

АНОТАЦІЯ

Мілян Н.І. Удосконалення системи керування складом запасних частин для автомобілів на підприємстві Каміон-Сервіс. – Магістерська кваліфікаційна робота. – Львівський національний університет зооветеринарної медицини і біотехнологій ім. СЗ Гжицького. – Дубляни, 2025.

Тематичні дослідження, проаналізовані в цій роботі, показують, як машинне навчання може ефективно передбачати збої або аномалії в широкому діапазоні додатків і як воно покращило (і продовжить це робити) набір інструментів для прогнозованого обслуговування.

Ми бачили, як гібридні моделі та фізичні моделі є найбільш розумним вибором у деяких випадках, коли великий набір даних недоступний.

Нарешті, ми проаналізували роль технології цифрових двійників у профілактичному обслуговуванні. Цифрові двійники дають виробникам автомобілів більше можливостей діагностувати ненормальні умови та прогнозувати залишковий термін служби компонентів, що розкладаються, покращуючи продуктивність і безпеку автомобіля.

З'ясовано, що у всіх випадках, окрім випадку капітального ремонту, переважають відновні операції, що не вимагають великої трудомісткості. В процесі безрозбірного контролю стану елементів, тобто в процесі діагностики машини, використовують систему значень допустимих параметрів стану елементів. Ці значення визначають середньостатистичним методом прогнозування, враховуючи задане міжконтрольне напруження. Попереджувальні операції і операції по потребі проводять в цьому випадку в господарстві, де експлуатують машини. Для визначення середньої імовірності відмови з урахуванням нестационарної ділянки відновлення нами розглянуто функцію відновлення, що характеризує середнє число відмов елементів за період по параметрі з відхиленням, що допускається, контрольованим із заданою періодичністю. Розроблено відповідні номограми, які будуються за результатами обчислень комп'ютерними

програмами для нормального і вейбуловського розподілу ресурсу елементів для визначення числа відновлень/заміни елементів. Користуючись моделлю прогнозування працездатного стану автомобіля, розраховуємо ймовірність відсутності відмови на період до наступного діагностування, що реалізується з періодичністю виконання ТО-2. Розраховано періодичність діагностування агрегатів ведучих мостів за параметром «потужність на ведучих колесах» автомобіля на прямій передачі. Переплановано періодичність діагностування з моменту останньої перевірки на підставі критерію сумарного ризику.

Виконано оптимізацію періодичності контролю стану змінних елементів за питомими витратами на експлуатацію технічного об'єкта.

Досліджено зв'язок між допустимим відхиленням допустимого параметра, з ресурсом елементу.

Мета досліджень – знайти оптимальне значення періодичності контролю технічного стану залежно від прогнозу ресурсного параметра, допуску на нього і запланованого показника безвідмовності.

Предметом досліджень у цій роботі є вплив вибраної стратегії і тактики на показники надійності та матеріальні витрати для обслуговування.

Об'єкт дослідження – система підтримки роботоздатного стану агрегатів і систем автомобіля.

Методи досліджень – статистичного аналізу, теорії надійності.

Ключові слова: превентивне обслуговування, прогнозування технічного стану, допустиме значення ресурсного параметра, ризик відмови, діагностування.

ЗМІСТ

ВСТУП	7
1 ДОСЛІДЖЕННЯ СТАНУ ПИТАННЯ В ЛІТЕРАТУРІ	8
1.1 Інформаційне забезпечення та стратегії технічного обслуговування	8
1.2 Прогнозне технічне обслуговування.....	12
1.3 Висновки та формулювання мети і завдання роботи.....	21
2 ТЕОРЕТИЧНІ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ І ПІДТРИМАННЯ РОБОТОЗДАТНОСТІ АГРЕГАТИВ АВТОМОБІЛЯ.....	24
2.1 Динаміка параметра стану і розподіл ресурсу агрегатів.....	24
2.2 Теоретичні основи прогнозування ресурсу елементів.....	32
2.3 Методика визначення числа замін змінних елементів.....	43
2.4 Висновки за розділом	49
3 ОПТИМІЗАЦІЯ МІЖКОНТРОЛЬНОГО ПРОБІГУ І ДОПУСТИМОГО ЗНАЧЕННЯ РЕСУРСНОГО ПАРАМЕТРА.....	50
3.1 Побудова системи керування роботоздатним станом.....	50
3.2 Приклад обґрунтування кількості замін змінних елементів.....	57
3.3 Оптимізація періодичності контролю та допустимого значення ресурсного параметру	58
3.4 Розробка методики оперативного керування безвідмовністю технічних об'єктів	66
ВИСНОВКИ.....	70
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ.....	72
Додаток А.....	76

ВСТУП

Найважливіше теоретичне питання вдосконалення управління технічним станом рухомого складу автомобільного транспорту – це вибір прогресивних технічних напрямів і систем забезпечення надійності автомобілів. Під технічним напрямом (стратегією) розуміється довготривала ідейна орієнтація в даній галузі господарства. Система забезпечення надійності автомобілів (тактика) переслідує мету вироблення ефективних форм і методів розвитку і управління, направленою на рішення основних задач, сформульованих в технічному напрямі.

Стосовно автомобільного транспорту прогресивний технічний напрям можна сформулювати так: необхідна така спрямованість планування, організації і управління технічними діями, яка в певних умовах роботи і при заданому (розрахунковому) рівні експлуатаційної надійності забезпечує мінімум трудових і матеріальних витрат на підтримку рухомого складу в технічно справному стані.

Предметом досліджень у цій роботі є вплив вибраної стратегії і тактики на показники надійності та матеріальні витрати для обслуговування.

Об'єкт дослідження – система підтримки роботоздатного стану агрегатів і систем автомобіля.

Методи досліджень – статистичного аналізу, теорії надійності

Система забезпечення надійності є ідеологічною платформою в технічній експлуатації автомобілів і робить істотний вплив на всі показники функціонування підсистем по підтримці автомобілів в технічно справному стані. Вона є теоретичною базою управління і діагностики. Ця система на певному етапі розвитку тієї або іншої галузі формулюється на основі досягнутого наукового рівня теоретичних і експериментальних досліджень. Тому періоди системи повинні уточнюватися і удосконалюватися, що актуальним питанням, частину якого ми намагались розв'язати у цій роботі.

1 ДОСЛІДЖЕННЯ СТАНУ ПИТАННЯ В ЛІТЕРАТУРІ

1.1 Інформаційне забезпечення та стратегії технічного обслуговування

Розвиток інформаційних технологій є особливо актуальним в автомобільному секторі, адже він призвів до зміни парадигми технічного обслуговування [3,4], як з точки зору виробництва транспортних засобів, їх надійності [5,6], так і подальшого технічного обслуговування [7–10]. Можна сказати, що автомобільний світ є одним із найбільш просунутих у впровадженні інтернету речей (IP) [11]. Ця інноваційна технологія дозволяє створювати широкий спектр функцій і послуг, які ще кілька років тому здавалося б неможливим. Як приклад можна розглянути всі додатки, пов'язані з управлінням і обслуговуванням транспортних засобів. У цьому сценарії датчики та системи керування IP мінімізують незручності та витрати часу, пов'язані з обслуговуванням [12].

Завдяки обчислювальній потужності, що забезпечується периферійними обчислювальними системами, можна аналізувати параметри транспортного засобу та сповіщати операторів про будь-які критичні проблеми.

На промислових і технологічних підприємствах зазвичай використовується три типи управління технічним обслуговуванням [13] (див. рис. 1.1).

1. Технічне обслуговування залежно від напрацювання до відмови (PB) або ж реактивне технічне обслуговування, коли технічне обслуговування виконується лише після виникнення несправностей. Цей підхід поширений, коли збій обладнання не впливає суттєво на роботу чи продуктивність.

2. Планове профілактичне технічне обслуговування (ППТО): технічне обслуговування, орієнтоване на час або планове технічне обслуговування, яке передбачає вжиття необхідних запобіжних заходів і дій для зменшення ймовірності виходу з ладу обладнання та запобігання аваріям або збоям до їх виникнення. Це виконується регулярно, поки обладнання все ще працює, щоб воно не вийшло з ладу. Таким чином, з точки зору складності, ця стратегія технічного обслуговування знаходиться між пуском до відмови та прогнозним обслуговуванням.

3. Прогнозно-запобіжне технічне обслуговування (ПЗТО), яке використовує технологію моніторингу стану для вимірювання продуктивності обладнання через системи ІР, які дозволяють підключати електронні пристрої до механічних і цифрових машин і збирати значну кількість даних. Дані збираються з часом для моніторингу стану обладнання та створення моделей, які можуть допомогти запобігти збоям.



Рисунок 1.1 – Стратегії технічного обслуговування

Модель витрат для безперервного обслуговування доводить, що прогнозний підхід дозволяє оптимізувати витрати і звести їх до мінімуму [3]. Вибираючи найбільш відповідну стратегію технічного обслуговування, необхідно враховувати витрати, пов'язані з цим. Ефективне рішення, безумовно, передбачає скорочення витрат і підвищення продуктивності. Модель витрат змінюється залежно від застосованої стратегії технічного обслуговування.

Для стратегії реактивного обслуговування технічне обслуговування для ремонту обладнання виконується, якщо обладнання перестало працювати, тому існує лише коригувальна вартість заміни (C_c). Для стратегії профілактичного обслуговування плануються послідовні дії з технічного обслуговування, і загальна вартість часто включає витрати, пов'язані з профілактичною заміною/ремонтom (C_p), витрати на перевірку (C_i), витрати, пов'язані з простоєм агрегату (C_d), і витрати, пов'язані з коригуючою заміною (C_c). Зокрема, у роботі [14] запропоновано модель витрат для безперервного прогностичного технічного обслуговування, яка має на меті знайти оптимальний поріг запобігання.

Цільова функція, яку необхідно мінімізувати, представляє загальну очікувану вартість довгострокового обслуговування. Сукупну вартість обслуговування можна виразити як:

$$C(t) = C_i \cdot N_i(t) + C_p \cdot N_p(t) + C_c \cdot N_c(t) + C_t \cdot d(t), \text{ , грн.,} \quad (1.1)$$

де $N_i(t)$, $N_p(t)$ і $N_c(t)$ представляють, відповідно, кількість перевірок, профілактичних ремонтів і коригувальних ремонтів, виконаних за часовий інтервал $[0, t]$, а $d(t)$ представляє тривалість часу бездіяльності машини в $[0, t]$.

Таким чином, функція витрат, яку необхідно мінімізувати, визначається наступним чином:

$$EC_{\infty} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[C(t)]}{t}, \quad (1.2)$$

де $E[C(t)]$ — очікуване значення вартості обслуговування.

Для стратегії ПЗТО дії з технічного обслуговування виконуються відповідно до результатів прогнозування відмови, тому модель витрат зазвичай пов'язана з оцінкою залишкового ресурсу (ЗР) і залежить від конкретної системи або обладнання [15]. Як зазначено в [16], реактивне технічне обслуговування має найнижчу вартість профілактики, тоді як профілактичне має найнижчу вартість ремонту через добре спланований час простою машини.

Натомість прогнозне обслуговування дозволяє отримати найкращий компроміс між вартістю ремонту та вартістю профілактики (див. рис. 1.2).

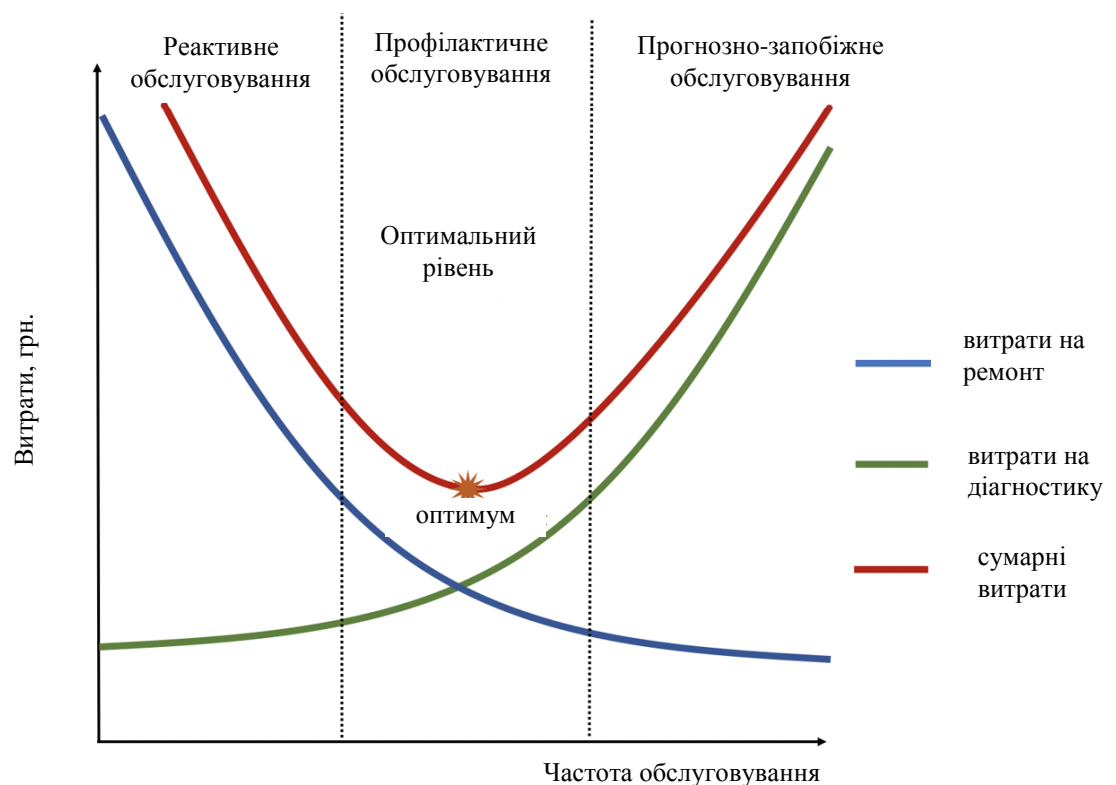


Рисунок 1.2 – Порівняння реактивного технічного обслуговування, профілактичного технічного обслуговування та прогнозного технічного обслуговування щодо вартості та частоти технічного обслуговування

В ідеалі ця стратегія технічного обслуговування передбачає меншу частоту технічного обслуговування та запобігає неочікуваним витратам на ремонт без витрат, пов'язаних із надмірною профілактикою.

Як показано в звіті Міністерства пром. політики України [17], можна заощадити близько 8–12% за допомогою прогностного підходу порівняно з плановим профілактичним обслуговуванням. Прогностне обслуговування збільшує термін служби активів і зменшує час простою обладнання та витрати на запасні частини та робочу силу. Крім того, такий підхід покращує безпеку працівників, підвищує надійність установки та оптимізує роботу обладнання, що призводить до негайної економії енергії. З іншого боку, такий підхід вимагає початкових капітальних витрат на придбання та налаштування діагностичного обладнання. Крім того, потрібні інвестиції в навчання співробітників, щоб ефективно використовувати технологію прогностного обслуговування, прийняту компанією. Загалом переваги цього підходу переважають недоліки. Аналіз промислової економії показали, що компанії усунули 70–75% поломок обладнання, скоротили витрати на технічне обслуговування на 25–30% і збільшили виробництво на 20–25% після впровадження програми прогностного обслуговування. Рентабельність інвестицій була в середньому в 10 разів, що робить це належним вкладенням.

1.2 Прогностне технічне обслуговування

Прогностне обслуговування являє собою дуже складний процес; справді, для перегляду в режимі реального часу стану працездатності та надійності промислових машин необхідно збирати дані з різних датчиків системи. Ця стратегія обслуговування розробляється в чотири етапи [18]:

- 1) збір даних з різних датчиків системи;
- 2) попередня обробка даних [19];
- 3) діагностика та прогноз несправностей;
- 4) прийняття рішень щодо стратегії обслуговування.

Діагностика та прогноз несправностей – це дві теми досліджень, які привернули увагу академічного світу та промисловості. Метою діагностики є виявлення, усунення та ідентифікація несправності, яка виникла. У діагностиці несправностей зазвичай є два найважливіші кроки:

- 1) виділення та вибір ознак: на цьому етапі виділяються та вибираються характерні ознаки необроблених даних;
- 2) класифікація несправностей: головним завданням цієї фази є класифікація різних несправностей та визначення причин несправності за допомогою вибраних дискримінаційних характеристик.

Прогнозування базується на спостереженні за змінами робочих параметрів системи протягом її нормального робочого циклу. Це дозволяє передбачити несправність до її виникнення та оцінити реальний технічний стан вашого обладнання. Зазвичай це виконується з трьох ключових кроків:

- 1) побудова індикатора працездатності (ІП): ІП – це індекси, створені для представлення працездатності обладнання;
- 2) розподіл стадії технічного стану (ТС): термін служби обладнання поділяється на різні ТС на основі визначеного індексу ІП;
- 3) прогнозування ТС обладнання: ТС можна оцінити шляхом оцінки стану працездатності його складників.

Інформація, яку надають впроваджені діагностичні та прогностичні методи, може підтримувати процес прийняття рішень щодо технічного обслуговування. Обслуговуючий персонал може виконувати дії з технічного обслуговування заздалегідь, щоб ефективно запобігти виходу обладнання з ладу.

В роботі [22] та інших працях виділяють декілька методів прогнозованого обслуговування:

- 1) підхід фізичної моделі, який використовує фізичну або математичну модель системи для оцінки деградації компонентів. Точність цього підходу залежить від моделі, а також використовує статистичні методи для її перевірки [23];

2) підхід, заснований на знаннях, який покладається на певні знання або досвід щодо системи, щоб зменшити її складність. До цієї категорії належать експертні системи та нечітка логіка [24];

3) підхід, керований даними, який використовує обчислювальну потужність і великий обсяг даних. Ця модель класифікується на три типи: статистичні моделі [25], стохастичні моделі [26] і моделі машинного навчання.

4) цифровий подвійний підхід, який поєднує дані та моделі та створює зв'язок між фізичним і цифровим світом [27].

Наша робота представляє огляд літератури щодо підходів, які з'явилися в останні роки як потужні інструменти для прогнозного технічного обслуговування в контексті транспортної та автомобільної промисловості. Алгоритми машинного навчання, керовані даними, вимагають ефективного аналізу величезної кількості історичних даних і даних у реальному часі за допомогою кількох потоків (сенсорів і комп'ютерних систем [28]). Таким чином, попередня обробка даних має значний вплив на продуктивність алгоритму машинного навчання [19, 29, 30].

У наступних розділах ми описуємо ці методи та надаємо огляд нещодавніх досліджень щодо прогнозного обслуговування.

Розділ 2 представляє моделі на основі фізики, представлені в літературі [11-23]. Розділ 3 описує так звані моделі, засновані на знаннях, які імітують навички та поведінку експертів.

Першим підходом до прогнозування несправностей є формулювання моделей на основі фізики, які характеризуються фізичним описом процесу деградації машини. У наш час, навіть якщо в основному реалізуються методи, засновані на даних, вибір моделей, заснованих на фізиці, може бути більш прийнятним, особливо в деяких областях [31]. З математичної точки зору цей підхід співвідносить явище зносу та термін корисного використання компонентів. Серед змінних, які розглядаються при формулюванні фізико-математичної моделі, різні фізичні величини описують теплову, механічну,

хімічну та електричну природу аналізованого компонента. Здатність описати вплив, який вони мають на ТС машин, є досить складним завданням через те, що цей тип рішення вимагає глибоких знань у цій галузі. Після того, як модель сформульована, необхідно мати доступні датчики, які дозволяють отримати значення величин, які вважаються релевантними на етапі аналізу та моделювання, щоб використовувати їх як вхідні дані. Основна перевага такого підходу полягає в тому, що він дозволяє точно описати результати, які він забезпечує, оскільки він базується на фізичному описі процесу. Що стосується точності, то вона сильно корелює з якістю аналізу та моделювання експертами в галузі. З іншого боку, негативними аспектами є складність, висока вартість впровадження та висока специфічність системи, що дає незначну можливість повторного використання та розширення. Тепер ми нагадаємо деякі нещодавні результати в літературі: у [23] автори пропонують спрощену модель, засновану на фізиці, для опису (роликового підшипника), який в основному використовується у механічних частинах автомобіля, як підвіска, трансмісія, кермове керування. Після розробки моделі автори використовують нейронну мережу для оцінки поточного стану внутрішніх компонентів. З фізичного аналізу внутрішніх пружин можна помітити, що старіння впливає на коефіцієнт пружності через процеси втомної деградації. Нарешті, оцінка стану роликів і кілець розраховується за допомогою стохастичної моделі. Можна використовувати запропонований підхід для різних пристроїв, які використовують пружини; фактично, гвинтові пружини тяги та стиснення мають численні застосування, зокрема в системах підвіски автомобілів, та запірних клапанах у двигунах.

У [31] автори представляють серію методів і засобів, які покращують прогнозне обслуговування. Вони розглядають конкретні випадки, щоб продемонструвати, як розроблені методи та інструменти можуть бути реалізовані в різних сферах. Зокрема, автори стверджують, що методи моніторингу стану обладнання на основі вібрації можуть допомогти виявити пошкодження, діагностувати працездатність системи та передбачити

залишковий термін служби обладнання. Крім того, підкреслюється важливість глибоких знань динаміки системи для розробки ефективних алгоритмів. Представлено підхід до розробки моделей на основі фізики, підкреслюючи необхідність розуміння фізики несправностей для прогнозування життя систем у дуже мінливих умовах експлуатації. Нарешті, вони представляють інструмент підтримки прийняття рішень, який допомагає користувачам вибрати найбільш відповідний підхід до прогнозного обслуговування та найбільш прийнятну техніку для моніторингу умов.

Експерти предметної області також покладаються на створення моделей, заснованих на знаннях, оскільки цей підхід спрямований на імітацію навичок і поведінки експертів. Тому після формалізації знань їх можна відтворити та застосувати автоматично. Експертні системи — це програми, які використовують знання експертів у певній галузі та застосовують механізми логічного висновку для імітації думки та надання підтримки та практичних рішень. Серед найпоширеніших підходів до реалізації цього типу моделі – системи на основі правил і нечіткої логіки. Системи, засновані на правилах, мають перевагу в простоті реалізації та інтерпретації, але вони можуть бути малоефективними, особливо коли потрібно виразити складні умови або коли кількість правил дуже велика. Так само нечітка логіка дозволяє описувати стан системи шляхом імітації процесів прийняття рішень людиною, роблячи процес формалізації та опис моделі більш простими та інтуїтивно зрозумілими. Навіть для експертних систем, як і для фізичних моделей, результати сильно залежать від якості та рівня точності, досягнутої моделлю, і є дуже специфічними. У літературі цей підхід часто застосовується в поєднанні з методами, керованими даними. Наприклад, в роботі [24] вирішують проблему діагностики несправностей бортового електромобіля в режимі реального часу, поєднуючи нейронну мережу та нечітку логіку. Зрозуміло, що низькі обчислювальні можливості електромобілів і обмежений обсяг пам'яті перешкоджають діагностиці

несправностей у реальному часі та на борту. Щоб вирішити цю проблему, поєднуючи нейронну мережу та нечітку логіку, в роботі [24] пропонують нескладний метод діагностики бортових несправностей автомобіля для моніторингу стану автомобіля та раннього попередження про аварії. Автори збирають реальні дані, що стосуються компонентів трьох різних електромобілів, і пропонують метод навчання на основі нейронної мережі для визначення кореляції між типами даних і типами несправностей. Згодом, використовуючи цю кореляцію, вводиться метод класифікації на основі нечіткої логіки, що дає змогу оцінити стан автомобіля та запобігти будь-яким аномаліям і несправностям. Результати моделювання показують, що бортовий метод міг правильно діагностувати несправності автомобіля з точністю 88%.

Як наслідок швидкого розвитку характеристик автомобілів, традиційні системи діагностики на основі правил стали дуже обмеженими. Тому для більш ефективних рішень необхідно досліджувати більш складні підходи, керовані даними. Сучасні підходи, що керуються даними, нещодавно запроваджені для прогностного технічного обслуговування в транспортній та автомобільній промисловості. Їх можна класифікувати за наступними критеріями [22-24]:

1. Статистичні підходи.
2. Стохастичні підходи.
3. Техніки машинного навчання.

Статистичний і стохастичний підходи дають змогу мати справу зі складними системами, еволюцію яких у часі важко передбачити. Застосування статистичних методів для прогнозування, оцінки та оптимізації ймовірності ТС та середнього ресурсу системи може бути корисним у деяких конкретних випадках, пов'язаних з роботою механічних компонентів, таких як акумулятор електромобілів або колеса автомобіля.

У [32] автори використовують статистичний аналіз для діагностики несправностей акумулятора. Цей метод є ефективним і точним і може

заздалегідь передбачити несправності. Вони використовують звичайні методи статистичного аналізу великих даних для визначення ймовірності помилки напруги клеми елемента батареї та отримують діагноз 3σ багаторівневої помилки скринінгу на основі розподілу Гаусса. У роботі [32] застосовано алгоритм нейронної мережі та поєднано результати діагностики несправності у випадку конкретного автомобіля зі статистичним коригуванням великих вибірок. Крім того, автори розробляють комплексну методику діагностики несправностей акумулятора та проводять відповідний аналіз між статистичним результатом і фактичною поломкою автомобіля.

У роботі [33] автори зосереджені на діагностиці несправностей послідовного з'єднання літій-іонної батареї. Зокрема, використовується середня квадратична помилка (СКП), щоб вказати середню квадратичну розбіжність між експериментальними даними та даними, отриманими за допомогою моделювання, а також для опису стану напруги кожної комірки. Він також дає попередню оцінку напруги. У разі ненормальних значень напруги це аналізується за допомогою параметра Z-score, і таким чином можна встановити, чи сталася несправність.

У [25] використовуються для оцінки серйозності відмови в циліндричних зубчастих передачах, на основі аналізу статистичних параметрів, отриманих із вібраційних сигналів. Параметрами, які використовуються, є нормалізований статистичний момент четвертого порядку та індекс Куртозі, тоді як техніка, застосована для виділення цих сигналів, є емпіричним розкладанням. Цей підхід дозволяє розкласти вібраційний сигнал машини на кілька властивих режимів (IMF) для отримання локальних характеристик як у частотній, так і в часовій області. Зрештою, на основі отриманої інформації було визначено місцеві характеристики. Результати показують, що метод вібрації на основі IMF є найбільш придатним для виявлення несправностей та оцінки їх тяжкості. Було також показано, що використання статистичних параметрів, отриманих IMF, є дуже ефективним для раннього виявлення несправностей порівняно з

використанням параметрів, витягнутих з оригінальних нерозроблених сигналів. Цей підхід може виявитися потужним інструментом для виявлення різних дефектів розвитку в системі прямокутних передач.

В роботі [6] автори описують процеси деградації таким виразом:

$$X(t) = h(t, \epsilon(t)),$$

де стохастичний процес $X(t)$ є функцією часу $h(t)$, що залежить від похибки $\epsilon(t)$, яка характеризує мінливість і невизначеність параметрів, що беруть участь у процесі.

В роботі [26] автори пропонують інноваційну стохастичну модель, засновану на двостадійному процесі Вінера, для опису поведінки літій-іонних батарей при деградації, враховуючи різні фази деградації.

Останні розробки в промислових системах наводять велику кількість даних часових рядів із датчиків, журналів, налаштувань системи, фізичних вимірювань тощо. Ці дані дають змогу зрозуміти складні системи та можуть виявити аномалії. Однак характеристики цих часових рядів даних, такі як великі розміри та складні залежності між змінними, створюють великі проблеми для існуючих алгоритмів виявлення аномалій. Таким чином, під час аналізу складних систем, у яких змінні демонструють сильну кореляцію, багатофакторні статистичні методології забезпечують більш точні результати, ніж однофакторні методи. Аналіз головних компонентів (АГК) є одним із найефективніших багатовимірних статистичних методів, які знаходять застосування для моніторингу та керування процесами, виявлення та діагностики несправностей, а також перевірки датчиків у різних галузях обробки. Фактично, під час дослідницького аналізу даних АГК може зменшити розмірність даних і, як наслідок, час обчислення. Використання цієї методики для виявлення несправностей обговорювалося в [34], де була розроблена методологія посилення несправностей на основі АГК для оцінки шляху розповсюдження несправностей у промислових системах.

Цю методологію можна застосувати для малих систем з обмеженими змінними; однак це може стати більш складним і трудомістким із збільшенням кількості змінних.

Загалом кажучи, помилка в одному процесі може вплинути на помилку в інших залучених змінних, роблячи процес виявлення помилки більш складним і трудомістким. У цьому випадку іншим корисним інструментом є алгоритм причинності Грейнджера (АПГ), який може оцінити причинно-наслідкові зв'язки між змінними та допомогти виявити першопричину несправностей. АПГ знаходять своє застосування в технологічних [35] та енергетичних галузях [36, 37] завдяки їх простому впровадженню та надійній інтерпретації емпіричних результатів.

В роботі [18] вчені моделюють причинно-наслідкові зв'язки Грейнджера між парами потоків даних датчиків для виявлення змін у їхніх залежностях. Вони порівнюють метод на змодельованих сигналах із кореляцією Пірсона та показують, що метод достатньо справляється з шумом і затримками в сигналах і забезпечує значне виявлення залежностей.

Тим не менш, результати показують, що метод також схильний до виявлення помилкових спрацьовувань.

Таким чином, цей метод можна використовувати як слабе виявлення несправностей, але для надійного виявлення та діагностики несправностей потрібні інші методи, такі як використання структурної моделі.

Автори статті [19] пропонують новий метод, заснований на причинності Грейнджера, для виявлення аномалій щодо змін залежностей у багатофакторних часових рядах. Вони також дослідили кілька стохастичних і паралельних алгоритмів оптимізації, щоб прискорити свій підхід. Емпіричні результати підтвердили ефективність цього методу щодо точності та наполегливості.

Нарешті, як зазначено в [34], поєднання моделей АГК з алгоритмами АПГ сприяє більш ефективному моніторингу процесу втрати працездатності технічних об'єктів.

Своєчасне та адекватне технічне обслуговування має важливе значення для роботи технічних об'єктів, оскільки воно може значно підвищити надійність, доступність і безпеку обладнання та мінімізувати збої.

Прогнозне технічне обслуговування — це вдосконалена стратегія техобслуговування, яка дозволяє передбачити потенційні збої та вчасно та належним чином вживати заходів з техобслуговування [18]. Він поступово замінив традиційні стратегії технічного обслуговування, включаючи реактивне та профілактичне технічне обслуговування (також відоме як планове технічне обслуговування). В останні роки завдяки швидкому розвитку датчиків і мережевих технологій відбулося помітне збільшення доступності таких даних, як вібрація, температура, тиск та інші типи даних моніторингу стану електричного й механічного обладнання. З розвитком великих даних методи штучного інтелекту, особливо машинне та глибоке навчання, широко застосовуються в поточних системах прогнозного обслуговування.

1.3 Висновки та формулювання мети і завдання роботи

В останні роки в наукових журналах і звітах про дослідження було опубліковано численні дослідницькі статті з прогнозованого технічного обслуговування, включаючи теоретичні дослідження та промислове застосування. Наша робота має на меті надати короткий огляд нещодавніх досліджень методів, що використовуються для прогнозованого технічного обслуговування, особливо в автомобільній галузі. Ми побачили, як методи глибокого навчання, з одного боку, гарантують кращу точність прогнозування невдач, а з іншого — вимагають більшої кількості даних, ніж традиційні методи машинного навчання. Тематичні дослідження, проаналізовані в цій роботі, показують, як машинне навчання може ефективно передбачати збої або аномалії в широкому діапазоні додатків і як

воно покращило (і продовжить це робити) набір інструментів для прогнозованого обслуговування [7].

Ми бачили, як гібридні моделі та фізичні моделі є найбільш розумним вибором у деяких випадках, наприклад, проаналізованих у [31], коли великий набір даних недоступний.

Нарешті, ми проаналізували роль технології цифрових двійників у профілактичному обслуговуванні. Цифрові двійники дають виробникам автомобілів більше можливостей діагностувати ненормальні умови та прогнозувати залишковий термін служби компонентів, що розкладаються, покращуючи продуктивність і безпеку автомобіля.

Одним із головних обмежень цих внесків, також визнаних в інших оглядах [7], є відсутність реальних наборів даних. Автомобільні компанії зазвичай вважають ці дані суворо конфіденційними. Отже, це не дозволяє порівнювати якісно нові підходи з сучасним, оскільки набір даних, де тестувалися попередні підходи, зазвичай недоступний в Інтернеті. Іншим обмеженням є те, що важко оцінити валідність розроблених методів, використовуючи реальні дані. Реальні дані часто не позначені або лише частково, а анотування даних займає багато часу та вимагає експертних знань.

Тим не менш, для побудови методів, які дають надійніші результати, необхідно тестувати моделі з позначеними даними, навіть якщо навчити їх лише на непозначених даних.

Майбутні дослідження можуть стосуватися застосування загальних досягнень прогнозованого технічного обслуговування до випадків використання автомобілів і порівняти підходи, представлені в літературі, шляхом тестування, коли це можливо, різних моделей на тому самому реальному наборі даних. Іншою перспективою дослідження в майбутньому є розробка моделей, отриманих шляхом комбінування різних підходів, щоб забезпечити більш ефективну прогнозну аналітику.

Мета досліджень – знайти оптимальне значення періодичності контролю технічного стану залежно від прогнозу ресурсного параметра, допуску на нього і запланованого показника безвідмовності.

Для досягнення мети нами вирішено такі задачі.

1. Побудувати теоретичні моделі системи прогнозування і підтримання роботоздатного стану агрегатів і систем автомобілів.
2. Удосконалити методику прогнозування ресурсу елементів
3. Розробити систему керування роботоздатним станом на основі превентивної заміни елементів
4. Розробити та адаптувати методику оперативного керування безвідмовністю технічних об'єктів.

2 ТЕОРЕТИЧНІ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ І ПІДТРИМАННЯ РОБОТОЗДАТНОСТІ АГРЕГАТІВ АВТОМОБІЛЯ

2.1 Динаміка параметра стану і розподіл ресурсу агрегатів

Зміна параметрів технічного стану підкоряється складній залежності. Тому в практичних цілях відхилення параметрів від номінальних значень зазвичай виражають з достатньою точністю простими апроксимуючими функціями. В розробці методів прогнозування стану елементів машини дуже важливо встановити певну апроксимуючу функцію. Від її вибору залежать похибка і трудомісткість прогнозування і в кінцевому весь процес управління безвідмовністю і іншими показниками надійності машин.

Вимоги, що пред'являються до математичного обґрунтування апроксимуючої функції відхилення параметра, зводяться до наступного. Функція повинна:

- 1) враховувати фізичну картину відхилення параметра, зокрема зовнішні і внутрішні чинники, випадкову величину швидкості і характер зміни параметра, міжконтрольне напруження і інше;
- 2) бути зростаючою, відображати інтегральний характер відхилення параметра стану елемента залежно від напруження або терміну служби, бути простою універсальною, характеризуючою лінійну, статичну, експоненціальну і інша залежність зміни параметра від напруження (терміну служби);
- 3) містити невелике число коефіцієнтів для полегшення прогнозування, складання номограм, таблиць і використання простих формул.

З аналізу чинників, що впливають на процес зміни параметрів, і вимог, що пред'являються до математичного опису цього процесу, слідують деякі загальні положення. Відхилення параметра стану залежно від напруження, або часу необхідне апроксимувати випадковою впорядкованою функцією із

зростаючими реалізаціями. Значення $u(t)$ функції у фіксований момент є позитивною багатозначною величиною. Реалізацію зміни параметра можна розглядати як строго або нестарого монотонну, тобто не завжди зростаючу функцію в діапазоні від нуля до граничного відхилення параметра.

З урахуванням заводських і експлуатаційних чинників, що роблять вплив на зміну параметра, можна досліджувати його відхилення у будь-який момент напрацювання як суму двох величин:

$$u_{\phi} = u + Z, \quad (2.1)$$

де u_{ϕ} – фактичне відхилення параметра (істотно позитивна безперервна випадкова величина);

u – теоретичне відхилення параметра під впливом внутрішніх, заводських чинників (істотно позитивна безперервна випадкова величина);

Z – відхилення величини i під впливом зовнішніх, експлуатаційних чинників (безперервна випадкова величина).

Випадкові величини u_{ϕ} , Z можуть приймати те або інше значення, невідоме до вимірювання. Величина u_{ϕ} формує розподіл параметра у фіксовані моменти напрацювання по усереднених результатах роботи елемента, що характеризують середнє експлуатаційне навантаження; величина Z – розподіл відхилення фактичної зміни параметра від усереднюючої кривої.

Середні величини u_{ϕ} всіх підданих випробуванню елементів, одержані за наслідками першого і всіх подальших вимірювань, утворюють на графіку ряд експериментальних крапок. Побудована по цих крапках за допомогою методу якнайменших квадратів плавна теоретична крива виражає характер певного процесу зміни параметра сукупності елементів при їх роботі з усередненим експлуатаційним навантаженням. Значення функції в тій або іншій крапці відповідає середньому значенню випадкової величини $u(t)$.

Середнє відхилення експериментальної крапки від теоретичної кривої буде рівне величині, яка прямує до нуля при зростанні числа випробовуваних елементів або часу роботи одного елемента.

Замість рівняння (2.1) можна записати у момент t випадкову величину $u(t)$ як суму двох випадкових величин:

$$u(t) = V_c f(t) + V_i f_1(t), \quad (2.2)$$

де $f(t)$, $f_1(t)$ – детерміновані (невипадкові) функції, що характеризують залежність u , Z від напрацювання;

V_c – випадкова величина, яка представляє швидкість зміни параметра під впливом внутрішніх чинників,

V_t' – випадкова величина відхилення Z на одиницю зміни параметра під впливом зовнішніх чинників.

Величина V_c має розмірність – одиниця вимірювання параметра/одиниця напрацювання, величина V_t' у момент t розмірності не має Розмірності $f(t)$, $f_1(t)$, – відповідно одиниці напрацювання і параметра.

Перша складова $V_c f(t)$ є елементарною випадковою функцією. Всі можливі реалізації цієї функції можуть бути одержані з графіка функції простою зміною масштабу по осі ординат (рис.2.1а). Елементарна випадкова функція — це найпростіша з випадкових. В ній V_c — звичайна випадкова величина і $f(t)$ — звичайна невідповідна функція.

Лінійна випадкова функція має вигляд:

$$u(t) = V_c t + Z(t). \quad (2.3)$$

Функції (2.2) і (2.3) можуть характеризувати також зміну параметра конкретного елемента, тобто одну реалізацію. При цьому V_c є постійною, а $Z(t)$ – випадковою величиною в момент t . У разі гладких, або відносно гладких зростаючих реалізації відхилення параметра стану елемента, а також при наближеному обліку реального процесу зміни параметра складова $Z(t)$ можна прирівняти нулю. Тоді

$$u(t) = V_c t. \quad (2.4)$$

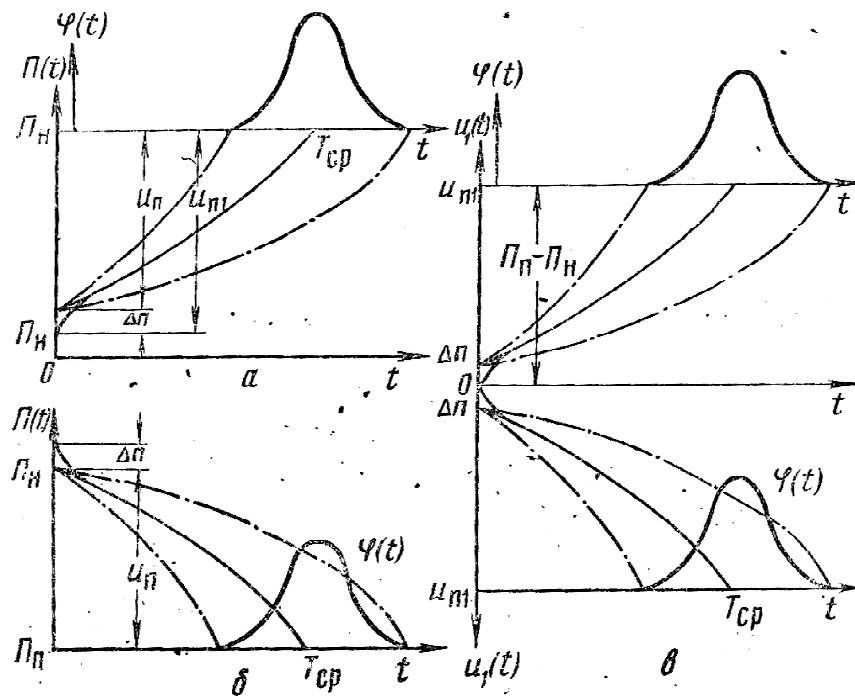


Рисунок 2.1 – Параметри технічного стану з верхнім (а), нижнім (б),
двохстороннім (в) межами відхилення [3]

Проста функція (2.4) називається базовою [1]. Різні варіанти випадкової функції зміни параметра виходять шляхом послідовного ускладнення цієї функції.

Коефіцієнт варіації випадкової величини, одержуваної при фіксованому значенні t_i елементарної випадкової функції $V_c f(t_i)$, є величина постійна, рівна коефіцієнту варіації випадкової величини V_c .

У формулі (2.3) $Z(t) = V_i f_1(t)$ є функцією відхилення фактичних значень параметра від усередненої гладкої теоретичної кривої. При цьому V_c можна розглядати в часі як Гаусовий центрований стаціонарний або нестаціонарний процес [13]. Гаусовим він є тому, що в будь-якому перетині (у будь-який момент часу t значення функції є випадкова величина, що підкоряється нормальному розподілу. Математичне сподівання випадкової функції в будь-

якому перетині рівне нулю, тому процес є центрований. Стаціонарність процесу характеризується однаковим середнім квадратичним відхиленням випадкової величини в будь-якому перетині, а також залежністю кореляційної функції, тільки від різниці напрацювання (часу), відповідного цим перетинам.

Перший доданок функції (2.2) строго монотонно зростає залежно від напрацювання. Цю якість використовують для цілей прогнозу [5].

Характер зміни параметра елемента визначається детермінованою функцією $f(t)$. Вона може бути різною. Критерієм вибору тієї або іншої функції (лінійної, показникової, експоненціальної, дробово-лінійної, багаточленної n -го ступеня та ін.) служить близькість значень апроксимуючої функції фактичним реалізаціям зміни параметра стану елемента. Тут недостатньо хорошої згоди математичного сподівання з середньою експериментальною кривою. Необхідно одержати також згоду системи теоретичних кривих з системою реалізації. При недостатній близькості системи теоретичних кривих одержують різке збільшення коефіцієнтів варіації зміни параметра і ресурсу елементів, що знижує ефективність прогнозування показників машин. Таким чином, як критерії апроксимації тут виступають коефіцієнти варіації. Коефіцієнт варіації ресурсу елементів є більш інформативний, оскільки результат обчислення на всьому діапазоні зміни параметра з урахуванням характеру цієї зміни. Коефіцієнт же варіації зміни параметра може локально відображати ступінь апроксимації тільки на одному або декількох ділянках.

При апроксимації функції зміни параметра враховують припрацювання деталей машини, протягом якої спостерігається короткочасне різке збільшення зміни параметра. Проте найбільший інтерес представляє не ділянку припрацювання, а ділянку зміни параметра, яка є близька до граничного значення, оскільки тут формуються відмови елементів. Тому найбільший ступінь апроксимації є бажаним в діапазоні від кінця припрацювання до досягнення параметром граничного відхилення — u_g . В

більшості випадків в цілях досягнення достатнього збігу на згаданому діапазоні теоретичних і експериментальних кривих ділянкою припрацювання можна нехтувати, тобто на цій ділянці не апроксимувати зміну параметра. Тоді характер функції зміни на ділянці припрацювання можна умовно прийняти таким же, як і на інших ділянках:

$$u_1(t) = V_c f(t) + Z(t) + \Delta\Pi, \quad (2.6)$$

де $\Delta\Pi$ — показник, що характеризує припрацювання елемента, чисельно рівний значенню ординати при $t=0$.

Ця функція забезпечує хорошу апроксимацію відхилення параметра від кінця періоду припрацювання до моменту досягнення граничного відхилення u_g . Показник вимірюють в одиницях параметра.

У зв'язку з відносно невеликою зміною параметра в період припрацювання в порівнянні з u_g варіація показника $\Delta\Pi$, що є по своїй природі випадковим, виявляється величиною другого порядку, яку можна не брати до уваги. Це дозволяє розглядати показник $\Delta\Pi$ як детерміновану величину.

У разі $Z(t)=0$ умова існування елементарної випадкової функції зміни параметра $u(t)$ зберігається при перенесенні члена $\Delta\Pi$ в ліву частину виразу (2.6). Наприклад, лінійна апроксимація зміни параметра з ділянкою припрацювання:

$$u_1(t) = V_c t + \Delta\Pi, \quad (2.7)$$

матиме вид $u(t) = u_1(t) - \Delta\Pi = V_c t$, що приводить до базової функції (2.4).

При використуванні показникової функції зміна параметра складе:

$$u_1(t) = V_c t^\alpha + Z(t) + \Delta\Pi, \quad (2.8)$$

при $Z(t)=0$, $u(t) = u_1(t) - \Delta\Pi = V_c t^\alpha$;

$t, \alpha, V_c > 0$,

де α — показник степеня, який визначає характер зміни параметра.

У формулі (2.8) V_c можна розглядати як швидкість зміни параметра при $t=1$, яка зменшена в α раз. Насправді, після диференціювання виразу (2.8) по t :

$$\frac{\partial [u(t)]}{\partial t} = \alpha V_c. \quad (2.9)$$

При $\alpha=1$ і $Z(t)=0$ апроксимуючий вираз представляє елементарну випадкову лінійну функцію. В цьому випадку швидкість зміни параметра для конкретного елемента протягом терміну служби є постійною. При $\alpha>1$ і $0<\alpha<1$ елементи мають відповідно безперервні строго монотонно зростаючу і убуючу швидкості зміни параметра стану елемента. Крива відхилення параметра в першому випадку буде увігнутою, в другому — опуклою вгору. Неважко бачити, що показникова функція зміни параметра володіє достатньою універсальністю. Коефіцієнтів у цієї функції є небагато, і всі вони мають чіткий фізичний сенс. Тому функцію зручно використовувати для практичного прогнозування ресурсу технічного об'єкта.

Досягнення параметром граничної величини обумовлює відмову елемента. Густина розподілу напрацювання повністю визначають на основі теореми перетворення випадкових величин [11]. Наприклад, в базовій функції $u(t)=V_c t$ член V_c — випадкова величина з густиною розподілу $\phi_0(V_c)$. Ресурс елемента, що має швидкість відхилення параметра V_c , виражається прямою функцією:

$$t=u_g/V_c; \quad u_g, \quad V_c>0. \quad (2.10)$$

Тоді густину розподілу ресурсу при фіксованому граничному відхиленні і знаходять як функцію випадкового аргументу:

$$\phi(t) = \phi_0 [R(t) | R'(t)], \quad (2.11)$$

де $R(t)$ – зворотна функція $V_c=u_g/t$;

$R'(t)$ – похідна по цій функції по t .

З урахуванням виразу (2.11) густина розподілу ресурсу елемента при степеневій функції зміни параметра і нормальному розподілі ресурсу елемента:

$$\varphi(t) = \frac{u_g \alpha}{\sqrt{2\pi\sigma_v} t^{\alpha+1}} \exp \left[-\frac{(u_g/t^\alpha - m_v)^2}{2\sigma_v^2} \right]. \quad (2.12)$$

При прогнозуванні по середній статистичній зміні параметра сукупності однойменних елементів V_c і V_c' є випадковими незалежними величинами у момент часу t . При прогнозуванні по реалізації зміни параметра конкретного елемента V_c є постійною величиною для цього елемента, а V_t' – випадкова. У разі гладких реалізації зміни параметра $V_t' = 0$.

На відміну від величини V_c , постійної для конкретного елемента, V_t' може приймати різні значення, змінюючись з часом. Тому при $V_t' \neq 0$ реалізації зміни параметра мають вид нерівних ламаних кривих. З урахуванням рівняння (2.12) функція (2.8) має вигляд:

$$u(t) = V_c t^\alpha + V_t' V_c t^\alpha = V_c (1 + V_t') t^\alpha. \quad (2.13)$$

Аналогічно можна записати й інші апроксимуючі відхилення параметра функції і виводять оцінки ресурсу елемента. Проте використання різних апроксимуючих функцій має разом з відомими перевагами (підвищення точності апроксимації і прогнозу) серйозний недолік. Кожна функція вимагає своїх прийомів обчислення, прогнозування стану машин, вживання відповідних формул, таблиць і номограм, що різко ускладнює процес прогнозування.

Тому після вибору і знаходження коефіцієнтів будь-якого апроксимуючого виразу перетворюють його в одну певну функцію, для якої розробляють апарат прогнозування, таблиці, номограми тощо. Це єдиний шлях використання широкого класу апроксимуючих виразів при відносно

невеликому математичному і іншому забезпеченні прогнозування. Як перетворена функція вибирають найпростішу функцію — базову (2.4).

2.2 Теоретичні основи прогнозування ресурсу елементів

2.2.1 Вибір виду прогнозування. Прогнозування з оптимізацією показників машин можливе при наступній логічній послідовності:

- процеси зміни параметрів стану;
- відмови складових частин;
- ремонт і технічне обслуговування машини;
- визначення вартісних характеристик ремонту і технічного обслуговування машини;
- видача прогнозованих показників.

При цьому в першу чергу необхідно мати свій в розпорядженні функції зміни параметрів технічного стану машин.

Оптимізація одних показників при прогнозуванні здійснюється шляхом управління іншими – прогнозуючими. Як управляючі прогнозуючі показники в технічному обслуговуванні і ремонті виступають технічні вимоги на операції ремонту і обслуговування, відхилення параметрів (допустимий знос) і міжконтрольне напрацювання складових частин, що зокрема допускаються, – деталей, спряжень, механізмів. Аналіз чинників, що роблять вплив на надійність і довговічність ремонтіваних елементів машин, показує, що безпосередньо і направлений можна змінювати при ремонті і технічному обслуговуванні в першу чергу ці два показники. Останнє обумовлює обов'язкове врахування впливу відхилення параметрів і між контрольного напрацювання елементів, що допускається, на процес і наслідки зміни параметрів.

Зміна параметрів стану елементів машин відбувається випадково. Наслідки зміни параметрів спостерігаються у вигляді відмови або попереджувального відновлення (заміни) елемента, що також носить

характер вірогідності. Тому кожний елемент машин має вірогідність відмови, попереджувальної заміни (регулювання) і середнього ресурсу. Ці характеристики залежать від управляючих показників.

Економічна оцінка вірогідності відмови і попереджувальних операцій полягає у встановленні витрат по усуненню наслідків відмови, проведенню попереджувальних замін, регулювань і перевірки елемента (діагностика, дефектація).

Сума витрат, пов'язаних з усуненням наслідків втрати працездатності всієї машини або її основних агрегатів і з попереджувальними операціями, визначає вартісну характеристику ремонту машини або її агрегатів.

Операції відновлення елементів можуть бути по потребі після відмови, попереджувальними по напрацюванню або часу роботи і по стану. Операції по потребі виконують при досягненні або перевищенні параметром стану граничної величини. Попереджувальні операції по напрацюванню проводять незалежно від зміни параметрів елементів. До них відносяться періодичні контрольні і діагностичні операції, а також операції очищення, заправки, змазування. Попереджувальні за станом операції виконують при перевищенні параметрами стану величин, що допускаються (заміна деталей і сполученні із зносом що більше допускається і т. п.).

При прогнозуванні показників технічного стану машин враховують всі категорії відновних операцій. Операції по потреби, попереджувальні по напрацюванню і стану характеризуються відповідними величинами допустимого відхилення параметра:

$$D \geq u_g; \quad D=0, \quad 0 < D < u_g. \quad (2.14)$$

Елементи відновлюють в процесах щоденного (змазування підшипників, кріплення деталей) і періодичного обслуговування (заміна фільтруючого елемента, розпилювача форсунки тощо); поточного (заміна поршневих кілець, притирання клапанів газорозподільного механізму тощо) і

капітального ремонту (заміна поршневої групи, шліфування колінчастого валу двигуна тощо).

У всіх випадках, окрім випадку капітального ремонту, переважають відновні операції, що не вимагають великої трудомісткості. В процесі безрозбірного контролю стану елементів, тобто в процесі діагностики машини, використовують систему значень допустимих параметрів стану елементів. Ці значення визначають середньостатистичним методом прогнозування, враховуючи *задане міжконтрольне напрацювання*. Попереджувальні операції і операції по потребі проводять в цьому випадку в господарстві, де експлуатують машини.

Капітальний ремонт агрегату або машини в цілому проводять при необхідності виконання складних і трудомістких операцій по потребі для відновлення ряду елементів. Його здійснюють на спеціалізованих підприємствах і супроводжується він значними матеріальними витратами. Тому слід якомога повніше використовувати ресурс основних елементів, що визначають постановку агрегату або машини на капітальний ремонт. Для цих елементів при діагностиці необхідно індивідуально встановлювати (прогнозувати) їх залишковий ресурс або відхилення параметра, що допускається.

Таким чином, використовують два методи прогнозування: по середній статистичній зміні параметра елемента, відмінного невеликою трудомісткістю відновлення, і по конкретній реалізації зміни параметра елемента, відмова якого визначає капітальний ремонт агрегату або машини.

Теорія прогнозування містить правила і прийоми встановлення прогнозу широкої номенклатури показників технічного стану і надійності машин (оптимальні відхилення параметрів, що допускаються, періодичність обслуговування елементів, міжремонтний ресурс, вірогідність безвідмовної роботи, витрата запасних частин і т. д.). Прогнозування з оптимізацією кожного показника вимагає специфічних правил, прийомів і інформації.

Система знань про їх логічне узагальнення, уніфікації і систематизації — це суть теорії прогнозування технічного стану машин.

Дослідження направляють на створення універсальних простих типових компонентів для побудови прогнозу будь-якого показника. Такими простими компонентами служить вірогідність відмови і попереджувальних операцій, середній ресурс деталей і сполученні, механізмів, число їх перевірок залежно від управляючих показників; витрати, пов'язані з усуненням наслідків відмови, виконанням попереджувальних операцій, діагностикою і т.д.

Методологічною основою такого прогнозу є принцип «від простого до складного». Його діалектично поєднують з вивченням інтегрального характеру прогнозу як результату направлено вживання універсальних типових компонентів, їх «складання». Одночасно з цим застосовують інший якісно відмінний принцип синтезу – перехід від прогнозу показника елемента до прогнозу показника машини в цілому.

При синтезі прогнозу нормують показники з урахуванням зональної, старіння машин, а також зв'язку між деталями, сполученнями і складальними одиницями машини. Зв'язок може бути детермінованим, стохастичним або бути взагалі відсутній (найпростіший випадок).

Прогнозування конкретного показника стану і надійності за наявності типових компонентів починають з складання цільової функції при певному критерії оптимізації. Цільова функція дає уявлення про прогнозовані і прогнозуючі показники, критерій оптимізації, типові компоненти прогнозування і необхідні характеристики.

Як критерій оптимізації частіше за все використовують універсальний економічний критерій, яким є мінімум питомих витрат (на одиницю напрацювання машини).

При прогнозуванні дотримують наступну логічну послідовність (рис. 2.2), Складають цільову функцію оптимальних прогнозованих показників. Встановлюють характеристики функції зміни параметрів стану елементів машин. Визначають вірогідність відмови, попереджувальних операцій, числа

перевірок і середнього ресурсу елементів машин залежно від характеристик функції зміни їх параметрів стану, управляючих показників. Підраховують вірогідні питомі витрати, пов'язані з усуненням наслідків відмови, проведенням попереджувальних операцій і діагностикою елементів. Проводять розрахунки, визначають оптимальні величини прогнозованих показників, складають номограми і таблиці. На підставі одержаних результатів синтезують прогнози.

Для знаходження вірогідних питомих витрат, обумовлених критерієм оптимізації, на основі техніко-економічного аналізу визначають витрати, пов'язані з усуненням наслідків однієї відмови і проведенням попереджувального відновлення, перевірки елемента. Одержані величини множують на відповідні значення вірогідності відмови, попереджувального відновлення і число перевірок і ділять на середній ресурс елемента.

В процесі визначення оптимальних значень прогнозованих показників використовують ПЕОМ. При синтезі прогнозів велику увагу надають виявленню і обліку зв'язків між змінами параметрів стану елементів. Зв'язки встановлюють техніко-економічним аналізом.

2.2.2 Прогнозування по середній статистичній зміні параметра. Цей метод прогнозування застосовують за відсутності інформації про напрацювання конкретного елемента у минулому; встановленні відхилення параметра елементів, який відновлюють в процесі технічного обслуговування або поточного ремонту, що допускається; неможливості використовувати метод прогнозування по реалізації через організаційні труднощі.

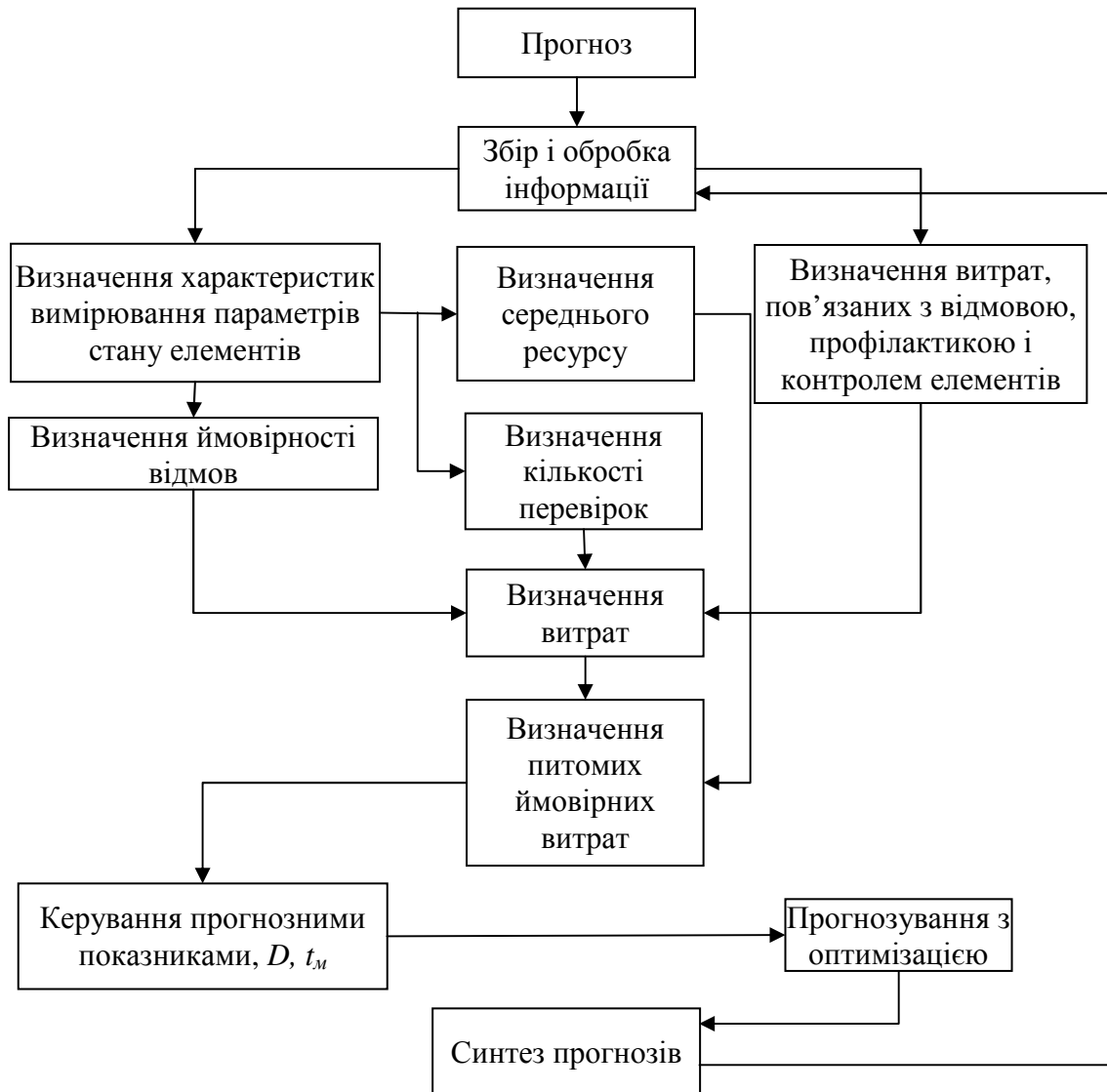


Рисунок 2.2 – Схема прогнозування і оптимізації показників надійності автомобілів

Цільова функція – відхилення допустимого параметра стану елемента, найважливішого показника, що є основою всіх вимог на ремонт і має вигляд:

$$G =_{0 \leq D \leq u_g} \left\{ \frac{AQ(D)}{T_c(D)} + \frac{C[1 - Q(D)]}{T_c(D)} \right\}, \quad (2.15)$$

де $Q(D)$ — вірогідність відмови елемента за термін його служби залежно від допустимого відхилення параметра D ;

T_c – ресурс елемента, що фактично використовується, по параметру залежно від, напрацювання;

A , C — середні дискретні витрати, пов'язані з усуненням наслідків відмови і попереджувальним відновленням елемента по параметру, грн.

Витрати A включають витрати C . В C входять витрати на діагностування елемента A відрізняються від C витратами на додаткові ремонтні роботи від простою машини при усуненні наслідків відмови.

Перший доданок функції (2.15) характеризує питомі вірогідні витрати, пов'язані з усуненням наслідків відмови елемента, друге — з попереджувальним відновленням (заміною) елемента по параметру.

Цільова функція як відхилення параметра, так і періодичності діагностики, що допускається, буде:

$$G = \min_{0 \leq D \leq u_g} \left\{ \frac{AQ(D, t_m)}{T_c(D, t_m)} + \frac{C[1 - Q(D, t_m)]}{T_c(D, t_m)} + \frac{BK_g(D, t_m)}{T_c(D, t_m)} \right\}, \quad (2.16)$$

де B і K_g — витрати, пов'язані з діагностикою, і число перевірок елемента залежно від відхилення діагностичного параметра і періодичності діагностики, без урахування перевірок при попереджувальному відновленні і усуненні наслідків.

Цільова функція (2.16) враховує те, що у момент досягнення параметром стану складової частини граничного значення, що характеризує відмову, машину зупиняють в міжконтрольний період і складову частину замінюють (відновлюють). Це спостерігається при явно виражених ознаках відмови. За відсутності таких ознак момент настання прихованої відмови не співпадає з моментом відновлення складової частини. Невідповідність моментів відмови і відновлення характеризується вірогідністю Q_y усунення наслідків відмови або його виявлення в між контрольному періоді. За наявності цієї вірогідності частину складових частин, що відмовили, відновлюють після чергової діагностики, що збільшує ресурс, що фактично використовується, на величину, що визначає середнє напрацювання від моменту появи прихованої відмови до відновлення складової частини.

Прихована відмова – досить поширене явище. Він зустрічається у зубчатих передачах і підшипниках трансмісії, поршневих кільцях, клапанах газорозподілу, паливних і оливних фільтрів дизеля тощо.

Функція (2.16) не враховує безперервні витрати, пов'язані з погіршенням роботи складової частини (збільшення витрати масла, палива, зниження продуктивності машини, підвищення втрат урожаю і т. п.). З урахуванням вірогідності усунення наслідків відмови в міжконтрольному періоді і безперервних витрат цільова функція (2.16) у після перетворень набуде вигляду:

$$G = \min_{0 \leq D_0 \leq 1} \left\{ C \frac{(A_0 - 1)Q_y(D, t_m) + B_0 K_g(D, t_m) + 1}{T_0(D, t_m)} + \frac{S(D, t_m, Q_y)}{T_0(D, t_m) + \Delta t_0} \right\}, \quad (2.17)$$

де A_0, B_0 — дискретні витрати A і B в одиницях і частках витрат C ;

$A_0 = A/C$; $B_0 = B/C$; $T_0(D, t_m)$ — ресурс складової частини і середнє напрацювання, що фактично використовується, від моменту появи її відмови до відновлення в одиницях і частках між контрольного напрацювання;

D_0 — відхилення допустимого параметра, в частках граничного відхилення.

Нормування величин дозволяє зменшити число аргументів функції (2.17) і розширити область її вживання. Термін "ресурс, що фактично використовується", звичайно застосовують до невідновлюваних по даному параметру елементів [12]. У тому випадку, коли елемент відновлюють по регульованих зазорах в сполученнях, натягненню ременів, ланцюгів, моменту подачі палива, тиску спрацьовування редуційного клапана і т. п., слід використовувати термін напрацювання, що «фактично використовується, повністю». В цілях спрощення застосуємо перший термін.

Зв'язок аргументів функції (2.17) з показниками динаміки зміни параметра може бути показана на спрощеному прикладі лінійних реалізації

параметра стану складової частини з розсіюванням швидкості його зміни (рис. 2.3).

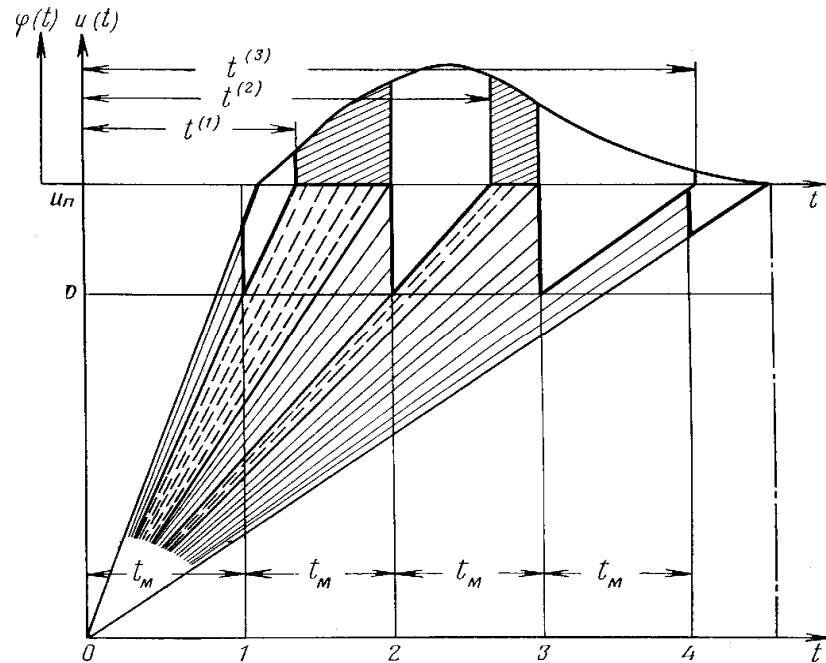


Рисунок 2.3 – Реалізація зміни параметра технічного стану

Точки перетину реалізації параметра з прямою відповідної граничному відхиленню, формують безперервну густину розподілу технічного ресурсу складової частини по параметру. За наявності допустимого відхилення параметра D , випадкова величина технічного ресурсу стає дискретно-безперервною. Дискретність з'являється унаслідок заміни (регулювання або іншого відновлення номінального значення параметра) складової частини з відхиленням параметра більше D у момент t_m , $2t_m$, $3t_m$ і т.д. Складові частини повинні були відмовляти у відповідних інтервалах. Проте в результаті контролю (діагностика) при технічному обслуговуванні вони були попереджувально відновлені.

Складові частини, відхилення параметрів стану яких що менше допускається, відмовляють далі по досягненню граничного відхилення унаслідок відносно великої швидкості зміни параметра (зношування). Вірогідність відмови таких складових частин відповідає заштрихованим

площам, обмеженим кривою розподілу технічного ресурсу t_m , $2t_m$, $3t_m$ і інтервалами.

У міру збільшення D і наближення її до u_g вірогідність попереджувальної заміни зменшується, а вірогідність відмови (заштрихована площа) росте. Вірогідність відмови, витрату запасних частин можна збільшити або зменшити в 2...3 рази, змінюючи технічні вимоги на обслуговування і ремонт.

Наприклад, в таблиці 2.2. представлені результати управління відхиленням зазору при різній періодичності контролю сполучення гільза - плунжер паливного насоса високого тиску дизельного двигуна [5]. При допустимому відхиленні зазору, рівному нулю, ймовірність відмови також дорівнює нулю, а ступінь використання ресурсу досягає 33 і 17%. При допустимому відхиленні зазору, що дорівнює граничному, ймовірність відмови дорівнює одиниці, однак ступінь використання ресурсу деталей дорівнює 100%. Таким чином, при $D=u_g$ або $D=1$ фактично використаний ресурс по параметру досягає свого максимального значення, тобто $T_{cp}(D=u_g=T_{cp})$ або в одиницях міжконтрольної напрацювання $T_O = T_{cp}/t_m$.

З аналізу таблиці 2.2 видно, наскільки сильно, за інших рівних умов, технічні вимоги впливають на можливість безвідмовної роботи та ресурс складової частини за параметром. Ймовірність відмови, витрати запасних частин можна збільшити або зменшити у 2...3 рази, змінюючи технічні вимоги на обслуговування та ремонт.

Граничний знос, зазор у сполученні, що обумовлюють втрату працездатності складової частини машини, в більшості випадків встановлюють відносно легко за технічними критеріями (зменшення цементаційного здаю робочої поверхні деталей, граничного збільшення прогину ремня, падіння тиску палива тонкого очищення або повітря, за повітродійником і т. д.). Неправильно встановлене. допустиме відхилення параметра виявляється з «великим запізненням — по різкому збільшенню

потоків відмов», – витрати запасних частин, попереджувальних операцій з регулювання та заміни складових частин.

Таблиця 2.2 – Вплив допустимого відхилення параметра та міжконтрольного напрацювання на показники надійності спряження

Допустиме відхилення параметра в долях граничного D_0	Середній ресурс спряження в одиницях міжконтрольного пробігу ($\alpha=1$; $\nu = 0,5$)					
	$T_0=3$			$T_0=6$		
	Ймовірність відмови $Q(D, l_m)$	Фактично використаний ресурс $T_0(D, l_m)$	Степінь використання ресурсів, %	Ймовірність відмови $Q(D, l_m)$	Фактично використаний ресурс $T_0(D, l_m)$	Степінь використання ресурсів, %
0,00	0,00	1,000	33	0,00	1,000	17
0,40	0,00	1,640	55	0,00	2,890	48
0,50	0,00	2,010	67	0,00	3,480	58
0,60	0,16	2,315	77	0,00	4,110	68
0,70	0,26	2,570	85	0,01	4,710	78
0,80	0,44	2,783	93	0,09	5,289	88
0,90	0,70	2,938	98	0,43	5,789	96
1,00	1,00	3,000	100	1,00	6,000	100

Аналізуючи рис. 2.3, можна вивести формулу ймовірності відмови в залежності від технічних вимог D і t_m при лінійній зміні параметра, Якщо щільність розподілу ресурсу – $\varphi(t)$ при $B=u_g$. Ймовірність відмови у i -му експлуатаційному періоді:

$$q_i(D, t_m) = \int_{t_{i-1}}^{it} \varphi(t) dt, \quad (2.18)$$

де $t_{i-1}=(u_g/D)(i-1)t_m$.

Граничний знос, зазор в sprzęженні, обумовлюючи втрату працездатності складової частини машини, в більшості випадків встановлюють відносно легко по технічних критеріях (зменшенню цементації робочій поверхні деталей, граничному збільшенню прогинання паса приводу, падінню тиску палива за фільтром тонкого очищення або повітря за очисником повітря тощо). Неправильно ж встановлене відхилення допустимого параметра що, виявляється з великим спізненням — по різкому збільшенню потоку відмов, витрати запасних частин, попереджувальних операцій по регулюванню або заміні складових частин.

2.3 Методика визначення числа заміन змінних елементів

Вибір оптимальної стратегії технічного обслуговування і ремонту (ТОР) для i -ої складової частини у випадку критерію максимальної ймовірності безвідмовної роботи при заданому t_m і керуючому показнику D здійснюється за допомогою цільової функції:

$$L_i^p = \max_{0 \leq D_{0i} \leq 1} \left(1 - \frac{Q_i(D)}{T_{oi}(D)} \right), \quad 1 \ll T_0. \quad (2.19)$$

При обліку n незалежних параметрів стану машини:

$$L_m^p = \max_{0 \leq D_{0i} \leq 1} \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{Q_i(D)}{T_{oi}(D)} \right). \quad (2.20)$$

Дріб у дужках представляє середню ймовірність відмови за міжконтрольний період t_m . Цей період повинний бути однаковий для всіх n параметрів стану. У тому випадку, коли він різний, для приведення всіх ймовірностей до одного розрахункового періоду t_m^p множать дріб у круглих дужках виразу на коефіцієнт $K = t_m^p / t_{mi}$, де t_{mi} — міжконтрольний період

перевірки i -го параметра відповідної складової частини, що відрізняється від розрахункового t_m^p .

У приведених виразах (2.19-2.20) враховується тільки ймовірність відмови, а ймовірність попереджувальної заміни (відновлення) складової частини не приймається в увагу.

Обраний критерій, що найчастіше відноситься до параметрів стану складових частин, що впливають на безпеку роботи, обумовлює застосування відповідної цільової функції. Аргументи цієї функції знаходять по спеціальних таблицях відповідної функції розподілу, номограмам, або по формулах [7]. Визначення D^{opt} за прийнятим критерієм за допомогою формул знижує середню ймовірність відмови. Тому переважніше користатися таблицями і номограмами [14].

У ряді випадків має сенс розглядати ймовірність безвідмовної роботи окремо для функціональних і ресурсних параметрів, тому що наслідку відмов по цих параметрах усувають у сферах ТО і ремонту. При необхідності можна усі відмови згрупувати по складності, як це прийнято при оцінці надійності автомобілів.

Потік відмов формується в результаті відмов елементів протягом певного напрацювання. Параметри потоку функціонально зв'язані з параметрами розподілу ресурсу елементів. При врахуванні розподілу ресурсу елементи, що відмовили, вибувають і їхнє число поступово зменшується. З урахуванням потоку відновлення елементи, що відмовили, замінюють на інші чи відновлюють (регулюють) по параметрі u , число їх залишається незмінним. В міру відновлення значної частини елементів щільність відновлення зростає, потім трохи знижується і здобуває властивість стаціонарності, тобто прагне до свого постійного значення, рівному $1/T_{cp}$. На відміну від щільності відновлення щільність розподілу ресурсу (крива 1) спочатку зростає, а потім убуває.

Отже, потік відмов має дві основних ділянки: нестационарний, коли щільність відновлення зростає, і стаціонарний, коли щільність відновлення

постійна. На практиці стаціонарним приймають ділянка, починаючи з такого моменту T експлуатації машини, коли $T=(1,5...2) T_{cp}$.

Якщо повний термін служби машини перевищує ресурс складової частини по параметрі в 2 рази, оптимальне допустиме значення параметра, як і оптимальні значення інших керуючих показників, знаходять по таблицях і номограмам. При цьому величину $Q(D)/T_0(D)$ розглядають як середню імовірність відмови в межкоонтрольному періоді складової частини. В інших випадках враховують нестационарна ділянка відмов, використовують ряд положень теорії відновлення.

Для визначення середньої імовірності відмови з урахуванням нестационарної ділянки відновлення варто розглянути функцію відновлення $Q_e(T, D, t_m)$, що характеризує середнє число відмов елементів за період T по параметрі з відхиленням, що допускається D , контрольованим з періодичністю t_m . Середня імовірність відмови за період

$$q_e = \frac{Q_e(T, D, t_m) t_m}{T}, \quad (2.21)$$

$$\text{або при } T_e = T/t_m$$

$$q_e = \frac{Q_e(T, D, t_m)}{T_e}. \quad (2.22)$$

При заміні дробу у виразах (2.21-2.22), для i -ї складової частини при заданому t_m маємо^

$$L_i^p = \max_{0 \leq D_0 \leq 1} \left(1 - \frac{Q_e(T, D, t_m)}{T_e} \right).$$

При переході від функції розподілу до функції відновлення $Q_e(T, D)$ враховують, що по тому самому елементі існує два потоки відновлення: елементів, що відмовляють, і превентивно замінних. На стаціонарній ділянці при цьому справедливе рівняння:

$$\frac{1}{T_0(D, t_m)} = \frac{Q(D, t_m)}{T_0(D, t_m)} + \frac{1 - Q(D, t_m)}{T_0(D, t_m)}, \quad \lambda_\Sigma = \lambda_1 + \lambda_2. \quad (2.23)$$

Права частина рівняння являє собою щільність відновлення об'єднаного процесу, що складається з потоку елементів, що відмовляють, із щільністю чи відновлення параметром потоку:

$$\lambda_1 = \frac{1}{T_e^o} = \frac{1}{\frac{T_0(D, t_m)}{Q(D, t_m)}}, \quad (2.24)$$

і потоком превентивно замінних елементів із щільністю відновлення:

$$\lambda_2 = \frac{1}{T_e^e} = \frac{1}{\frac{T_0(D, t_m)}{1 - Q(D, t_m)}}, \quad (2.25)$$

де T_e^o і T_e^e — середній умовний ресурс відмовляючих і запобіжних замінних елементів, що утворюють об'єднаний потік відновлень із середнім ресурсом $T_0(D, t_m)$. При $D = u_n$ або $D_0 = 1$ $T_0(D, t_m) = T_0$, а $Q(D, t_m) = 1$

Безпосередній розрахунок функцій відновлення що відмовляють запобігливо замінних елементів дуже трудомісткий. Тому розроблені відповідні номограми, які будуються за результатами обчислень комп'ютерними програмами для нормального і вейбуловського розподілу ресурсу елементів для визначення числа відновлень/заміни елементів [25].

З метою зменшення вихідних величин, що варіюють, проведене їхнє нормування. Для цього наробіток T і середній фактично використовуваний ресурс виражають у вигляді безрозмірного відношення:

$$V = \frac{T}{T_{cp}(D, t_m)} = \frac{T_e}{T_o(D, t_m)}.$$

Крім того, використовують показник q , що характеризує ступінь відновлення ресурсу елемента по розглянутому параметрі, – відношення фактично використовуваного ресурсу заміненої складової частини до

фактично використовуюваного ресурсу нової вихідної при тому самому значенні D_0 . У даному випадку показник q враховує якість ТОР і ступінь старіння агрегату і машини (рис.2.4).

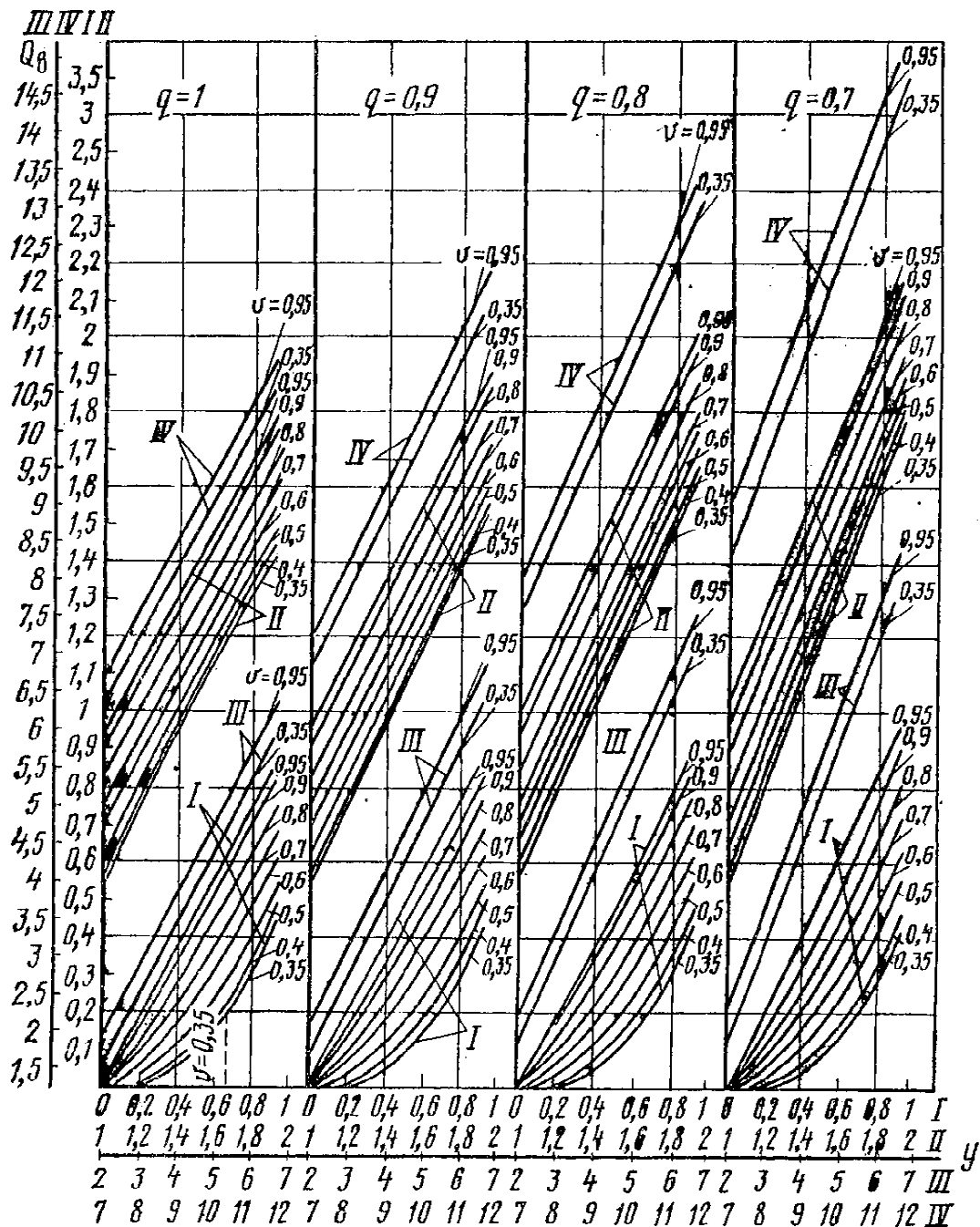


Рисунок 2.4 – Номограма для визначення числа замін змінних частин при нормальному законі розподілу ресурсу

Номограма на рисунку застосовується при коефіцієнті варіації ресурсу до 0,33. При більшому коефіцієнті варіації використовують іншу номограму, яка характерна для закону розподілу Вейбулла [14]. Номограми являють собою чотири серії кривих (по числу значень q) функції відновлення. Усі

серії кривих побудовані в одній системі координат, але зрушені по горизонталі одна щодо іншої. Область зміни нормованого наробітку розділена на чотири інтервали: $0...1$; $1...2$; $2...7$; $7...12$.

Значення функції для цих інтервалів сполучені. Для перших двох інтервалів значення функції побудовані в одному масштабі, а для третього і четвертого — в іншому, більш великому. Погрішність розрахунку при побудові номограм не перевищує 3%.

Послідовність застосування номограм для визначення максимальної імовірності безвідмовної роботи відновлюваного елемента за період t_m з урахуванням нестационарної ділянки потоку відновлення елемента полягає в наступному.

Визначають вихідні дані: t_m , T_{cp} , v , α , v_z . Користаючись таблицями і номограмами при стаціонарному потоці відмов, встановлюють $Q(D_n, t_m)$, $T_0(D_n, t_m)$ і v_1 , де D_n нормоване в частках u_n відхилення параметра, що характеризує границю постійних значень імовірності відмови в інтервалі $0...D_n$. Це відхилення зазвичай забезпечує максимальну середню ймовірність безвідмовної роботи складової частини по параметрі при стаціонарному потоці відмов.

Задаючи наробітком T (терміном служби, або пробігом), протягом якого планують експлуатувати машину, визначають по формулі безмірну величину V . Підраховують приблизно коефіцієнт варіації по формулі

$$v_1 = v(0,7 + 0,3D_0), \quad (2.25)$$

де v – коефіцієнт варіації T_0 при $D_0=1$.

Знаходять число замін елементів по номограмах у залежності від коефіцієнта варіації v_1 , ступеня старіння q і величини V . Для визначення числа елементів, що відмовляють, знайдене число потім множать на $Q(D_n, t_m)$ визначають максимальну імовірність безвідмовної роботи відновлюваного елемента.

2.4 Висновки за розділом

Положення з функціональними параметрами при збільшеній у порівнянні з існуючим міжконтрольним наробітком виявилось незадовільним по більшості параметрів стану. Для впровадження такої періодичності контролю й одержання високих значень ймовірності безвідмовної роботи варто провести ряд заходів, що забезпечують збільшення T_0 і зменшення ν .

При періодичності ТО-1, що дорівнює 5 тис. км, і ТО-2 – 20 тис. км пробігу, імовірність безвідмовної роботи двигуна автомобіля по функціональних параметрах у цілому є задовільною.

Звичайно гарний результат по показниках безвідмовності складових частин спостерігається при T_0 вище 6 і коефіцієнті варіації менше 0,4. Це варто враховувати при розробці заходів щодо підвищення надійності і встановленню періодичності ТО машин.

Використання максимальної імовірності безвідмовної роботи машини обумовлює жорсткість відхилень параметрів, що допускаються, а значить і збільшення загальних витрат. При застосуванні критерію мінімуму витрат імовірність безвідмовної роботи трохи зменшується, стає оптимальною за прийнятим критерієм. Ця закономірність просліджується при рішенні задачі оптимізації періодичності ТО.

3 ОПТИМІЗАЦІЯ МІЖКОНТРОЛЬНОГО ПРОБІГУ І ДОПУСТИМОГО ЗНАЧЕННЯ РЕСУРСНОГО ПАРАМЕТРА

3.1 Побудова системи керування роботоздатним станом

Побудова такої системи, згідно з методикою [18] передбачає декілька етапів з проведенням розрахунків на ЕОМ.

3.1.1 Етап перший. Користуючись усередненими результатами діагностування парку автомобілів (табл.3.1), встановлюємо теоретичну закономірність зміни параметра «потужність на ведучих колесах автомобіля на прямій передачі» за пробігом $Z(l)$. Коефіцієнти V та a обчислюємо методом найменших квадратів за формулами:

$$\ln V = \frac{1}{b} \left[\sum_{i=1}^n (\ln l_i)^2 \cdot \sum_{i=1}^n (\ln u_i) - \sum_{i=1}^n \ln l_i \cdot \sum_{i=1}^n (\ln l_i \cdot \ln u_i) \right], \quad (3.1)$$

$$a = \frac{1}{b} \left[n \cdot \sum_{i=1}^n (\ln l_i \cdot \ln u_i) - \sum_{i=1}^n \ln l_i \cdot \sum_{i=1}^n \ln u_i \right], \quad (3.2)$$

$$b = n \cdot \sum_{i=1}^n (\ln l_i)^2 - \left(\sum_{i=1}^n \ln l_i \right)^2 \quad (3.3)$$

$$u_i = |Z_i - Z_H|, \quad (3.4)$$

де Z_i – значення параметра, яке встановлене під час діагностування в момент напруження l_i ($i = 1, n$); n – кількість замірів; Z_H – номінальне значення параметра.

Підставивши дані, які були здобуті під час діагностування (табл.3.1), отримаємо у формулі (3.1) шукані параметри, які набувають значення $V=1,638$; $a=0,663091$. Отже, теоретична залежність зміни діагностичного параметра за пробігом має вигляд:

$$Z(l) = 30,88 + 1,638 l^{0,663091}. \quad (3.5)$$

Результати розрахунків за отриманою теоретичною залежністю $Z(l)$ разом з відповідними експериментальними даними наведені в таблиці 3.1

Користуючись моделлю передвідмовного стану (див. розділ 2), обчислимо допустиме значення параметра Z_{∂} . Для цього знаходимо значення коефіцієнта оптимальності $t=0,1$ для заданого співвідношення затрат C_{∂} і $C_{np} - 0,017$. Отже, оптимальна періодичність діагностування (3.2) матиме вигляд:

$$\tau_{onm} = l_c t = 7,5 \cdot 10^4 \cdot 0,1 = 7500 \text{ км.}$$

Пробіг (l), за якого досягається передвідмовний технічний стан агрегата, що досліджується, дорівнює $l_{\partial on} = l_c - \tau_{onm} = 7,5 - 0,75 = 6,75$ тис. км.

Допустиме значення параметра – потужність на ведучих колесах автомобіля на прямій передачі:

$$Z_{\partial}(l) = 30,88 + 1,638 l_{\partial on}^{0,663091} = 30,88 + 1,638 6,75^{0,663091} = 58,302.$$

Графічне зображення дослідних та теоретичних значень зміни діагностичного параметра за пробігом, а також l_c , $l_{\partial on}$, Z_H , Z_{∂} подані на рис. 3.1.

3.1.2. Етап другий. На даному етапі потрібно спрогнозувати працездатний стан автомобіля за сумарним кутовим зазором в зачепленнях для двох вилучених з експлуатації автомобілів Ivesco Daily. Результати діагностування на момент пробігу $l^* = 9,6 \cdot 10^4$ км першого автомобіля – $Z_l^* = 37,5$, другого – $Z_n^* = 37$ (таблиця 3.2).

Користуючись моделлю прогнозування працездатного стану автомобіля (п.2.2), розраховуємо ймовірність відсутності відмови на період до наступного діагностування, що реалізується з періодичністю виконання ТО-2 – ($l_n=20$ тис. км), тобто протягом пробігу $l^* + l_n = 11,2 \cdot 10^4$ км.

Таблиця 3.1 – Результати вимірювань діагностичного параметра

Назва діагностичного параметра, марка(модель) АТЗ		Усереднене значення діагностичного параметра за і-м вимірюванням, з періодичністю ТО-1																			
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
потужність на ведучих колесах автомобіля на прямій передачі, кВт	IVECO Daily	52,50	52,40	0,00	52,30	0,00	52,25	0,00	52,20	52,15	0,00	52,00	0,00	51,95	51,88	0,00	51,77	0,00	51,65	0,00	51,56

Таблиця 3.2 – Вихідні дані до завдання

Z_n	C_d/C_{np}	l_c	l^*	l_n	λ_o	λ_l	Z_l	Z_{II}	Q_{ab}	Q_d	v
37,5	0,017	7,5	4,8	1,6	3,7	1,85	37,5	37	1550	31	0,31

Таблиця 3.3 – Значення діагностичного параметра

l_i	Z_i	u_i	$l_n l_i$	$l_n l_i^2$	n	$l_n u_i$	$l_n u_i^2$	$l_n l_i * l_n u_i$	Z_{meop}	Z
0	52,50	0,00	0,00	0,00	0	0,00	0,00	0	52,500	52,50
0,4	52,40	0,10	-0,92	0,84	1	-2,30	5,30	2,1098	51,608	52,40
0,8	0,00	52,50	-0,22	0,05	2	3,96	15,69	-0,8838	51,088	52,40
1,2	52,30	0,20	0,18	0,03	3	-1,61	2,59	-0,2934	50,652	52,30
1,6	0,00	52,50	0,47	0,22	4	3,96	15,69	1,8616	50,263	52,30
2	52,25	0,25	0,69	0,48	5	-1,39	1,92	-0,9609	49,907	52,25
2,4	0,00	52,50	0,88	0,77	6	3,96	15,69	3,4676	49,573	52,25
2,8	52,20	0,30	1,03	1,06	7	-1,20	1,45	-1,2396	49,258	52,20
3,2	52,15	0,35	1,16	1,35	8	-1,05	1,10	-1,2211	48,958	52,15
3,6	0,00	52,50	1,28	1,64	9	3,96	15,69	5,0735	48,671	52,15
4	52,00	0,50	1,39	1,92	10	-0,69	0,48	-0,9609	48,394	52,00
4,4	0,00	52,50	1,48	2,20	11	3,96	15,69	5,8684	48,126	52,00
4,8	51,95	0,55	1,57	2,46	12	-0,60	0,36	-0,9378	47,866	51,95
5,2	0,00	52,50	1,65	2,72	13	3,96	15,69	6,53	47,613	51,95
5,6	51,88	0,62	1,72	2,97	14	-0,48	0,23	-0,8235	47,367	51,88
6	0,00	52,50	1,79	3,21	15	3,96	15,69	7,0968	47,127	51,88
6,4	51,77	0,73	1,86	3,45	16	-0,31	0,10	-0,5842	46,892	51,77
6,8	0,00	52,50	1,92	3,67	17	3,96	15,69	7,5926	46,662	51,77
7,2	51,65	0,85	1,97	3,90	18	-0,16	0,03	-0,3208	46,436	51,65
7,6	0,00	52,50	2,03	4,11	19	3,96	15,69	8,0331	46,215	51,65
8	51,56	0,94	2,08	4,32	20	-0,06	0,00	-0,1287	45,998	51,56
			24,01	41,37		25,79	154,75	39,279		
		$b=$	250,99				$\ln V=$	0,49		
		$\alpha=$	0,663091				$V=$	1,638		

Обчислимо відносну зміну діагностичного параметра кожного з автомобілів у момент діагностування l^* за формулою:

$$Z_I^0 = Z_I^* / Z_{20} = 37,5 / 33,634 = 0,643;$$

$$Z_{II}^0 = Z_{II}^* / Z_{20} = 37 / 33,634 = 0,635;$$

Ймовірності відсутності відмови для першого та другого автомобілів, відповідно, дорівнюють:

$$P_I = 0,914; \quad P_{II} = 0,914.$$

На підставі закономірності (3.5) розрахуємо значення діагностичного параметра на момент пробігу $l^* = 48000$ км:

$$Z(l^*) = 30,88 + 1,638 l^{*0,663091} = 33,634.$$

Його відносна зміна

$$[Z^0] = Z(l^*)/Z_{z0} = 0,577.$$

Ймовірність відсутності відмови в даному випадку:

$$[P] = 0,919.$$

Порівнявши значення P_I для першого автомобіля із значенням $[P]$, маємо: $P_I > [P]$. Отже, для першого автомобіля позапланові ремонтно-профілактичні втручання і заміна зношених частин є недоцільні.

Для другого автомобіля – $P_{II} < [P]$, Тому ремонтно-профілактичні втручання для цього автомобіля є доцільними. Це дасть можливість зменшити інтенсивність зношування на період до наступного діагностування.

Розраховуємо ймовірності відсутності відмови $P(n)$ у моменти планових контрольних-діагностичних перевірок з періодичністю ТО-2 (n – порядковий номер перевірки) для різних значень відносної зміни діагностичного параметра Z^0 (таблиця 3.4). Загальна кількість перевірок дорівнює $k = l_c/l_n = 7$.

На практиці зручно користуватися графічним поданням залежностей $P(n)$ за різних значень Z^0 протягом нормативного ресурсу пробігу (рисунок 3.1). В даному прикладі, для автомобілів, технічний стан яких досліджується, точки А, В і С відповідають ймовірностям $P_I, P_{II}, [P]$.

Таблиця 3.4 – Розраховані значення ймовірності відсутності відмови за лежно від k

0	1	2	3	4	5	6	7
0,1	0,948	0,884	0,808	0,724	0,634	0,544	0,457
0,3	0,937	0,861	0,775	0,682	0,587	0,494	0,408
0,5	0,924	0,836	0,738	0,637	0,538	0,444	0,361
0,7	0,909	0,807	0,698	0,590	0,488	0,396	0,316
0,9	0,891	0,773	0,654	0,541	0,438	0,349	0,275

3.1.3 Етап третій. Розрахуємо періодичність діагностування агрегатів ведучих мостів за параметром потужність на ведучих колесах автомобіля на прямій передачі. Переплануємо періодичність діагностування з моменту останньої перевірки на підставі критерію сумарного ризику.

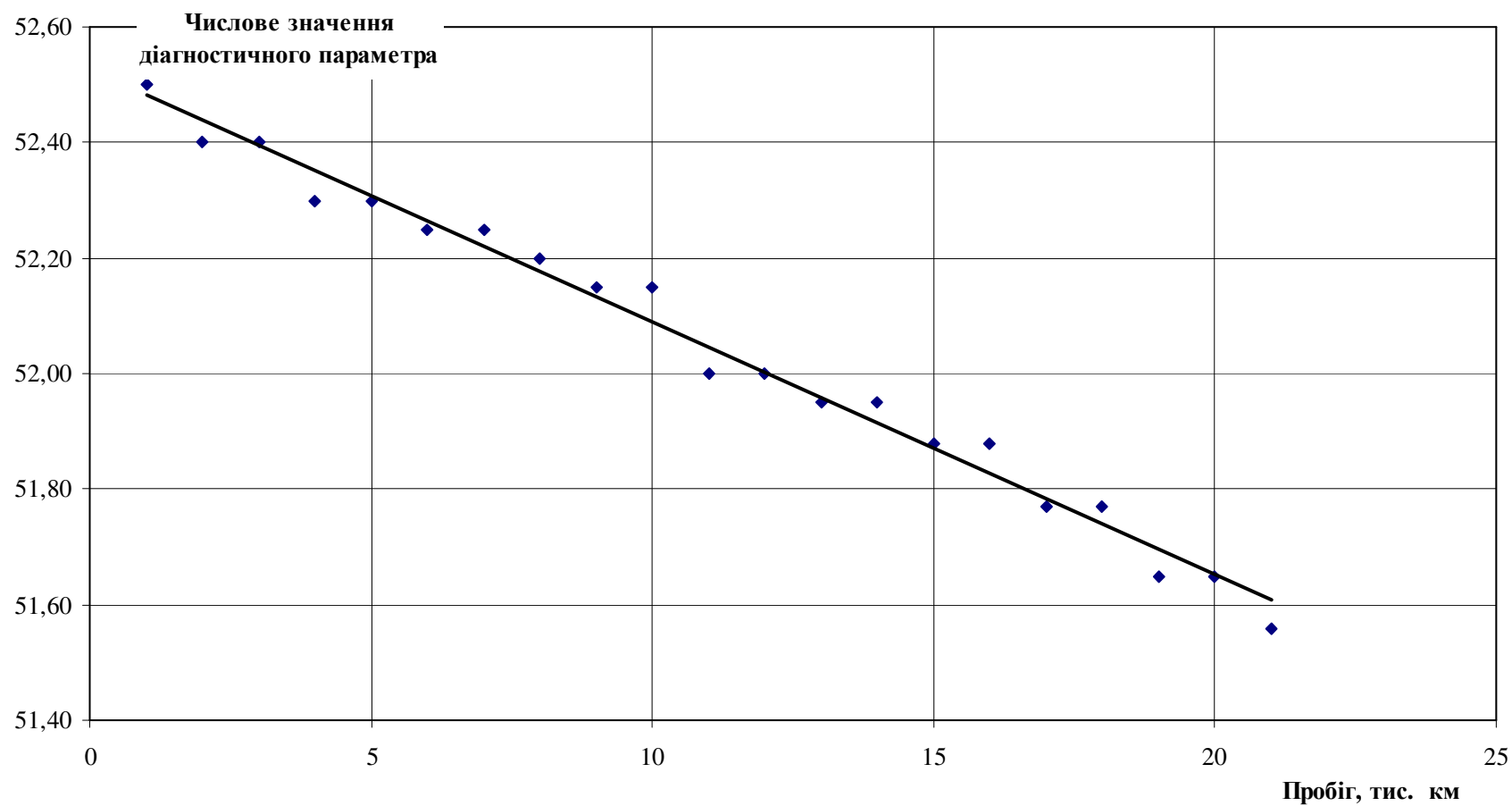


Рисунок 3.1 – Теоретична та емпірична залежності діагностичного параметра від

$$y = -0,0437x + 52,527$$

Для цього визначаємо кількість перевірок, які можна не виконувати, починаючи з моменту останнього діагностування, якщо нормативна періодичність ТО-2 $l_n = 2 \cdot 10^4$ км (загальна кількість перевірок протягом нормативного періоду пробігу досліджуваного агрегата $k = 7$).

Задавши значення коефіцієнта варіації діагностичного параметра V , затрат на ліквідацію аварійної відмови $Q_{аб}$ (грн.) та затрат на одне діагностування Q_d (грн.), номінального Z_H (таблиця 3.2) та обчисленого вище допустимого значення діагностичного параметра $Z_{до}$, визначимо мінімум функції ризику, якому відповідає оптимальна кількість перевірок k .

Результати розрахунків функції ризику для даного діагностичного параметра наведені в таблиці 3.5. Значення параметра встановлено під час діагностування першого автомобіля $Z^* = Z_I$ в момент пробігу $l^* = 48000$ км, решта величин задані в таблиці 3.5.

Таблиця 3.5 – Результати розрахунків періоду прогнозування та функції ризику

Кількість перевірок, які можна не виконувати	x_1	x_2	$\Phi(x_1)$	$\Phi(x_2)$	R
1	252,44	243,35	0,50	0,5	1631,00
2	125,71	116,63	0,50	0,5	1615,50
3	83,47	74,38	0,50	0,4772	1610,10
4	62,35	53,26	0,50	0,1915	1605,36
5	49,68	40,59	0,49	0,038	1603,40
6	41,23	32,14	0,49	0,038	1602,83
7	35,20	26,11	0,49	0,038	1602,43
8	30,67	21,58	0,49	0,038	1602,12
9	27,15	18,06	0,49	0,038	1601,89
10	24,33	15,25	0,49	0,038	1601,70

На підставі отриманих результатів (табл. 3.5), зрозуміло, що функція ризику набуває мінімального значення $R = 1601,70$ грн. при $k = 2$. Це означає, що із загального обсягу діагностичних робіт, які виконуються з періодичністю l_n , починаючи з моменту $l^* = 9,6 \cdot 10^4$ можна вилучити контрольні операції з визначення параметра – потужність на ведучих колесах автомобіля на прямій передачі автомобіля протягом наступних двох

перевірок. Одночасно визначимо залишковий ресурс агрегатів за даним діагностичним параметром:

$$l_{\text{зал}} = (k + 1) l_n = 3 \cdot 1,6 = 4,8 \text{ тис. км.}$$

Визначимо k^{opt} , що відповідає мінімальному ризику R для різних значень діагностичного параметра протягом нормативного ресурсу. Результати розрахунків наведені в таблиці 3.6.

Таблиця 3.6 – Результати розрахунків мінімального значення функції ризику та оптимальної кількості пропусків перевірок, за різних значень діагностичного параметра

Значення діагностичного параметра	$k_{\text{опт.}}$	R , тис. грн.
52,50	4	25,35
52,40	3	24,83
0,00	3	23,27
0,00	3	24,37
52,15	2	25,47
0,00	2	26,02
51,95	2	27,67
51,77	2	29,87
51,65	1	30,97
0,00	1	31,52
51,56	0	32,07

3.2 Приклад обґрунтування кількості заміन змінних елементів

3.2.1 Ресурсний параметр гідронасоса. Коефіцієнт подачі оливного насоса гідроприводу автокрана КС-6 на шасі КрАЗ-6562 має такі показники динаміки: $P_n=0,97$, $P_{гр}=0,7$; $\alpha=1$; $T_{ср}=5700$ мото-год.; $\nu = 0,8$; $\Delta P=0,02$, $D_n=0,40$. Визначимо максимальну ймовірність безвідмовної роботи оливного насоса та допустиме значення коефіцієнта подачі з урахуванням нестационарної ділянки потоку відмов при $t_m=1000$ мото-год., $q=1$ і $T=2000$ мото-годин.

Користуючись таблицею 2 довідника [4], встановлюють при $\alpha=1$ $T_0=5700/1000=5,7$; $\nu=0,8$; $D_H=0,40$; при заданому напруцюванні $T=2000$ мото-год. і коефіцієнт варіації ν_1 за формулою (2.19) $Y=2000/2962=0,68$; $\nu_1=0,66$. Знаходимо число замін елементів за номограмою (рис. 2.4), використовуючи вхідні дані Y ; ν_1 , q . Воно дорівнює 0,4.

Перемножаючи знайдену кількість замін на $Q(D,t)$ визначаємо число відмовляючих елементів: $Q_B(T,D,t_M)=0,40 \cdot 0,024=0,0096$. По формулі (2.23) визначаємо максимальну ймовірність безвідмовної роботи

$$L^p=1-Q_B(T,D,t_M)/T_B=1-0,0096/2=0,995, \text{ де } T_B=T/t_M=2000/1000=2.$$

При стаціонарному потоці відмов за формулою (2.24) $L^p=1-0,024/2,962=0,991$.

3.2.2. У разі прикладу 3.2.1 визначити ймовірність безвідмовної роботи гідроприводу при $T=5000$ мото-год. За формулою (2.24) визначаємо $Y=5000/2962=1,69$. По номограмі (рис. 2.4) знаходимо число замін, що дорівнює 1,42. Помножуючи на 0,024, визначаємо кількість гідроприводів, які відмовили за 5000 год. Воно дорівнює 0,034. Ймовірність безвідмовної роботи за цей час – 0,993.

Аналогічним чином визначаємо показники надійності ще для 17 параметрів (таблиця 3.7).

3.3 Оптимізація періодичності контролю та допустимого значення ресурсного параметру

Функція мети – питомі витрати на експлуатацію технічного об'єкта (автомобіля, його агрегата, вузла) з оптимізацією як допустимого відхилення ресурсного параметра, так і періодичності діагностування і ТО сформулюємо так:

Таблиця 3.7 – Чисельність замін змінних елементів

Назва параметра	Показатели динамики .						Ймовірність безвідмовної роботи $1-\frac{Q(D)}{T_0(D)}$
	α	T_o	ν	D_0	$Q(D)$	$T_0(D)$	
Ресурсні параметри							
Зазор між гільзою і поршнем в верхньому поясі	1,46	4,98	0,34	0,25	0,085	2,531	0,97
Зазор міжд поршневим пальцем і втулкою верхньої головки шатуна	0,85	28,98	0,64	0,50	0,000	13,42	1,00
Зазор в корінних підшипниках колінчастого вала	1,17	22,02	0,56	0,50	0,000	15,08	1,00
Зазор в шатунних підшипниках колінчастого вала	1,08	11,52	0,37	0,40	0,000	8,818	1,00
Зазор в спряженнні поршень- кільце по висоті канавки поршня	1,27	3,36	0,48	0,25 ⁴	0,05 0	1,710	0,37
Зазор в підшипнику турбокомпресора	0,80	4,20	0,47	0,40	0,030	1,800	0,98
Утопання клапана в сидлі	0,94	6,80	0,52	0,50	0,00	3,270	1,00
Зазор в спряженнні направляючая втулка-клапан	1,42	4,32	0,45	0,30	0,025	2,352	0,99
Фази газорозподілу	1,42	2,99	0,25	0,25	0,000	1,685	1,00
Засміченість повітряочисника	1,08	1,20	0,20	0,35	0,440	0,920	0,52
Засміченість оливного фільтра турбокомпресора	0,86	1,43	0,26	0,30	0,330	0,923	0,64
Степінь заповнення ротора осадом	1,05	1,27	0,37	0,30	0,330	0,922	0,64
Засміченість паливного фільтра	0,73	3,97	0,74	0,35	0,101	1,582	0,94
Кут випередження подачі палива	0,60	3,89	0,87	0,35	0,101	1,575	0,94
Тиск нагнітання палива	0,92	2,23	0,64	0,30	0,332	1,028	0,68
Тепловий зазор в клапанному механізмі	1,50	2,00	0,82	0,40	0,382	1,485	0,74

$$C(D, l_m) = \min_{\substack{0 \leq D \leq u_{cp} \\ 0 \leq l_m}} \left(\frac{Q(D, l_m)A + (1 - Q(D, l_m))B + (K(D, l_m)B)}{\bar{l}_\phi(D, l_m)} \right), \text{ грн.} \quad (3.6)$$

де D – допустиме відхилення ресурсного параметра; u_{cp} – граничне відхилення ресурсного параметра; l_m – міжконтрольний /міжремонтний/ між

черговими регламентними обслуговуваннями пробіг, тис. км; $Q(D, l_m)$ – ймовірність раптової відмови (досягнення ресурсним параметром свого граничного відхилення u_{cp}); A – витрати, пов’язані з усуненням наслідків раптових відмов; B – витрати, пов’язані з попереджувальними ремонтно-обслуговчими втручаннями; B – витрати, пов’язані з діагностуванням; $l_f(D, l_m)$ – фактичний середній пробіг до відмови, км; $K(D, l_m)$ – кількість діагностувань технічного об’єкта, що залежить від допустимого відхилення ресурсного параметра і періодичності діагностування.

Залежність питомих витрат C від допустимого відхилення ресурсного параметра D показано на рис. 3.2. Як видно з рис.3.2, у зв’язку із суперечним впливом цієї змінної на числове значення критерію існує оптимальне значення D_{opt} . Залежність питомих витрат C від міжконтрольного пробігу має подібний характер (рис.3.3). З обох залежностей зрозуміло, що D_{opt} знаходиться при певному усталеному l_m , що зумовлює дану задачу як багатокритеріальної оптимізації.

Неважко побачити, що в рівнянні (3.6) як універсальні типові компоненти для прогнозування з оптимізацією показників виступають функції вірогідності відмови, попереджувального відновлення, середнього ресурсу елементу залежно від змінних показників і інших характеристик, а також функції витрат A , B і B .

Із збільшенням відхилення допустимого параметра технічного стану, елементи будуть частіше відмовляти в процесі експлуатації і рідше піддаватися після діагностування заміні, регулюванню при технічному обслуговуванні, або ремонті. З іншого боку, чим допуск менший, тим рідше елемент відмовлятиме в процесі експлуатації і тим частіше його піддаватимуть попереджувальним операціям.

Розглянемо зв'язок між допустимим відхиленням параметра D , з ресурсом елементу. Коли відсутня система допусків для відхилень ресурсних

параметрів і всі однойменні елементи замінюють (регулюють) після досягнення граничного значення, їх ресурс використовується повністю. При застосуванні D ресурс певної частини елементів, що попереджувально замінюються при ремонті або технічному обслуговуванні, виявиться частково нереалізованим, тому середній фактично використовуваний ресурс сукупності елементів буде менше повного ресурсу, спостережуваного, коли відсутня система відхилення параметра, що допускається. Із зменшенням D нереалізована частина ресурсу збільшуватиметься, а середній фактично використовуваний ресурс $l_{\phi}(D)$ буде зменшуватися.

Для знаходження функції ймовірності відмови і середнього ресурсу від допустимого відхилення параметра необхідно знайти моменти перетину реалізацій зміни параметра (рис. 3.2) з горизонтальною лінією, що відповідає u_{zp} (настання відмов), а також значення реалізацій понад D при технічному обслуговуванні або ремонті (виконання попереджувального відновлення елементів).

Аналізуючи реалізації можна відзначити, що за відсутності системи відхилень ($D=u_g$) точки перетину допустимих реалізацій з u_{zp} формуватимуть безперервну щільність розподілу ресурсу елементу в одиницях міжконтрольного напрацювання. За наявності допустимого відхилення параметра D випадкова величина ресурсу елементу стає змішаною, дискретно-безперервною. Дискретність з'являється в результаті заміни, регулювання певної кількості елементів, що мають відхилення параметра понад D при контролі в моменти $i = 1, 2$ і 3 .

Ці елементи повинні були відмовляти в інтервалах $l_m - l^{(1)}$, $2l_m - l^{(2)}$. Проте в результаті контролю вони були піддані попереджувальним операціям в моменти l_m , $2l_m$, $3l_m$.

З іншого боку, частина елементів, що мають при контролі значення ресурсного параметра менше D , і тому залишена без відновлення, відмовлятиме унаслідок великої швидкості зміни параметра в процесі

де l^{i-1} – ресурс елементу, що мав при $(i-1)$ перевірці відхилення параметра D .

Величину l^{i-1} визначають з подібності прямокутних трикутників ОКМ і ОНГ, використовуючи відношення катетів:

$$l^{(i-1)} = \frac{u_{zp}}{D} (i-1) \cdot l_m, \quad (3.8)$$

$$i = 1, 2, \dots n_1.$$

При $i = 1$ числове значення величини $l^{i-1} = 0$. Відмови спостерігаються за умови, коли верхня межа інтеграла (3) є більшою, ніж нижня. Із збільшенням i різниця між ними зменшується. Останній міжконтрольний період, де може спостерігатися відмова, знаходять з нерівності:

$$n_1 l_m - l^{n_1-1} = n_1 \cdot l_m - \frac{u_{zp}}{D} (n_1 - 1) \cdot l_m \geq 0, \quad (3.9)$$

Розв'язуючи нерівність (4) відносно максимального $i=n_1$ отримаємо:

$$n_1 = \left\lceil \frac{1}{1 - \frac{D}{u_{zp}}} \right\rceil \quad (3.10)$$

Аналізуючи вирази (3.9) і (3.10), неважко побачити, що зміна D спричиняє за собою зміну межі інтеграції і значення інтеграла (3.7).

Загальна ймовірність відмови елементу залежно від допустимого відхилення параметра

$$Q(D) = \sum_{i=1}^{n_1} \int_{l^{(i-1)}}^{i \cdot l_m} \varphi(l) dl, \quad (3.11)$$

а безвідмовність або ймовірність попереджувального відновлення:

$$P(D) = 1 - Q(D). \quad (3.12)$$

Середній фактичний ресурс елемента складається з трьох функцій:

$$l_{\phi} = f_1 + f_2 + f_3 = \sum_{i=1}^{n_1} \int_{l^{(i-1)}}^{i \cdot l_M} l \phi(l) dl + \sum_{i=1}^{n_1} i l_M \int_{i l_M}^{l^{(i)}} \phi(l) dl + \sum_{i=n_1+1}^{n_2} i l_M \int_{l^{(i-1)}}^{l^{(i)}} \phi(l) dl, \quad (3.13)$$

$$n_2 = \left[2,5 \frac{\bar{L}}{l_M} \right], \quad (3.14)$$

де $\bar{L}$ – середній ресурс технічного об'єкта при $D = u_{zp}$, тобто тоді, коли не використовують систему допустимих відхилень.

Квадратні дужки в рівнянні (3.14) означають, що потрібно заокруглювати результат до меншого цілого числа.

Перший доданок функції (3.13) характеризує середній ресурс тих елементів, які відмовляють в період міжконтрольних пробігів $i = 1K n_1$.

Другий складник функції (3.13) характеризує ті об'єкти, які попереджувально замінюють під час $i = 1K n_1$ діагностувань.

Третій складник (3.13) характеризує ті об'єкти, які замінюють після $(n_1 + 1), (n_1 + 2), K, n_2$ контролю.

При нормальному розподілі напрацювання технічного об'єкта на відмову з параметрами: математичним сподіванням – $\bar{L}$, середньоквадратичним відхиленням – σ ймовірність відмови об'єкта шукають з виразу:

$$Q(D, l_M) = \sum_{i=1}^{n_1} \left(F_0 \left(\frac{i - L_0}{\sigma_0} \right) - F_0 \left(\frac{\frac{i-1}{D_0} - L_0}{\sigma_0} \right) \right), \quad (3.15)$$

де F_0 – нормована і центрована функція нормального розподілу випадкової величини (вибирають за значенням аргумента з таблиць [1]);

$L_0 = \frac{\bar{L}}{l_m}$, $\sigma_0 = \frac{\sigma}{l_m}$ – відносні величини пробігу в одиницях вибраного

міжконтрольного пробігу;

$D_0 = \frac{D}{u_{zp}}$ – відносна величина допуску ресурсного параметра в

одиницях його граничного значення ($D_0 = 0 \text{ K } 1$). Складники середнього ресурсу:

$$f_1 = L_0 Q - \sigma_0 \sum_{i=1}^{n_1} \left(\varphi \left(\frac{i - L_0}{\sigma_0} \right) - \varphi \left(\frac{\frac{i-1}{D_0} - L_0}{\sigma_0} \right) \right), \quad (3.15)$$

$$f_2 = \sum_{i=1}^{n_1} i \left(F_0 \left(\frac{\frac{i}{D_0} - L_0}{\sigma_0} \right) - F_0 \left(\frac{i - L_0}{\sigma_0} \right) \right), \quad (3.16)$$

$$f_3 = \sum_{i=n_1+1}^{n_2} i \left(F_0 \left(\frac{\frac{i}{D_0} - L_0}{\sigma_0} \right) - F_0 \left(\frac{\frac{i-1}{D_0} - L_0}{\sigma_0} \right) \right), \quad (3.17)$$

де φ – нормована і центрована функція густини нормального розподілу випадкової величини.

Знайшовши суму функцій (3.15), (3.16), (3.17), і підставляючи її числове значення, а також ймовірність відмов (3.15) у вираз (3.13), знаходимо при вибраних D і l_m питомі витрати системи ТО технічного об'єкта.

Використовуючи дані з попередньої задачі – середній пробіг на відмову $\bar{L}$ та середньоквадратичне відхилення цього пробігу – σ за головним ресурсним параметром технічного об'єкта, та прийнявши, що закон розподілу цього пробігу – нормальний, вибрати за критерієм (3.6) оптимальний варіант системи ТО і ремонту з чотирьох можливих варіантів.

Варіанти розрізняються значеннями відносних змінних: $D_0 = \{0,5; 0,8\}$ та $L_0 = \{2; 3\}$.

3.4 Розробка методики оперативного керування безвідмовністю технічних об'єктів

На рис. 3.3 представлені криві ймовірності відмови та середнього фактично використовуваного ресурсу складової частини за параметром залежно від $Q(D_0)$.

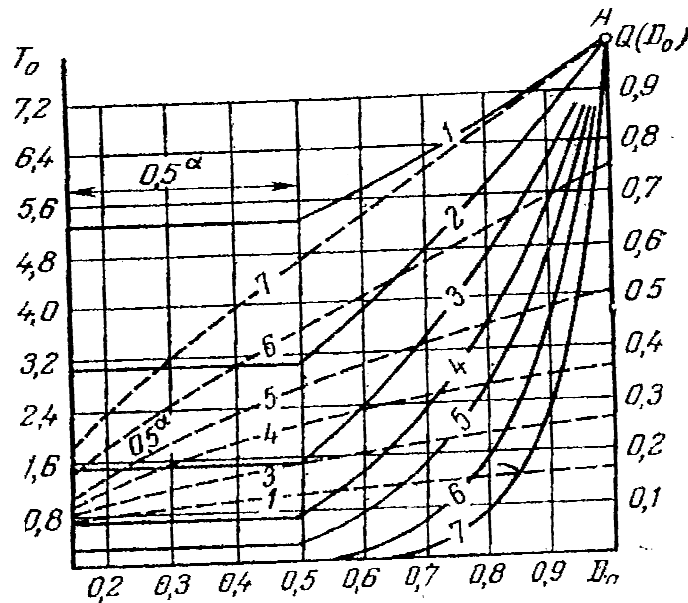


Рисунок 3.3 – Залежність ймовірності відмови (суцільні лінії) і середнього ресурсу (пунктирні) складової частини від відхилення параметра при постійних α і D_n

Зі зменшенням D_0 ймовірність відмови $Q(D_0, T_0)$ знижується до величини $0,5^\alpha$ після чого залишається постійною.

Сталість $Q(D_0, T_0)$ спостерігається в інтервалі $0 < D < 0,5^\alpha$, тобто $Q(D_0 < 0,5^\alpha) = Q(D_0 = 0,5^\alpha)$. На малюнку криві дані для $\alpha = 1,0$. При $D_0 = 1$ ймовірність відмови дорівнює 1 (точка А). При $D_0 = 0,5^\alpha$ величина $Q(D_0)$ характеризує ймовірність відмови елементів до першого контролю.

Зі зменшенням міжконтрольного напрацювання і збільшенням ймовірності відмови зменшується. Середній фактично використовуваний ресурс складової частини знижується із зменшенням D_0 .

У практиці-використовують графічний метод визначення, ймовірностей відмови-елемента за параметром у кожному міжконтрольному періоді, а також сумарної ймовірності відмови за термін служби елемента*. Метод придатний для будь-яких законів розподілу, при гладких реалізаціях зміни, параметра та постійних t_m та U_n . Його сутність полягає в наступному.

Будують звичайну криву розподілу безперервної випадкової величини ресурсу або напрацювання до відмови при $D=u_n$ (рис.3.4). Зазначають на графіку вертикальними лініями моменти контролю (діагностування) з напрацюванням.

При одних і ті ж вихідних показниках процес зміни параметра збільшення коефіцієнта варіант міжконтрольного напрацювання на 0,1 в діапазоні $0 \dots 0,4n$ вивищує ймовірність відмови в середньому на 0,04, а фактично використовуваний ресурс на 3,5% при $D_0 = 0,4 \dots 0,7$. При $D_0 > 0,7$ збільшення коефіцієнта варіації суттєво впливає на ці величини.

Якщо при варіації граничного відхилення допустиме відхилення параметра дорівнює математичному сподіванню його граничного відхилення ($D_0=u_n=1$), то ймовірність відмови менше 1. Зі збільшенням T_0 значення $Q(D_0)$ зменшується від 1,0 до 0,65. Тому залежність ймовірності відмови від допустимого відхилення параметра можна апроксимувати.

$$Q(D_0, T_0) = Q_1 D_0^d,$$

де Q_1 – ймовірність відмови при $D_0=1$.

На рисунку 3.4 дана номограма для визначення ймовірності відмови складової частини при відомих характеристиках процесу зміни параметра. По осі абсцис відкладені значення показника ступенів d апроксимують функції (2.53). Криві, що характеризують коефіцієнт: варіації ресурсу v , виражають залежність.

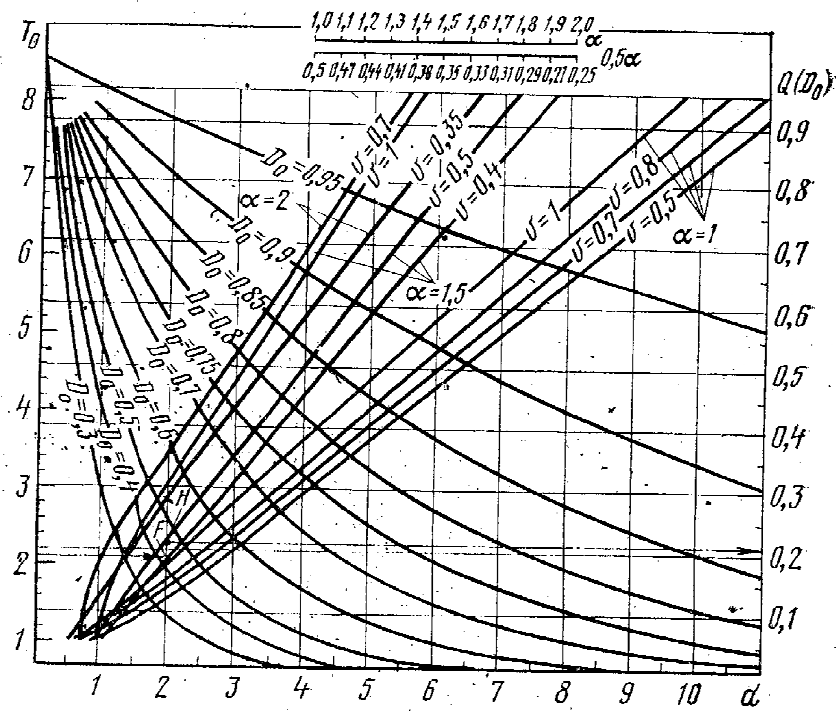


Рисунок 3.4 – Номограма для прогнозування ймовірності відмови одного елемента: при $u_n = \text{const}$ $Q(D_0) = D_0^d$; при $v_m = 0$, $Q(D_0 < 0,5^\alpha) = Q(D_0 = 0,5^\alpha)$; при $v_m > 0,1$ $Q(D_0 < 0,3^\alpha) = Q(D_0 = 0,3^\alpha)$. Послідовність пошуку: $T_0 \rightarrow v(\alpha) \rightarrow D_0 \rightarrow Q(D_0)$

де Q_j – ймовірність відмови при $D_0 = 1$.

Послідовність пошуку зображена штрихпунктиною лінією на номограмі. При використанні номограми враховують, що апооксимацію залежності $Q(D_0)$ рівнянням завжди проводять в інтервалі $0,5^\alpha < D_0 < 1$, тобто за постійних значень ймовірності відмови. Для перевірки рівня $D_0 < 0,5^\alpha$ над номограмою наведено шкали значень $0,5^\alpha$ при $\alpha = 1 \dots 2$.

За допомогою номограми визначають ймовірність відмови та максимальну ймовірність безвідмовної роботи у таких випадках.

Ймовірність безвідмовної роботи втулку верхньої головки шатуна двигуна, якщо її середній ресурс до граничного зносу $T_{cp} = 4100$ мото-год. $D = 0,11$ мм коефіцієнт варіації ресурсу $v = 0,5$ показник ступеня функції зносу $\alpha = 1,4$.

Рішення. Спочатку визначаємо за допомогою номограми ймовірність відмови, а потім безвідмовність. Обчислюємо нормовані показники середній

ресурс деталі в одиницях t_m . $T_o = T_{cp}/t_m = 4100/1920 = 2,1$ і знос, що допускається в частках граничного $D_0 = D/u_n = 0,11/0,24 = 0,46$.

На номограмі від точки лівої ординати $T_0 = 2,1$ проводимо горизонталь до точки F ($v=0,5$; $\alpha=1,4$), знайдену інтерполюванням між точками перетину горизонталі з кривими $v=0,5$; $\alpha=1$ та $v=0,5$ $\alpha=1,5$. Абсциса точки F є показник $d=2$. Перевіряємо умову $(D_0=0,46) > 0,5^\alpha$.

За шкалами над номограмою знаходимо $0,5^{1,4} = 0,38$, тобто умова виконується. Значить задане $D_0 > 0$ лежить в інтервалі, де $Q(D_0)$ постійна, і слід знайти значення $Q(D_0=0,46)$. Інакше слід шукати значення $Q(D_0=0,5^\alpha)$.

Від точки F проводимо вертикаль до точки $H(D_0=0,46)$, знайденої інтерполюванням між точками перетину вертикалі з кривими $D_0=0,4$ і $D_0=0,5$. Ордината точки H на правій осі є потрібне значення $Q(D_0)=0,21$. Імовірність безвідмовної роботи за термін служби складової частини складе $P(D_0) = 1 - Q(D_0) = 1 - 0,21 = 0,79$.

ВИСНОВКИ

1. Наша робота має на меті надати короткий огляд нещодавніх досліджень методів, що використовуються для прогнозованого технічного обслуговування в автомобільній галузі.
2. Положення з функціональними параметрами при збільшеній у порівнянні з існуючим міжконтрольним наробітком виявилось незадовільним по більшості параметрів стану. Для впровадження такої періодичності контролю й одержання високих значень ймовірності безвідмовної роботи варто провести ряд заходів, що забезпечують збільшення T_0 і зменшення ν .
3. При періодичності ТО-1, що дорівнює 5 тис. км, і ТО-2 – 20 тис. км пробігу, імовірність безвідмовної роботи двигуна автомобіля по функціональних параметрах у цілому є задовільною.
4. Звичайно гарний результат по показниках безвідмовності складових частин спостерігається при T_0 вище 6 і коефіцієнті варіації менше 0,4. Це варто враховувати при розробці заходів щодо підвищення надійності і встановленню періодичності ТО машин.
5. Використання максимальної імовірності безвідмовної роботи машини обумовлює жорсткість відхилень параметрів, що допускаються, а значить і збільшення загальних витрат.
6. При застосуванні критерію мінімуму витрат імовірність безвідмовної роботи трохи зменшується, стає оптимальною за прийнятим критерієм. Ця закономірність просліджується при рішенні задачі оптимізації періодичності ТО.
7. Зі зменшенням D_0 ймовірність відмови $Q(D_0, T_0)$ знижується до величини 0.5^α після чого залишається постійною.

8. Зі зменшенням міжконтрольного напрацювання і збільшенням ймовірності відмови зменшується. Середній фактично використовуваний ресурс складової частини знижується із зменшенням D_o .
9. Нами запропоновано графічний метод визначення ймовірностей відмови-елемента за параметром у кожному міжконтрольному періоді, а також сумарної ймовірності відмови за термін служби елемента. Метод придатний для будь-яких законів розподілу, при гладких реалізаціях зміни, параметра та постійних t_m та U_n .
10. При одних і ті ж вихідних показниках процес зміни параметра збільшення коефіцієнта варіант міжконтрольного напрацювання на 0,1 в діапазоні $0 \dots 0,4n$ вивисує ймовірність відмови в середньому на 0,04, а фактично використовуваний ресурс на 3,5% при $D_o = 0,4 \dots 0,7$. При $D_o > 0,7$ збільшення коефіцієнта варіації суттєво впливає на ці величини.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Бідняк М. Н. Виробничі системи на транспорті : теорія і практика: / М. Н. Бідняк, В. В. Біліченко. – Вінниця : УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2006. – 176 с.
2. Біліченко В. В. Обґрунтування критеріїв оцінки ефективності вибору запасних частин, що зберігаються на складі АТП для підтримки в справному стані його рухомого складу / В. В. Біліченко, О. П. Антонюк. // Вісник Житомирського державного технологічного університету. Серія: Технічні науки. 2016. №2(77). С. 56–61
3. Грабар І.Г. Основи надійності машин: Навчальний посібник. Житомир: ЖІТІ, 1998. 298 с.
4. ДСТУ 2860-94. Надійність техніки. Терміни та визначення. [Чинний від 1996-01-01]. Вид. офіц. Київ, 1996. 75 с.
5. Канарчук В.Є., Полянський С.К., Дмитрієв М.М. Надійність машин: Підручник. Київ: Либідь, 2003. 424 с.
6. Канарчук В.Є., Лудченко О.А., Чигиринець А.Д. експлуатаційна надійність автомобілів: Підручник: у 2 ч., 4 кн. Київ : Вища шк., 2000. Ч. 1: кн.1.
7. Форнальчик Є.Ю., Оліскевич М.С., Мاستикаш О.Л., Пельо Р.А. Технічна експлуатація та надійність автомобілів: Навчальний посібник. / За загальною ред. Є.Ю. Форнальчик. Львів : Афіша, 2004. 492 с.
8. Форнальчик Є.Ю. Теоретичні основи технічної експлуатації автомобілів: Конспект циклу лекцій. Львів: НУ «ЛП», 2001.
9. Надійність машин та обладнання : навчальний посібник. Ч. 1. Оцінка та забезпечення надійності машин та обладнання / А. В. Новицький [та ін.]. - К. : Видавничий центр НУБіП України, 2023. - 209 с.

- 10.ДСТУ 2860-94 Надійність техніки. Терміни та визначення. Київ : Держстандарт України, 1994. 2. ДСТУ 2861-94 Надійність техніки. Аналіз надійності. Основні положення. Київ : Держстандарт України, 1994.
- 11.ДСТУ 2862-94 Надійність техніки. Методи розрахунку показників надійності. Загальні вимоги. Київ : Держстандарт України, 1994.
- 12.ДСТУ 3021-95 Випробування і контроль якості продукції. Терміни та визначення. Київ : Держстандарт України, 1995.
- 13.Васілевський О.М., Поджаренко В.О. Нормування показників надійності технічних засобів : навчальний посібник. Вінниця : ВНТУ, 2010. 129 с.
- 14.Семенов А.А., Мелкумян В.Г. Основи теорії надійності: навчальний посібник. Київ : КМУЦА, 1998. 84 с.
- 15.Коренівська О.Л., Бенедицький Б.В. Надійність, експлуатація та ремонт радіоелектронної та телекомунікаційної техніки : навчальний посібник. Житомир : Житомирська політехніка, 2020. 181 с.
- 16.Нечипоренко О.М. Основи надійності літальних апаратів : навчальний посібник. Київ : НТУУ «КПІ», 2010. 239 с.
- 17.Патрік О'Коннор, Андре Клейнер Практична інженерія надійності (п'яте видання). John Wiley & Sons. НьюЙорк, 2002. 504 с.
- 18.Гомер Л. Девідсон Усунення поломок та ремонт побутової електроніки: без схем (третє видання). TAB Electronics. Нью-Йорк, 2004. 461 р.
- 19.Капур КС та Печт М. Проєктування надійності. Hoboken, NJ : Wiley, 2014. 176 р.
- 20.Авен Т. Про інтерпретації альтернативних представлень невизначеності в контексті аналізу надійності та ризику. Reliab Eng Syst Safe. 2011. 360 р.
- 21.Курніков І. П., Пустовойтенко С. В., Морозюк С. В. Прогнозування запасів в автосервісі на основі минулого обсягу споживання. *Вісник Північного наукового центру ТАУ*, 2003. Вип. 3. С. 95-97.
- 22.Лудченко О.А. Технічне обслуговування і ремонт автомобілів: Підручник. Київ. Знання-Прес, 2003. 511 с.

- 23.Коробкін В.Ф. Конспект лекцій з основ технічної діагностики автомобіля. Макіївка: 2010. 412 с.
- 24.Лудченко О.А. Технічна експлуатація і обслуговування автомобілів. Київ: 2008. 527 с.
- 25.Поляков, А. П., Антонюк, О. П., Галушак, Д. О.. Організація забезпечення запасними частинами автотранспортних підприємств. *Наукові нотатки*. 2012, Вип. 36. С.238-241.
- 26.Форнальчик Е. Ю. Основи надійності та технічної експлуатації автомобілів. Збірник задач та завдань. Львів: ДУ "ЛІП", 1999. 76 с.
- 27.Arunraj N. S., Maiti J.. Risk-based maintenance policy selection using AHP and goal programming. *Safety Science*, 2010. No 48. PP. 238-247.
- 28.Arts J. J. Maintenance modeling and optimization. *BETA publicatie : working papers*. Technische Universiteit Eindhoven. 2017. Vol. 526. 132 p.
- 29.Al-Najjar B., Alsyouf I. Selecting the most efficient maintenance approach using fuzzy multiple criteria decision making. *International Journal of Production Economics*, 2003. No 54. PP. 85-100.
- 30.Bauersoks Donald Dzh. Logistics: Integrated Supply Chain. Olimpia-Biznes, 2006. 640 p.
- 31.Botman L. Machine condition monitoring for defect diagnosis purposes in a capital goods environment. Master thesis, Eindhoven University of Technology, Eindhoven. 2017. P. 91
- 32.Brodetskiy G.L. Inventory management. Eksmo, 2008. 349 p.
- 33.Goossens A., Basten R. Exploring maintenance policy selection using the Analytic Hierarchy Process: An application for naval ships. *Reliability Engineering & System Safety*, 2015. Issue 142, P. 31-41.
- 34.Lin X., Basten R., Kranenburg A., Van Houtum G. J. Condition-based spare parts supply. *Reliability Engineering & System Safety*, 2015. No 48. PP. 78-92.
- 35.Poppe J., Basten, R., Boute R., Lambrecht M. Numerical study of inventory management under various maintenance polices. *Reliability Engineering and System Safety*, 2017. No 51. PP.122-134.

- 36.Elwany A. H., Gebraeel N. Z. Sensor-driven prognostic models for equipment replacement and spare parts inventory. *IIE Transactions* , 2008 №40 (7), PP. 629-639.
- 37.Van Elderen C. *Multi-item maintenance optimization based on failure, usage and condition information*. 2016. PhD Thesis. Master thesis, Eindhoven University of Technology, Eindhoven. 210 p.

Додаток А

Таблиця А1. Масиви статистичних даних пробігів автомобілів ЗИЛ-130 на відмови з причин виходу з ладу агрегатів трансмісії та підвіски і коліс (дані - навчальні, у тис. км.)

Варіант за останньою цифрою № залікової книжки	Агрегати АТЗ, які відмовляли	Значення пробігів АТЗ на відмови
1	2	3
0	Ведучий міст	334 299 252 312 300 320 306 322382 305 300 274 312 230 271 281 302 287 308 314 325 288 330 290 328 345 344 350 291 302 340 326288 324 275 291 271 381 286 352255 301 305 320 350 304 355 322 360 329 351 325 276 335 282 375 370 292 305 314 370 284 316 293 262
1	Карданна передача	169 211 157 172 144 180 158 173 154 174 183 168 197 175 157 145 164 176 191 153 162 194 162 190 164 187 168 210 168 126 151 182 160 180 157 128 146 173 156 152 161 190 158 152 192 161 199 195 187 163 183 135 163 148 184 131 187 162 220 182 180 150 161 136 189
2	Коробка передач	422 361 396 331 425 380 358 418 375 310 440 381 370 355 353 530 382 340 417 384 346 315 400 388 325 350 395 303 391 371 326 470 335 344 336 395 328 415 304 302 341 385 306 460 310 370 312 347 398 345345 351 400 342 370 350 430 343 415 365 353 410 370 353 363 348
3	Зчеплення	351 291 352 321 426 384 422 396443 331 415 345 370 426 312 330505 318 452 520 395 331 461 401 441 347 412 360 408 293 480 362328 409 294 379 386 301 471 465314 511 394 431 343 355 396 360 351 326 361 490 360 406 378 430 450 390 327 360 341 432 335 400 455
4	Підвісний підшипник карданної передачі	283 142 343 271 105 185 194 255 144 106 112 284 272 162 146 108 125 148 127 274 113 388 150 279 167 290 128 143 344 145 382 130 251 132 110 138 265 151 256 135 152 288 130 112 272 286 378 114 165 292 103 153 269 175 104 111 122 268 198 118 195 195 267 121 297 116

Продовження табл.

1	2	3
5	Передні колеса	334 299 252 312 300 320 305 322305 300 274 312 230 271 281 308 287 314 325 288 330 290 345 328 344 350 291 302 340 261 300 288275 291 271 381 286 352 255 301 320 350 304 355 322 301 360 329 325 276 335 282 375 370 292 305314 370 284
6	Задні колеса	535 491 530 585 525 582 605 515 410 493 551 606 560 512 462 571 572 545 480 500 579 596 472 572 540 558 537 488 492 517 536 542 574 596 547 432 548 528 565 530 541 495 591 561 485 565
7	Передня підвіска	351 291 352 321 426 384 422 386443 331 415 345 370 426 312 330505 318 452 520 395 331 461 401 411 347 412 360 408 293 480 362323 409 294 379 386 301 472 465314 511 394 431 343 355 396 360 351 236 361 490 360 405 378 430450 390 327
8	Ресори задньої підвіски	535 491 530 515 525 585 605 515410 493 440 550 606 560 512 462 590 572 545 480 500 579 507 596 572 601 540 558 537 488 492 517542 592 583 574 596 547 432 548 565 530 470 508 541 497 591
9	Амортиз атори передньої підвіски	610 640 860 756 660 510 830 770 566 780 545 840 560 725 762 590 635 555 792 745 635 575 670 628 555 620 675 810 710 680 641 705 685 540 690 795 638 730 715 695 595 645 763 581 740 881 793 621 890 570 630 870 696 570 630 870 820 760 654 520 775 652 633 745 548 662 580 671