплинних водовипусків в процесі експлуатації.

Було досліджено 70 краплинних водовипусків Silver drip, 55 краплинних водовипусків Aqua traxx, 55 краплинних водовипусків T-tape – некомпенсовані типи краплинних водовипусків (при зміні тиску у середині трубки, витрата води змінюється) [3, 4]. Досвід проводився в експлуатаційному режимі: промивання з додаванням мінеральних добрив при робочому тиску 1,05 бар [4, 5, 7, 8].

Для встановлення типу теоретичного закону розподілу надійності краплинних водовипусків, використовували спеціальну програму на ЕОМ для визначення теоретичних законів розподілу випадкових величин. В основі даної програми закладений розрахунок для визначення теоретичного закону розподілу [1], побудова графіків теоретичного закону розподілу випадкової величини на сітці ймовірностей, а також оцінка апроксимації дослідних даних.

Нанесення точок емпіричної функції розподілу на імовірнісні сітки показало, що найкращим варіантом у нашому випадку є розподіл Вейбулла (див. рисунок на прикладі крапельниць Т-Таре).

**T-Tape**

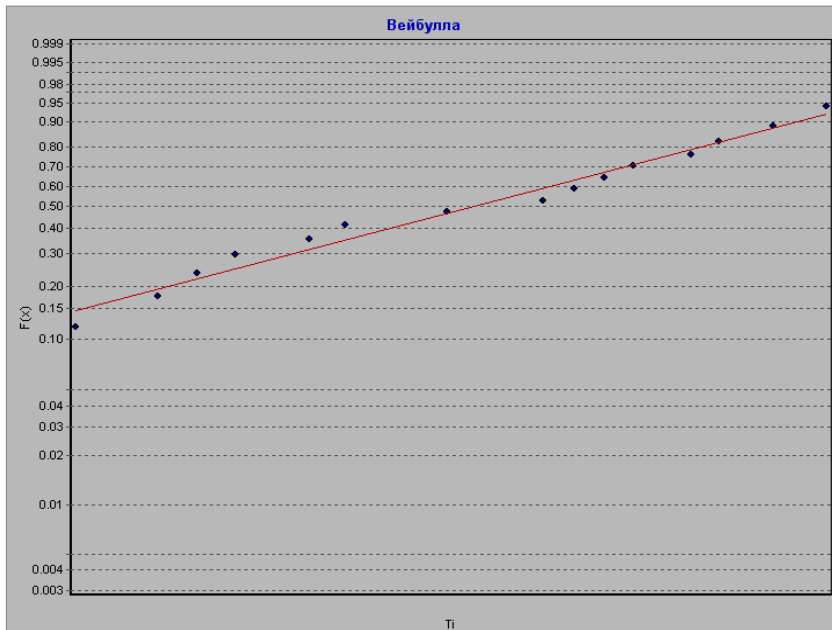


Рисунок. Сітка вірогідності і графік функції розподілу надійності краплинних водовипусків T-Tape при 1,05 бар у часі для розподілу Вейбулла, при експлуатаційному режимі промивання з додаванням мінеральних добрив

Значення емпіричної функції розподілу випадкової величини в точках визначаємо за формулою [1, 2, 6]

$$F_e(T_i) = \frac{K_i}{N + 1}, \quad (9)$$

де  $N$  – загальна кількість відмов краплинних водовипусків;

$K_i$  – накопичена частота.

В нашому випадку

$$K_i = \sum_{i=1}^k r_i, \quad (10)$$

де  $r_i$  – частота величини  $T_i$  у зростаючому варіаційному ряді;

$k$  – порядковий номер величини  $T$  у зростаючому варіаційному ряді.

Варіаційний ряд наробітку на відмову краплинних водовипусків (за час) такий: 370, 370, 390, 400, 410, 430, 440, 470, 500, 510, 520, 530, 550, 560, 580, 600. Загальне число відмов  $r = 16$  шт. Результати розрахунків наведені в таблиці.

Розрахунок емпіричного та теоретичного законів розподілу надійності краплинних водовипусків

№ п/п	$T_i$	$r_i$	$K_i$	$F_e(T_i)$	$F_T(T_i)$	$D_i$
1	370	2	2	0.059	0.147	0.088
2	390	1	3	0.176	0.193	0.017
3	400	1	4	0.35	0.220	0.015
4	410	1	5	0.294	0.249	0.045
5	430	1	6	0.353	0.313	0.040
6	440	1	7	0.412	0.349	0.063
7	470	1	8	0.471	0.466	0.005
8	500	1	9	0.529	0.591	0.062
9	510	1	10	0.588	0.633	0.045
10	520	1	11	0.647	0.674	0.027
11	530	1	12	0.706	0.713	0.007
12	550	1	13	0.765	0.787	0.022
13	560	1	14	0.824	0.820	0.004
14	580	1	15	0.882	0.877	0.005
15	600	1	16	0.941	0.922	0.019

Оцінимо можливість апроксимації дослідних даних розподілу Вейбулла за критерієм Колмогорова.

З таблиці і графіка (рисунок) видно, що максимальна різниця між емпіричної та теоретичної функціями розподілу  $D_{\max} = 0,063$  спостерігається при  $T = 440$  годин.

При рівні значимості  $\alpha=0,10$  та при кількості випадкових величин  $r = 16$  шт., критичне значення складає  $\lambda_N^* = 0,295$ . Порівняння статистичного значення  $D_{\max} = |F_e(440,0) - F_T(440,0)| = |0,412 - 0,349| = 0,063$  з критичним значенням  $\lambda_N^* = 0,295$  показало, що  $D_{\max} = 0,063 < \lambda_N^* = 0,295$ . Це підтверджує, що дослідні дані не суперечать розподілу Вейбулла з параметрами закону:  $b = 5,745$ ;  $a = 509,8$  годин.

Підставивши визначенні вище параметри  $b$  і  $a$ , отримаємо наступну функцію ймовірності розподілу відмови краплинних водовипусків

$$F_T(T) = 1 - \exp \left[ - \left( \frac{T}{509,8} \right)^{5,745} \right]. \quad (11)$$

**Висновки:** Таким чином, наведені залежності дозволяють розробити загальний метод оцінки напрацювання краплинних водовипусків на відмову.

Вони відображають призначення системи, характеризують її працездатний стан, який оснований на позиціях теорії надійності та ймовірності.

Оброблені дані натурних досліджень роботи краплинних водовипусків Silver dripe, Aqua traxx, T-Tape показали, що на рівні значимості  $\alpha = 0,1$ , за критерієм Колмогорова всі графіки залежностей  $F(T)$  можна апроксимувати розподілом Вейбулла, параметри  $a$  і  $b$  залежать від конструкції краплинних водовипусків, якості очистки води і умов експлуатації.

**1.** Науменко І. І., Єрошкін Ю. М. Визначення числових законів розподілу випадкових величин за допомогою ПЕОМ // Гідромеліорація та гідротехнічне будівництво. – Рівне, 2001. – № 26. – С. 75-83. **2.** Науменко І. І. Надійність сооружений гидромелиоративных систем. – Киев, 1994. – 424 с. **3.** Науменко І. І. Оцінка надійності водогосподарських об'єктів: монографія. – Рівне: НУВГП, 2006. **4.** ДСТУ ISO 9260:2003. Національний стандарт України. Іригаційне устаткування. Водовипуски: технічні вимоги та методи випробовування. – Введ. 01.01.2005. – К. : Держспоживстандарт України, 2005. – 8 с. **5.** ДСТУ ISO 9261:2004. Національний стандарт України. Іригаційне устаткування. Мережі трубопровідні з водовипускальними трубами: технічні вимоги та методи випробовування. – Введ. 01.01.2006. – К. : Держспоживстандарт України, 2005. – 10 с. **6.** Надійність техніки. Моделі відмов ДСТУ 3433-96. – К. Держстандарт України, 1997. – 46 с. **7.** Ромашенко М. И., Науменко И. И, Токар А. И., Турченко Н. А. Оценка работоспособности капельниц в зависимости от состава взвешенных частиц в оросительной воде поливных трубопроводов // Гидротехника и мелиорация в Украине. – К., 1992. – Вып. 1. – С. 71-78. **8.** Рекомендации по исследованиям надежности и работоспособности элементов систем капельного орошения. НТД 33.03.002-86. – К.: Минводхоз УССР, 1986. – 68 с. **9.** Методи оцінки показників надійності за експериментальними даними ДСТУ 3004-95. – К. : Держстандарт України, 1995. – 123 с.

Рецензент: д.т.н., професор Ткачук М.М. (НУВГП)