KAPITEL 6 / *CHAPTER 6*
CONSTRUCTION OF A MATHEMATICAL MODEL OF THE RELIABILITY OF THE ELECTRIC DRIVE OF PUMP UNITS
ПОБУДОВА МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОПРИВОДУ НАСОСНИХ АГРЕГАТІВ

DOI: 10.30890/2709-2313.2021-07-08-001

6.1. Характеристика об'єкту дослідження

НПС "Кременчук" - вузлова нафтоперекачувальна станція. На станції насосні агрегати поділяються на магістральні та підпірні. Основними є магістральні насоси. Проте вони невсмоктуючого типу, тобто для нормальної їх роботи рідина повинна подаватись на вхід уже під деяким тиском. Саме для створення цього початкового тиску і призначені підпірні насоси. Як підпірні, так і магістральні насоси є відцентрового типу.

На НПС "Кременчук" є чотири магістральні агрегати (три основні і один резервний) та два підпірні. Для приводу різних типів насосів задіяні різні типи електродвигунів:

- у магістральних агрегатах це синхронні електродвигуни СТД-2500-2394;
- у підпірних - асинхронні DHRL-630LB-04.

Електропостачання НПС«Кременчук» здійснюється двома незалежними лініями ПЛ-150 кВ через відкритий розподільний пристрій 150 кВ (ВРП-150 кВ) НПС «Кременчук» з двома знижувальними трансформаторами типу ТНД-16000-150/6. Два повітряних струмопроводи з'єднують трансформатори із закритим розподільним пристроєм 6 кВ. ЗРП-6 кВ виконано на базі устаткування «Шнайдер Електрик» на 29 комірок з двома системами збірних шин і секційним вимикачем (СВ). Передбачена система автоматичного ввімкнення резерву (АВР) при зникненні напруги на одному з вводів.

Всі основні і допоміжні системи НПС забезпечені електричним і автоматичним ввімкненням резерву при зникненні напруги на одному з вводів ЗРП-6 кВ, КТП-0,4 кВ, ЩСУ-0,4 кВ з селективністю по витримці часу. Для забезпечення споживачів першої категорії електроенергією при повному зникненні напруги на НПС передбачено автоматичне ввімкнення двох дизель-генераторів потужністю 200 кВт кожен.

6.2. Побудова математичної моделі надійності

Оцінка аномальності результатів спостережень. Для оцінки аномальності результатів спостережень, отримано в досліді вибірку випадкових величин розміщують в упорядкований зростаючий варіаційний ряд $t_1 \le t_2 \le ... \le t_N$ і підраховують середнє арифметичне t і середнє квадратичне S відхилень усієї вибірки (включно з тими результатами, які можуть бути аномальними). Потім вираховують U-критерій Смирнова для двох крайніх значень вибірки t_1 та t_N.

У нашому випадку статистичний ряд складається з наробок на відмови різних порядків. Тому жоден з членів статистичного ряду не може бути з нього виключений. Також нема підстав вважати котрийсь із результатів наслідком порушення умов випробування або ж грубої помилки при спостереженні. Отже приймаємо, що аномальних результатів у вибірці немає, і перевірку результатів спостережень на аномальність за U-критерієм Смирнова не проводимо. Також нема змісту проводити перевірку гіпотези про однорідність вибірок, адже маємо лише одну вибірку.

Перевірка гіпотези про закон розподілу. Гіпотезу про закон розподілу випадкових величин, отриманих в результаті спостереження за надійністю виробів при їх експлуатації або випробуваннях, при повних вибірках перевіряють одним із наступних методів (або послідовно двома-трьома з цих методів):

а) порівнянням гістограм густини розподілу, інтенсивності та імовірності даної випадкової величини з типовими теоретичними графіками цих функцій для різних законів;

б) по координатній сітці з імовірнісною шкалою і критерію Колмогорова;

в) по критерію Пірсона.

Для побудови гістограми випадкової величини виписані у вибірку дані розміщують в упорядкований варіаційний ряд у порядку зростання і увесь діапазон їх зміни поділяють на декілька інтервалів. Кількість інтервалів в залежності від кількості даних у вибірці рівна (1):

$$k = 1 + 3{,}3 \cdot \lg N \tag{1}$$

де к - кількість інтервалів; N - кількість даних у вибірці.

Довжина інтервалу визначається (2):

$$\Delta t = (t_{\max} - t_{\min}) / N \tag{2}$$

де Δt - довжина інтервалу; $t_{\max}$ - максимальне значення випадкової величини у вибірці; $t_{\min}$ - мінімальне значення випадкової величини у вибірці; N - кількість даних у вибірці.

Для нашого досліджуваного об'єкту N=36, а k=6,136 (згідно (1)). Приймаємо k = 6. Тоді, згідно (2) довжина інтервалу складає 27033,33 год.

Для кожного інтервалу визначають і заносять в розрахункову таблицю (таблиця 1) наступні величини:

– число значень випадкової величини m_i, що припадає на і-й інтервал Δt_i;

– загальне число значень випадкової величини від першого до початку і-го інтервалу $\sum_{j=1}^{i-1} m_i$;

– загальне число значень випадкової величини від першого до кінця і-го інтервалу $\sum_{j=1}^{i} m_i$.

Далі для кожного інтервалу визначають і заносять у розрахункову таблицю (таблиця 1) статистичні параметри розподілу даної випадкової величини:

– густину розподілу f_i*;

– інтенсивність відмов λ_i*;

– функцію розподілу F_i*;
– ймовірність безвідмовної роботи P_i*.

Зазначені параметри розподілу визначають за формулами:

$$f_i^* = m_i / (N \cdot \Delta t), \tag{3}$$

$$\lambda_i^* = \frac{m_i}{(N - \sum_{j}^{i-1} m_i)}, \tag{4}$$

$$F_i^* = \frac{\sum_{j}^{s} m_i}{N}, \tag{5}$$

$$P_i^* = 1 - F_i^*. \tag{6}$$

Результати розрахунку статистичних параметрів розподілу даної випадкової величини зведені в таблицю 1.

Таблиця 1 - Розрахунок статистичних параметрів

	Δt_i,год	m_i	$\sum_{j=1}^{i-1} m_i$	$\sum_{j=1}^{i} m_i$	f_i*	λ_i*	F_i*	P_i*
1	18500-45533,33	7	0	7	$7{,}19 \cdot 10^{-6}$	$7{,}19 \cdot 10^{-6}$	0,194444	0,805556
2	45533,33 - 72566,67	4	7	11	$4{,}11 \cdot 10^{-6}$	$5{,}1 \cdot 10^{-6}$	0,305556	0,694444
3	72566,67 - 99600	6	11	17	$6{,}17 \cdot 10^{-6}$	$8{,}88 \cdot 10^{-6}$	0,472222	0,527778
4	99600 - 126633,3	7	17	24	$7{,}19 \cdot 10^{-6}$	$1{,}36 \cdot 10^{-6}$	0,666667	0,333333
5	126633,3 - 153666,7	7	24	31	$7{,}19 \cdot 10^{-6}$	$2{,}16 \cdot 10^{-6}$	0,861111	0,138889
6	153666,7-180700	5	31	36	$5{,}14 \cdot 10^{-6}$	$3{,}7 \cdot 10^{-6}$	1	0

Після заповнення розрахункової таблиці (таблиця 1) будують гістограми густини розподілу f*, інтенсивності відмов λ*, функції розподілу F* та ймовірності безвідмовної роботи P*. Для чого на осі абсцис відкладають у певному масштабі усі часові інтервали Δt_i і на кожному з них, як на основі, будують прямокутник, площа якого пропорційна значенню даної функції

(f_i*,λ_i*, P_i* або P_i*) для даного інтервалу (рисунок 1- рисунок 4).

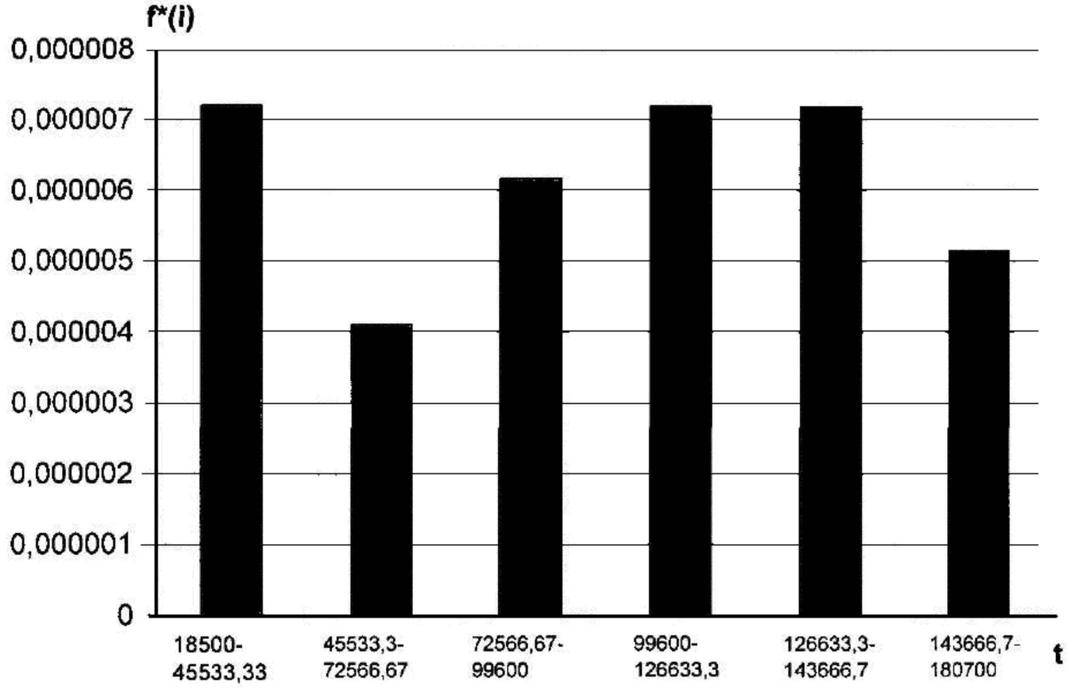

Рисунок 1 – Гістограма густини розподілу

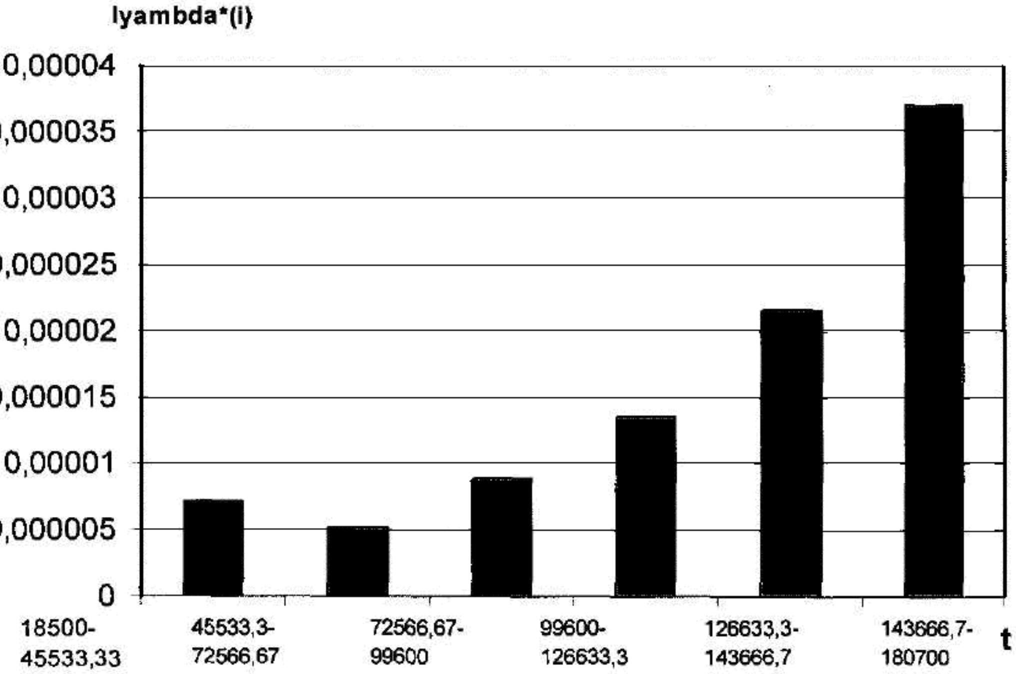

Рисунок 2 - Гістограма інтенсивності відмов

Порівнюючи побудовану гістограму з типовими графіками теоретичних функцій f(t), λ(t), F(t) та P(t) [1, c78] для різних законів розподілу, орієнтовно визначають, до якого теоретичного закону найбільш близьким є розподіл статистичних даних. При порівнянні виявлено, у даному випадку можуть підійти експоненційний закон розподілу і закон розподілу Вейбула. Який саме

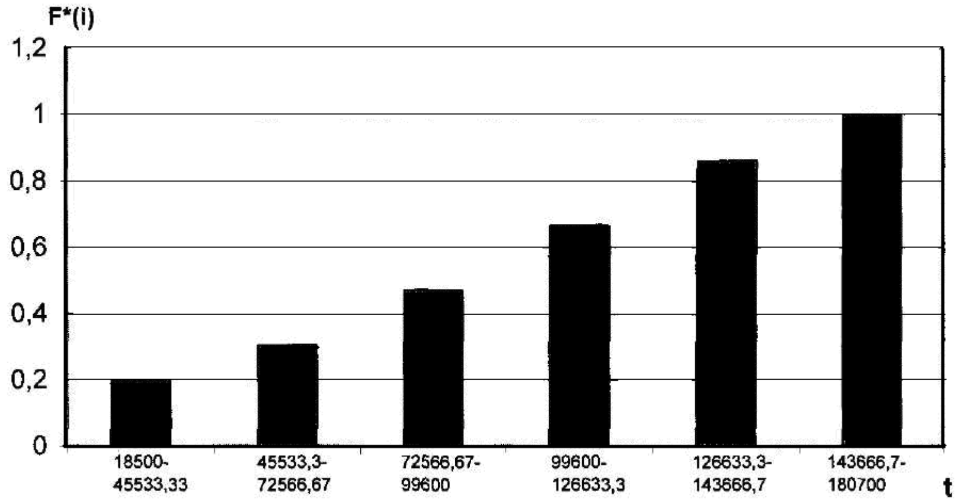

Рисунок 3 - Гістограма функції розподілу

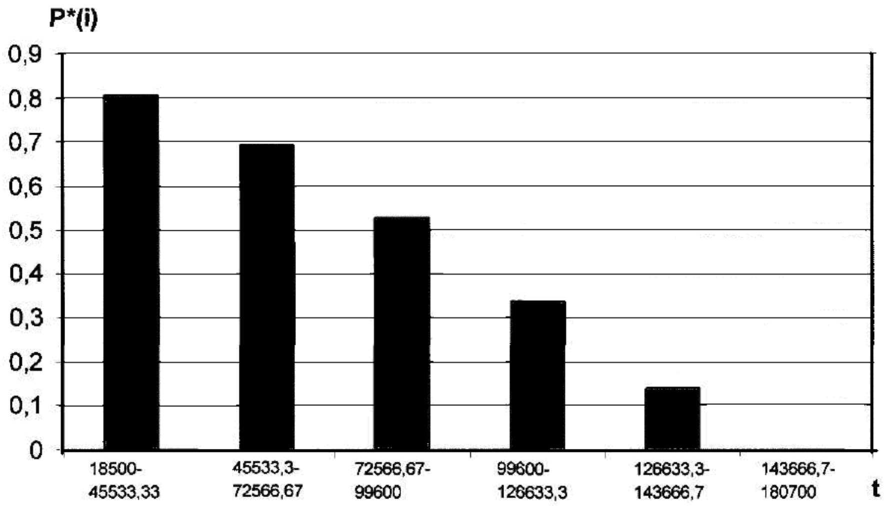

Рисунок 4 - Гістограма ймовірності безвідмовної роботи

з них, визначимо пізніше по координатних сітках з імовірнісними шкалами. Різні закони розподілу характеризуються різними параметрами розподілу випадкових величин

Параметр експоненційного розподілу - інтенсивність відмов λ - рівна

$$\lambda=1/t_{0,632} \quad , \tag{6}$$

де $t_{0,632}$ - середнє арифметичне значення випадкової величини, рівне для експоненційного закону абсцисі точки перетину апроксимуючої прямої із горизонталлю F=0.632 .

Параметри розподілу Вейбула визначаються за допомогою координатної сітки (рисунок 6) наступним чином:

$$a= t_{0,632}, \tag{7}$$

$$b = \frac{1}{\ln t_{0,934} - \ln t_{0,632}} \quad , \tag{8}$$

де $t_{0,934}$ - абсциса точки перетину апроксимуючої прямої із горизонталлю

F=0,934 координатної сітки.

При перевірці гіпотези про закон розподілу випадкової величини по координатних сітках з імовірнісними шкалами статистичні значення функції розподілу випадкової величини F_i^* із розрахункової таблиці 1 наносимо на відповідну координатну сітку (точки з координатами Δt_i та F_i^*). Через нанесені точки проводимо пряму так, щоб відхилення точок від прямої мали якнайменше значення (в масштабі імовірнісної шкали F*) і точки розміщувались рівномірно по обидва боки від прямої. Після цього визначаємо відхилення усіх статистичних точок від проведеної апроксимуючої прямої по ординаті і вибираємо найбільше з них $D_{оп}$.

По таблиці D-критерія Колмогорва (таблиця 10 в [20]) в залежності від числа дослідів N визначаємо табличне значення $D_т$. Якщо має місце нерівність $D_{оп}<D_т$, то статистичні дані не суперечать теоретичному закону, який ми розглядаємо. Якщо ж $D_{оп}>D_т$,то статистичні дані не узгоджуються з цим законом і треба переходити до інших координатних сіток.

При перевірці гіпотези про закон розподілу по координатних сітках з імовірнісними шкалами параметри розподілу випадкових величин визначаються графічно. По координатних сітках (рисунок 5 та рисунок 6) можна дійти висновку, що найбільш точно даний розподіл описує закон Вейбула. Проте відповідність цьому закону ще слід перевірити за допомогою критеріїв Колмогорова і Пірсона.

Здійснюємо перевірку за критерієм Колмогорова. Максимальне розходження між функціями F*(t) та F(t) визначається за виразом:

$$D_{max}= F^*(t) - F(t) \tag{9}$$

і становить 1,5 . Далі визначаємо λ, (не слід плутати з інтенсивністю відмов):

$$\lambda = D_{\max} \cdot \sqrt{N} \tag{10}$$

де N - загальне число випадкових величин (N=36); λ=0,9.

За таблицею 10 в [20] знаходимо P(λ): P(0,9)=0,393. Гіпотезу вважають такою, що не суперечить дослідним даним, якщо P(λ)=0,01-0,5 (згідно [20]). Отже, перевірка за критерієм Колмогорова підтвердила гіпотезу про закон розподілу.

Здійснюємо перевірку за критерієм Пірсона. Критерій Пірсона визначаємо за виразом:

$$\chi^2 = \sum_1^k \frac{(m_i - Np_i)^2}{Np_i} \tag{11}$$

де К - кількість інтервалів статистичного ряду; m_i - частота в і-му інтервалі; N - загальне число значень випадкової величини; Pi - теоретична ймовірність потрапляння випадкової величини в і-й інтервал.

Ймовірність потрапляння випадкової величини в і-й інтервал рівна приросту функції ймовірності в цьому інтервалі.

У даному разі $\chi^2 = 3{,}97 \cdot 10^{-30}$. Розрахувавши χ^2 , за табл. 9 [2] в залежності від числа ступенів свободи визначаємо ймовірність співпадання емпіричного і теоретичного розподілів.

Згідно [2], якщо знайдена ймовірність P≥ 0,1 , то можна вважати, що статистичні дані не суперечать прийнятому теоретичному розподілу. Число ступенів свободи рівне:

$$r=K-s \tag{12}$$

де К - кількість інтервалів; s - кількість обов'язкових зв'язків.

Для закону розподілу Вейбула s=3. Тоді r=3 , а тому (згідно табл. 9[20]) P=0,99. Отже перевірка за критерієм Пірсона також підтвердила гіпотезу про закон розподілу.

Виявлено, що у даному випадку має місце закон розподілу Вейбула. Тепер визначаємо його параметри. Згідно рис.4.6, $t_{0,632}$= 105000, $t_{0,934}$=149000(год). Тоді a=105000; b=2,87.

Тоді ймовірність безвідмовної роботи становитиме:

$$P(t)=\exp\left(-\left(\frac{t}{a}\right)^{b}\right) \tag{13}$$

або, з урахуванням відомих значень параметрів закону розподілу Вейбула:

$$P(t)=\exp\left(-\left(\frac{t}{105000}\right)^{2,87}\right) \tag{14}$$

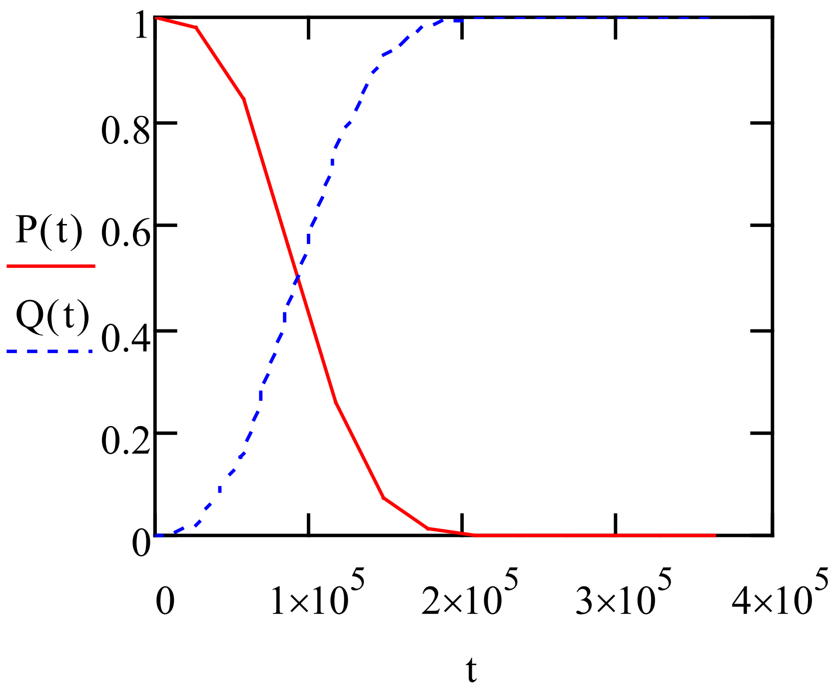

Рисунок 5 – Ймовірність безвідмовної роботи двигунів приводу відцентрових насосів

Далі проведемо визначення гамма-процентних показників надійності. Наробки двигунів до відмови або до виходу в капітальний ремонт являють собою випадкові величини, розподілені в інтервалі від найменшої до найбільшої наробки. Представляє інтерес визначення наробки, протягом якої

 ISBN 978-3-949059-44-5

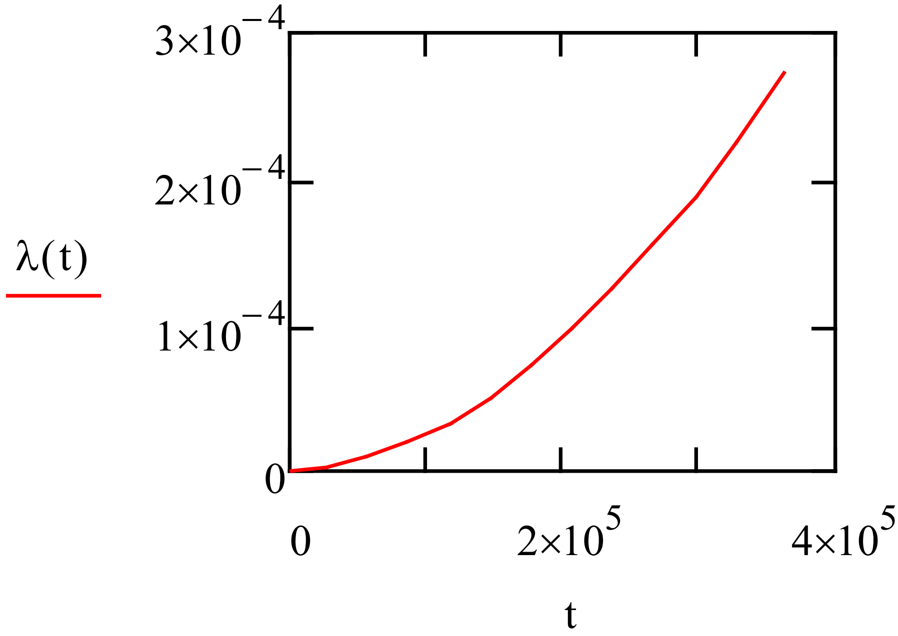

Рисунок 6 –Інтенсивність відмов двигунів приводу відцентрових насосів

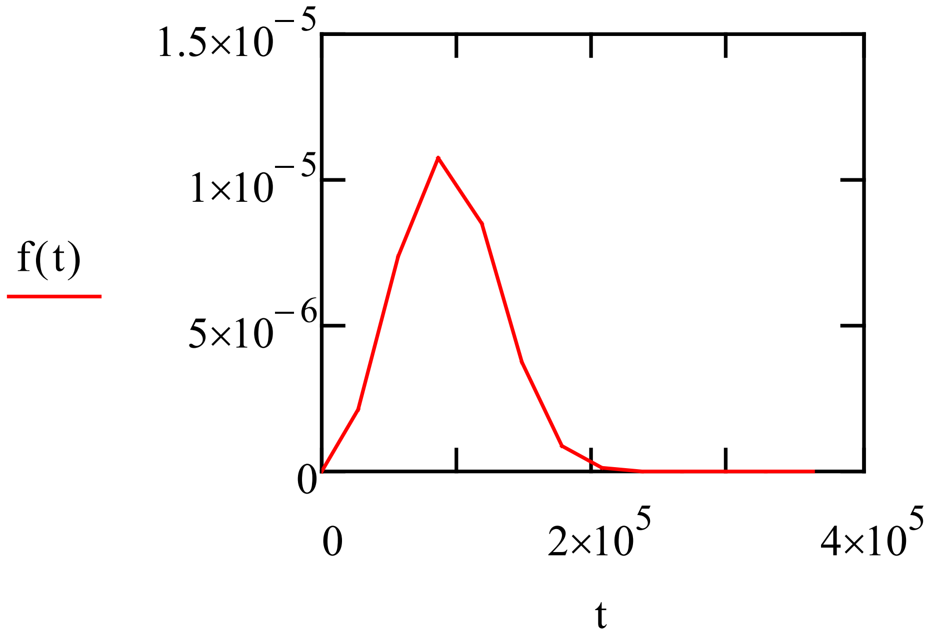

Рисунок 7 –Частота відмов двигунів приводу, відцентрових насосів

двигуни не відмовлять з деякою ймовірністю γ, тобто по закінченні якої γ(%) двигунів будуть знаходитись у робочому стані.

Гамма-процентні показники надійності для закону Вейбула визначаються за формулами:

$$t_{\gamma} = \frac{\bar{t}}{K_B} \sqrt[b]{-\ln \frac{\gamma}{100}} \tag{15}$$

де γ - регламентована ймовірність, $\bar{t}$ - середє арифметичне значення вибірки, b - параметр закону Вейбула. $K_в$, при b=2.87, становить 0,891; значення $\bar{t}$ становить 61738,89 год.

6.3. Математична модель надійності статорної обмотки

Для подібних виробів обов'язковими кількісними показниками є середній технічний ресурс до капітального ремонту Тк і наробка на відмову Т. Ці два показники визначаються через імовірність відсутності пробою ізоляції та імовірність безвідмовної роботи ізоляції обмотки:

$$T_K = \int_0^\infty H(t)dt \tag{16}$$

$$T = \int_0^\infty P(t)dt \tag{17}$$

$$P(t)=H(t)\cdot P(R) \tag{18}$$

де P(R) - ймовірність підтримання заданого рівня опору ізоляції, H(t) - ймовірність відсутності пробою ізоляції, P(t) - ймовірність безвідмовної роботи ізоляції обмотки.

З точки зору надійності обмотка синхронного двигуна являється системою, елементи якої з'єднані послідовно і резервування відсутнє, тому

$$H(t)=H_B(t)\cdot H_K(t)\cdot H_{M\Phi}(t) \tag{19}$$

де Нв(t), Нк(t), $H_{M\Phi}(t)$ - ймовірність відсутності пробою міжвиткової, корпусної та міжфазної ізоляції обмотки відповідно.

Складові формули 19 залежать від надійності елементів відповідного виду ізоляції. За елемент виткової ізоляції приймається ізоляція між парою сусідніх витків, за елемент корпусної ізоляції - ізоляція одного паза або його частини, за елемент між фазної - ізоляція міжфазної прокладки чи її частини.

Для розрахунку ймовірності відсутності пробою ізоляції обмоток синхронних електро двигунів застосовується математична модель, побудована на основі відомого в теорії надійності рівняння, яке пов'язує випадкову величину міцності з випадковою величиною навантаження. В якості параметра, що характеризує міцність ізоляції, прийнята пробивна напруга елемента ізоляції, а за навантаження приймається прикладена до елемента електрична напруга. Ймовірність того, що елемент виткової ізоляції не вийде з ладу, буде рівна імовірності того, що його пробивна напруга буде перевищувати прикладену до елемента напругу. Ймовірність відсутності пробою міжвиткової, корпусної та міжфазної ізоляції обмоток для синхронних двигунів типу СТД (згідно [2]) визначається наступними виразами, відповідно:

$$H_B(t) = e^{-\left(\frac{t}{29000}\right)^{0,64}} \tag{20}$$

$$H_K(t) = e^{-0,00016\cdot t} \tag{21}$$

$$H_{M\Phi}(t) = e^{-\left(\frac{t}{6000}\right)^{0,5}} \tag{22}$$

Тоді ймовірність відсутності пробою ізоляції складає:

$$H(t)=e^{-\left(\frac{t}{29000}\right)^{0,64}}\cdot e^{-0,00016\cdot t}\cdot e^{-\left(\frac{t}{6000}\right)^{0,5}} \tag{23}$$

Звідси, ймовірність безвідмовної роботи ізоляції обмотки :

$$P(t)=0,95\cdot e^{-\left(\frac{t}{29000}\right)^{0,64}}\cdot e^{-0,00016\cdot t}\cdot e^{-\left(\frac{t}{6000}\right)^{0,5}}$$

де 0,95 - це P(R), згідно [2].

Висновки

Побудовано математичні моделі надійності приводу відцентрових насосів. Визначено закон розподілу, тобто залежності ймовірності безвідмовної роботи досліджуваних електродвигунів від часу, що дає змогу прогнозувати кількісні показники надійності. Перевірку гіпотези про закон розподілу здійснено методом порівняння гістограм густини розподілу, інтенсивності відмов та ймовірності безвідмовної роботи з типовими теоретичними графіками цих функцій для різних законів; за координатними сітками з імовірнісними шкалами та критерієм Колмогорова і за критерієм Пірсона. Виявлено, що має місце закон розподілу Вейбула. Також побудовано математичну модель надійності статорної обмотки та визначено гамма-процентні показники надійності.