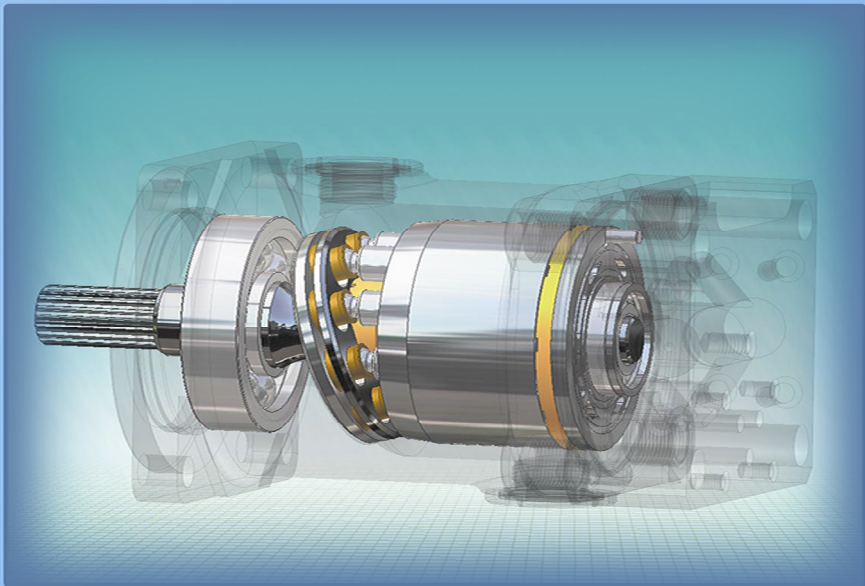


З.Л. Фількінштейн
П.М. Андренко
О.В. Дмитрієнко

НАДІЙНІСТЬ ТА ЕКСПЛУАТАЦІЯ ГІДРОМАШИН ТА ГІДРОПРИВОДІВ



Навчальний посібник

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ДОНБАСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
НАЦІОНАЛЬНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
“Харківський політехнічний інститут”

З. Л. Фінкельштейн,
П. М. Андренко,
О. В. Дмитрієнко

**НАДІЙНІСТЬ ТА ЕКСПЛУАТАЦІЯ
ГІДРОМАШИН ТА ГІДРОПРИВОДІВ**

Навчальний посібник

Рекомендовано вченою радою ДонДТУ

Алчевськ

2013

УДК 62-85. 681.587

ББК 34.447я73

Ф 59

Фінкельштейн Зельман Лазарович – д.т.н., проф., зав. каф. прикладної гідромеханіки Донбаського державного технічного університету (м. Алчевськ);
Андренко Павло Миколайович – д.т.н., проф. каф. гідропневмоавтоматики та гідроприводу Національного технічного університету «ХПІ» (м. Харків);
Дмитрієнко Ольга В'ячеславівна – к.т.н., доц. каф. гідравлічних машин Національного технічного університету «ХПІ» (м. Харків).

Рецензенти:

Г. Й. Зайончковський – д.т.н., проф. Національного авіаційного університету (м. Харків);

О. М. Яхно – д.т.н., проф. Національного технічного університету України “Київський політехнічний інститут” (м. Київ).

*Рекомендовано вченою радою ДонДТУ
(Протокол № 6 від 5.07.2013)*

З. Л. Фінкельштейн

Ф 59 **Надійність та експлуатація гідромашин та гідроприводів** : навч. посіб. / З. Л. Фінкельштейн, П. М. Андренко, О. В. Дмитрієнко; Під. ред. П.М. Андренко. – Алчевськ: ДонДТУ, 2013. – 142 с.

Описані методи прикладної теорії надійності гідро- і пневмоприводів. Розглянуті фізичні та аналітичні моделі відмов елементів та пристроїв гідро- і пневмоприводів. Наведені методи розрахунку і прогнозування показників надійності приводів на етапі проектування виробництва та експлуатації, а також зв'язок надійності з економічною ефективністю.

Для студентів напряму підготовки “Інженерна механіка” при вивченні курсу «Надійність та експлуатація гідравлічних машин та гідроприводів», а також для аспірантів та інженерно-технічного персоналу.

УДК 62-85. 681.587

ББК 34.447я73

© З. Л. Фінкельштейн,
П. М. Андренко,
О. В. Дмитрієнко, 2013
© ДонДТУ, 2013
© дизайн обкладинки
А. О. Дудка, 2013

ЗМІСТ

Вступ	4
Розділ 1. Основні поняття	6
1.1. Надійність гідро – і пневмоприводів	6
1.2. Зв'язок надійності з економічною ефективністю	10
1.3. Показники надійності	19
Розділ 2. Відмови елементів привода	23
2.1. Класифікація відмов.....	23
2.2. Фактори які визначають надійність гідроприводу	26
2.3. Основні причини несправності агрегатів привода	36
2.4. Моделі відмов.....	37
Розділ 3. Показники надійності приводів	51
3.1. Показники надійності невідновлювальних приводів	51
3.2. Показники надійності приводів які відновлюються	55
Розділ 4. Методи визначення статистичних характеристик приводів	60
4.1. Джерела інформації о надійності привода. Критерії узгодженості статистик ..	60
4.2. Методи оцінки розподілень	65
4.3. Наближене визначення законів розподілень.....	70
4.4. Оцінка кореляційних моментів та коефіцієнтів регресії	72
Розділ 5. Визначення надійності привода на етапі проектування	75
5.1. Загальні задачі розрахунку показників і контролю надійності	75
5.2. Загальні рівняння надійності привода.....	76
5.3. Метод не перевищень або “здатність витривалості – навантаження”	79
5.4. Статистичний коефіцієнт запасу роботоспроможності.....	82
5.5. Умови роботоспроможності привода	84
5.6. Статистична міцність (надійність за міцністю)	85
5.7. Імовірність безвідмовної роботи при дії знакоперемінного навантаження.....	87
5.8. Коефіцієнт запасу довговічності	89
5.9. Метод структурних схем	91
Розділ 6. Прогнозування надійності приводів	104
6.1. Задачі та методи прогнозування.....	104
6.2. Модель зміни надійності привода в період доопрацювання та виробництва	105
6.3. Прогнозування надійності привода в процесі експлуатації	111
6.4. Прогнозування характеристик привода методом марківської апроксимації.	113
6.5. Прогнозування надійності привода методом експертних оцінок	118
6.6. Визначення параметричних запасів працездатності.....	124
Додатки	133
Список літератури	140

ВСТУП

Навчальний посібник написано відповідно до навчальної програми дисципліни “Надійність та експлуатація гідравлічних машин і гідроприводів”, яка викладається студентам Донбаського державного технічного університету та Національного технічного університету “Харківський політехнічний інститут” під час підготовки бакалаврів за напрямом 6.050502 – “Інженерна механіка” з спеціальності 6.05050205 – 09 – “Гідравлічні машини, гідроприводи та гідропневмоавтоматика”. Опанування матеріалу навчального посібника допоможе читачу оволодіти основами розрахунку показників надійності гідропневмоприводів, ознайомитися з особливостями їх робочих процесів, які мають місце під час їх експлуатації.

У посібнику викладено основні загальні положення прикладної теорії надійності гідропневмоприводів технологічних та мобільних машин. Розглянуто фізичні і математичні моделі відмов елементів гідропневмоприводів. Наведено методи розрахунку та прогнозування показників надійності гідропневмоприводів на етапі проектування та експлуатації.

Надійність гідравлічних та пневматичних приводів. Завдяки своїм відомим перевагам гідравлічні і пневматичні приводи та пристрої знайшли широке застосування в різних галузях машинобудування в якості виконавчих механізмів сучасних мехатронних модулів, систем керування виробничими процесами, технологічними та мобільними машинами. При цьому ступінь використання гідравлічних і пневматичних приводів та пристроїв в машинах є непрямым показником їх технічного рівня. В таких галузях промисловості як літакобудування, гірнична тощо, де важливу роль відіграють габарити і маса устаткування, вартість гідропневмоагрегатів становить від 90 до 95 % його загальної вартості. Так на літаку АН-148 розробки АНТК “АНТОНОВ” використовуються понад 140 різних гідравлічних пристроїв.

У відповідності до ДСТУ 3455.3 – 96 гідравлічний (пневматичний) привод – сукупність пристроїв з одним або декількома об’ємними гідравлічними (пневматичними) двигунами для приведення в рух механізмів і машин за допомогою рідини (газу) під тиском.

Для оцінки технічного рівня гідравлічних і пневматичних приводів та пристроїв використовують наступні основні показники [29]: призначення; конструктивні; надійності; економного використання матеріалу; економного використання енергії; ергономічні. Таким чином надійність є одним з основних показників технічного рівня машини, який в значній мірі визначає її конкурентоспроможність. Надійність гідравлі-

чного (пневматичного) привода визначається як властивість виконувати задані функції, зберігаючи в часі значення встановлених експлуатаційних показників в заданих межах, які відповідають заданим режимам і умовам використання, технічного обслуговування, ремонту, зберігання і транспортування.

Забезпечення надійності та довговічності гідравлічних (пневматичних) приводів є складним завданням, яке потребує комплексного вирішення на всіх етапах життєвого циклу машини, на основі якісного і кількісного аналізу причин відмов, аналізу впливу зовнішніх (експлуатаційних) та внутрішніх (проектно – виробничих) факторів на роботоспроможність, протікання фізичних процесів в гідравлічних (пневматичних) приводах при їх роботі. Так як, зовнішні і внутрішні фактори які впливають на роботоспроможність та відмови машини є випадковими, основою теорії надійності, крім теорії гідро – пневмоприводів, є теорія випадкових процесів і теорія імовірності. Зазначимо, що понад 30 % усіх відмов і несправностей, що виникають під час експлуатації сучасних повітряних суден, відносяться до відмов і несправностей елементів і агрегатів гідропневмоприводу.

Надійність та довговічність гідравлічних (пневматичних) приводів машин закладається на етапі проектування, забезпечується в процесі виробництва та підтримується на заданому рівні під час експлуатації.

У даному навчальному посібнику враховуються особливості конструктивного виконання елементів та систем гідравлічних та пневматичних приводів. Зокрема робота гідравлічних систем з номінальним тиском від 16 до 28 МПа, виникнення пульсації тиску та кавітаційних явищ в елементах гідроприводу тощо.

Під час підготовки навчального посібника використовувався багаторічний досвід викладання авторами однойменних навчальних дисциплін у Донбаському державному технічному університеті, Національному технічному університеті “Харківський політехнічний інститут”, а також досвід провідних підприємств України з розроблення систем та елементів гідро – пневмопривода і гідропневмоавтоматики.

Автори висловлюють щире подяку рецензентам навчального посібника професорам Г.Й. Зайончковському і О.М. Яхно за зауваження, які були враховані під час доробки рукопису.

РОЗДІЛ 1. ОСНОВНІ ПОНЯТТЯ

1.1. Надійність гідро – і пневмоприводів

Одним із сучасних напрямків створення ефективних виробництв на базі новітніх технологій є об'єднання різних засобів автоматизації у спільному технологічному процесі з переходом до автоматизованих та автоматичних технічних систем. Найбільш складною задачею при створенні таких систем є організація надійної та змістовної координації всіх пристроїв, особливо у випадку їх суттєвої різноманітності. Саме до таких систем належить більшість технічних об'єктів із засобами механіки, гідроавтоматики, пневмоавтоматики, гідропривода і пневмопривода у поєднанні з елементами електроавтоматики, сенсорики та керуванням за допомогою вільнопрограмованих контролерів. При цьому елементи та пристрої гідропневмоавтоматики забезпечують зв'язок між електронними пристроями керування та гідравлічними чи пневматичними виконавчими механізмами.

У загальному випадку метою будь-якої машини є ефективне її застосування за призначенням, тобто експлуатація. Під експлуатацією розуміємо застосування машини за призначенням, технічне обслуговування, ремонт, зберігання і транспортування. В процесі експлуатації машини властивості, що визначають її якість, зазвичай, погіршуються. Здатність машини зберігати якість в процесі експлуатації визначається її надійністю, яка є інтегральним показником якості.

Надійність є одним із важливих показників якості і конкурентоспроможності машин збудованих на базі систем гідравлічного та пневматичного привода. Їх відмови призводять до непланових ремонтів, а також до простою основного обладнання. У свою чергу, це зменшує величину прибутку за рахунок зниження обсягів виробництва, збільшує собівартість машини чи виробу в результаті зростання умовно-постійних витрат на одиницю продукції, інших видів витрат. Це великою мірою стосується і систем гідравлічних та пневматичних приводів, вихід яких з ладу призводить до суттєвих втрат у виробництві. Визначити надійність машини можна якщо відомі її призначення та конструкція, задані режими і умови її експлуатації при застосуванні за призначенням, визначені експлуатаційні показники для кожного з режимів експлуатації та допустимі межі їх зміни.

Забезпечення потрібної надійності машини є комплексною проблемою яка пов'язана з її життєвим циклом, а саме проектування, виготовлення та експлуатації, починаючи з моменту формування і обґрунту-

вання ідеї створення нового зразка та закінчуючи прийняттям рішення про його списання. Основні технічні рішення по надійності, прийняті на стадії проектування, безпосередньо впливають на експлуатаційні і економічні показники привода чи машини, які, зазвичай, суперечать один другому. Тому необхідно виявляти зв'язки між показниками надійності і можливістю їх реалізації на кожному етапі створення та експлуатації привода. Надійність привода закладається на етапі проектування, забезпечується на етапі в процесі виробництва та підтримується на заданому рівні під час експлуатації.

На стадіях укладання завдання та проектування привода визначають оптимальні основні експлуатаційні параметри, умови і режими роботи. Висока надійність забезпечується використанням досконалих схемних рішень та компонок, новітніх матеріалів, використанню сучасних методів проектування. Для цього необхідно знати: умови і режими роботи привода; місце розташування в машині; параметри оточуючого середовища (температуру, вологість, наявність пилу, агресивність середовища, тощо), значення та характер зміни в часі навантаження, тривалість та частоту включення, організацію технічного обслуговування і т.п.

При виготовленні приводів їх висока надійність забезпечується застосуванням новітніх технологій, сучасних методів випробувань і контролю. Недотримання технологічного процесу, допусків та посадок, використання матеріалів які не відповідають вимогам проекту призводить до зниження технічного рівня приводів, в тому числі і надійності. На надійність привода впливає також показники ергономіки та технічної естетики.

Крім параметрів і вимог, закладених в процесі проектування і виготовлення, на показники надійності впливають методи та умови експлуатації, прийнята система технічного обслуговування і ремонту, режими роботи і кваліфікація обслуговуючого персоналу.

Умовно в проблемі надійності можна виділити два напрямки: забезпечення надійності та її розрахунок (контроль). Підґрунтям першого напрямку є традиційні конструкторські та технологічні методи створення високоякісних виробів та правильна їх експлуатація, то другого – спеціальні математичні методи. На сьогодні ці два напрямки об'єдналися і органічно доповнюють один одного.

Наука о надійності вивчає закономірності зміни показників якості технічних пристроїв та систем і на цій основі розробляє методи які з найменшими витратами часу і коштів забезпечують необхідну тривалість і безвідмовність їх роботи.

До системи гідро – пневмопривода входять:

- джерело живлення (насосна станція, з насосом з подачею, що регулюється або не регулюється, чи компресор, акумулятор тощо);
- контрольно-регулююча та направляюча апаратура;

– виконавчі механізми (гідравлічні і пневматичні циліндри та мотори, неповноповоротні двигуни, мембранні та сильфонні виконавчі механізми);

– робоча рідина або газ, фільтруючі пристрої;

– трубопроводи, рукава та ущільнення;

– елементи монтажу та кріплення.

Вимоги високої точності регулювання та високої швидкодії, що пред'являються до систем гідро – пневмоприводів, обумовлюють застосування замкнених систем, які дозволяють здійснити реалізації двох основних принципів:

1. Вихідна величина, що регулюється (швидкість, момент, кут тощо), повинна з максимальною точністю відтворювати вхідний (керуючий) сигнал.

2. Вихідна величина, що регулюється, по можливості не повинна залежати від збурень, що діють на систему. При цьому, збуреннями можуть бути напруга живлення, температура, момент навантаження, часові залежності параметрів тощо.

Таким чином, основним принципом керування сучасних систем гідро – пневмопривода є принцип зворотного зв'язку, який дозволяє здійснювати контроль якості регулювання за відхиленням керованого параметра від заданого. У ідеальному, для користувача, варіанті система гідро – пневмопривода, отримавши на вхід інформацію про мету керування, буде виконувати з бажаними показниками якості та точності заданий функціональний рух. Таким чином, система гідро – пневмопривода, по суті, повинна мати якості системи, що само налаштовується [1].

Перспективною тенденцією схемного розв'язання систем гідроприводів є використання систем з адаптацією збудованих з використанням модулів LS (load sensing – чутливий до навантаження) [8, 37]. Такі системи містять об'ємний насос з подачею що регулюється та мають кращі енергетичні показники.

Застосування мехатронного підходу при створенні машин з гідро – пневмоприводом та комп'ютерним керуванням визначає їх основні переваги в порівнянні з традиційними засобами автоматизації [23]:

– відносно невелику ціну, завдяки великому ступеню інтеграції, уніфікації і стандартизації усіх елементів та інтерфейсів;

– високу якість реалізації складного та точного руху виконавчих механізмів, внаслідок застосування методів інтелектуального керування;

– високу надійність, довговічність та захищеність від збурень;

– конструктивну компактність модулів (аж до мініатюризації в мікромашинах);

– покращення масогабаритних та динамічних характеристик машин внаслідок спрощення кінематичних і комунікаційних ланок;

– можливість інтегрування функціональних модулів у складні системи і комплекси під конкретні задачі замовника.

Сучасною тенденцією проектування і виробництва промислового устаткування є використання блочно-модульного принципу. Для сучасних систем гідро – пневмопривода такими модулями є мехатронні модулі руху – синергетична сукупність механічних (гідромеханічних, пневмомеханічних), електротехнічних, електронних компонентів та інформаційних і програмних засобів, які реалізують досягнення заданого керованого руху. Це дозволяє проводити декомпозицію складних систем гідро – пневмопривода, зменшуючи кількість ступенів свободи, отримати їх ієрархічну структуру. За результатами структурного синтезу спростити їх схемну реалізацію за рахунок мінімізації внутрішніх зворотних зв'язків, які можна отримати з інформаційної моделі, підпорядкувати структуру об'єкта до процесу функціонування. Використовувати типові модулі при побудові систем гідро – пневмопривода.

Однією з основних вимог, що ставиться до сучасних систем гідро – пневмопривода є покращення їх шумових характеристик – зменшення шуму та вібрації, які досить жорстко регламентовані відповідними ДСТУ. Для систем гідроприводу на сьогодні існує два шляхи вирішення цієї проблеми. Перший – використання новітньої серії насосів, які мають кращу компоновку блоків керування, і систему керування від ПК. Та забезпечують: безступінчасте регулювання тиску та подачі; можливість обмеження потужності; високу точність, завдяки наявності замкнутого контуру регулювання з датчиками тиску та кута повороту похилої шайби; високу швидкодію; дозволяють пристосовувати параметри під конкретні вимоги замовника [28]. Другий – застосування гідравлічних гасителів пульсацій тиску робочої рідини [2]. Для систем пневмоприводів, це застосування гасителів шуму.

Поліпшення енергетичних характеристик гідроагрегатів за рахунок підвищення рівня тиску, використання гідропневмоакумуляторів, які використовують у якості основних, додаткових чи аварійних джерел енергії, що дозволяє забезпечити надійність роботи системи, знизити потужність джерела живлення, рекуперацію потужності у машинах циклічної дії, зменшити розміри та вартість елементів системи, суттєво підвищити ККД, тощо.

Підвищення показників технічного рівня, енергетичних характеристик та ефективності функціонування і експлуатації систем гідро – пневмопривода за рахунок використання гідроапаратів з суттєво поліпшеними статичними і динамічними характеристиками, в тому числі і з осциляцією [4]. Застосовувати апарати вкручуваного монтажу, у тому числі з пропорційним керуванням. Використовувати для виготовлення ущільнень нового термопластичного поліуретану Р6000, який стійкий

до екструзії та високих температур, хімічно стійкий та має малий коефіцієнт тертя. Поліпшенню енергетичних характеристик систем гідро – пневмопривода сприяє використання: високо інтегрованих фільтрувальних модулів, у тому числі об'єднуючих декілька функцій.

Таким чином, підвищення показників технічного рівня, поліпшення енергетичних характеристик та ефективності функціонування і експлуатації в промисловості систем гідро – пневмопривода лежить в площині застосування мехатронного підходу, замкнених систем з комп'ютерним керуванням, використання, при їх побудові, блочно-модульного принципу, новітньої серії насосів, компресорів та гідропневмоаккумуляторів, гідравлічних та пневматичних компонентів з суттєво поліпшеними статичними і динамічними характеристиками.

1.2. Зв'язок надійності з економічною ефективністю

Сучасний рівень технічного виробництва принципово дозволяє створювати вироби практично з будь якою високою надійністю, питання полягає в тому, які витрати і час будуть потрібні для досягнення поставленої мети. Витрати на створення привода з високою надійністю можуть бути настільки великі, що ефективність від підвищення надійності не покриються в процесі експлуатації машини.

Таким чином, при забезпеченні потрібного рівня надійності, перш за все потрібно виходити з отримання найбільшої сумарної економічної ефективності з урахуванням витрат на розробку, виробництво та експлуатацію і того позитивного ефекту, який отримують при використанні машини за призначенням.

Оцінку економічної ефективності привода здійснюють порівнянням сукупності найважливіших показників його якості з відповідною сукупністю показників базового зразка, який характеризує оптимальний рівень якості продукції даного виду і типорозміру [12]. В умовах ринкової економіки найважливішим показником, який визначає доцільність виробництва і впровадження в промисловість розроблювального привода – є економічний ефект. Зазначимо, що під ефектом, зазвичай, розуміють різницю між результатами та витратами або абсолютну величину вигоди, одержаної від впровадження наукових розробок. В умовах товарно-грошових відносин виміром ефекту є грошова одиниця.

При визначенні госпрозрахункового економічного ефекту розраховують масу прибутку, яка є синтетичним показником діяльності підприємства і найбільш поширеним показником визначення ефекту при виконанні проектних робіт. Комерційний ефект на основі маси прибутку розраховують як величину залишкового прибутку Π , що залишається у розпорядженні підприємства [33]

$$\Pi = \sum_{i=1}^t (P_t - Z_t - H_{\text{пр}t}) \alpha_t, \quad (1.1)$$

де t – період випуску і реалізації виробу, приймають $t = 5$ років; Z_t – вартісна оцінка витрат на виробництво виробу в t -му періоді; P_t – вартісна оцінка результатів виробництва в t -му періоді; $H_{\text{пр}t}$ – податок на прибуток в t -му періоді; α_t – коефіцієнт дисконтування результатів, який враховує фактор часу, який розраховують згідно залежності [19]

$$\alpha_t = 1 / (1 + E_{\text{пр}}^*)^{t_1 - 1}, \quad (1.2)$$

де $E_{\text{пр}}^*$ – коефіцієнт приведення результатів і витрат, зіставлений з урахуванням фактору часу, $E_{\text{пр}}^* = 0,1$ [19]; t_1 – кількість років, що відокремлюють результати даного року від кінця розрахункового періоду.

Величину вартісної оцінки результатів виробництва в t -му періоді визначають за формулою [33]

$$P_t = C_{\text{од}} N_{\text{ф}}, \quad (1.3)$$

де $C_{\text{од}}$ – ціна одиниці виробу, що проектується [21]; фактичний річний об'єм продаж $N_{\text{ф}}$ з урахуванням ступеня ризику $\beta = 5\%$, який розраховують за формулою

$$N_{\text{ф}} = N_{\text{річ}} (1 - \beta / 100), \quad (1.4)$$

де: $N_{\text{річ}}$ – річний об'єм випуску приводів.

Величину вартісної оцінки витрат на виробництво виробу в t -му періоді визначають за формулою

$$Z_t = C_{\text{повн}} N_{\text{річ}}, \quad (1.5)$$

де $C_{\text{повн}}$ – повна собівартість одиниці продукції, яка визначається за інформацією підприємств виробників, наприклад [21].

Величину податку на прибуток розраховують за формулою [33]

$$H_{\text{пр}t} = \frac{(P_t - Z_t) \% H_{\text{пр}t}}{100}, \quad (1.6)$$

де $\% H_{\text{пр}t}$ – затверджений відсоток податку на прибуток, $\% H_{\text{пр}t} = 25\%$.

На наступному етапі проводять оцінку конкурентоспроможності розробленого привода за показниками їх технічного рівня. Для цього, параметри розробленого привода зіставляють з аналогічними параметрами еталонного привода. Значення показників технічного рівня визначають розрахунковим методом за нормативно-технічною документаці-

єю. Зауважимо, що у відповідності з [12] оцінку привода проводять за тим показником, по якому є дані у аналога.

Ступінь відповідності параметрів оцінюваного привода-еталону розраховують за формулою [33]

$$I_i = P_i / P_i^e, \quad (1.7)$$

де I_i – параметричний індекс i -го параметра; P_i та P_i^e – відповідно значення i -го споживацького параметра оцінюваного виробу і виробу еталона.

Відносний показник рівня звука визначають за формулою [12]

$$L = 10^{\frac{\Delta p}{20}}, \quad (1.8)$$

де Δp – різниця тисків у приводі.

Значення відносного показника рівня звука визначають за таблицями, наведеними в [12], у залежності від точності підтримування тиску в приводі.

Зведений індекс показників технічного рівня розраховують за формулою

$$I_u = \sum_{i=1}^n B_i I_i, \quad (1.9)$$

де I_i – величина параметричного індексу i -го параметру; B_i – величина вагомості i -го параметра.

Рівень показників технічного рівня привода визначають за формулою

$$K = I_u / I_{\text{ва}}, \quad (1.10)$$

де $I_{\text{ва}}$ – зведений індекс показників технічного рівня привода-аналогу.

Якщо невідомі номінальні значення тиску, витрати, ККД та надійності аналогу, проекту і еталона, при розрахунку показників технічного рівня вважають, що вони однакові. За розрахунком зведеного індексу показника технічного рівня привода встановлюють його приналежність до категорії якості, якщо він більш ніж 0,8, то привод за показниками технічного рівня відповідає вищій категорії якості (кращім аналогам), а якщо більше за 1,0 то перевищує світовий рівень [12].

За результатами розрахунку зведеного індексу показників технічного рівня виробу за залежністю (1.9) визначають конкурентоспроможність розробленого привода. Якщо $K \geq 1,0$, тобто розроблений привод за показниками технічного рівня перевищує привод-аналог.

Економічну ефективність підвищення надійності привода визначають на основі загального принципу зіставлення отриманих результатів і витрат. Збільшення надійності привода пов'язане зі збільшенням витрат на їх виробництво і відповідно до їх цін. Це призводить до зростання витрат на їх придбання у споживачів і амортизаційних відрахувань на реновацію. Однак, вони звичайно перебиваються перевагами в експлуатації. До них належать зменшення витрат на ремонти з відновлення працездатності машини та величини матеріальних збитків при їх відмовах.

Розрахунок економічної ефективності привода базується на використанні поширених показників величин фактичного та попереднього ефекту нововведень [34]. Серед них – маса і норма прибутку, чиста поточна вартість та коефіцієнт чистої поточної вартості – $K_{\text{чпв}}$, внутрішня норма дохідності та ін. Ефект у виробництві розраховують як різницю витрат і відповідно, ціни при різних рівнях надійності привода і перевагами, які отримує споживач при підвищенні надійності машини. Слід зазначити, що для приводів характерна наявність значної номенклатури типових елементів. Тому залежність величини собівартості їх виготовлення від рівня їх надійності є величиною дискретною.

В основу даних розрахунків закладено необхідність оптимізації техніко-економічних параметрів машини, що дозволяє встановити раціональні границі їх підвищення на основі розрахунку величини економічного ефекту від виробництва та використання виробів із різним рівнем їх техніко-економічних параметрів. Зазвичай використовують метод функціонально-вартісного аналізу, на основі якого визначають найбільш раціональні шляхи підвищення надійності конструкції привода. При використанні цього методу досить повно враховуються економічні наслідки від відмови привода. Проводять оптимізацію одного з найважливіших показників надійності привода – інтенсивності відмов, який характеризує як витрати на ремонт, так і величину економічних збитків, що мають місце у результаті відмови промислових зразків. Цільова функція для розв'язання даної задачі має вигляд [34]:

$$B = K_p C_i C_{\text{тм}} (\alpha_t + H_{ai}) + n_{\text{пр}i} t_{\text{в}i} \alpha + C_{\text{то}i} + C_{\text{вн}i} + C_{\text{ін}i} \rightarrow \min, \quad (1.11)$$

де B – величина приведених витрат при визначені величини попереднього ефекту привода або величина їх ціни у першому наближенні; K_p – коефіцієнт, що враховує перевищення ціни над собівартістю (рівень рентабельності), $K_p = 1,25$ [33]; C_i – собівартість виготовлення i -го привода або його елемента; $C_{\text{тм}}$ – коефіцієнт, що враховує витрати на монтаж та транспортування виробу споживачу, $C_{\text{тм}} = 1,04$ [33]; α_t – коефіцієнт дисконтування, який враховує фактор часу, на сьогодні його чисельна ве-

личина в Україні може бути прийнята у розмірі 0,1; H_{ai} – норма амортизації i -го привода на реновацію у відсотках від його відпускної ціни, $H_{ai} = 15\%$ [19]; $n_{при}$ – кількість простоїв з провини відмови i -го привода чи машини протягом року, визначається на основі теорії надійності; t_{bi} – середній час відновлення i -го привода чи його елементу; α – часові витрати від відмови привода; $C_{тоi}$ – витрати на технічне обслуговування i -го привода; $C_{внi}$ – витрати на непланові ремонти i -го привода; $C_{інi}$ – інші витрати, що мають місце в конкретних умовах експлуатації привода.

За аналізом літературних джерел приймають: середній час відновлення i -го привода чи його елементу – t_{bi} ; часові витрати від відмови привода – α ; кількість простоїв з провини відмови i -го привода – $n_{при}$; витрати на непланові ремонти i -го привода – $C_{внi}$, інші величини, що входять до (1.11).

Собівартість виготовлення i -го привода визначають за залежністю [33]

$$C_i = C_{пит}P(t), \quad (1.12)$$

де $C_{пит}$ – питома собівартість привода-аналогу, грн./імовірність безвідмовної роботи привода; $P(t)$ – величина імовірності безвідмовної роботи привода (основного технічного параметру).

При розрахунку імовірності безвідмовної роботи привода варіюваними параметрами є значення інтенсивності відмов окремих його елементів, які обмежують їх крайніми значеннями.

В якості параметричного обмеження приймають $0 < P(t) \leq 1$.

У загальному випадку, мінімум функції (1.11) може бути знайдений за допомогою програм, наведених у роботі [6], наприклад методом найшвидшого спуску. Визначають значення цільової функції в крайніх точках надійності. Зазначимо, що мінімальним витратам на ремонт і величині економічних збитків відповідає мінімальне значення інтенсивності відмов розробленого привода.

Склад економічних збитків при експлуатації привода в машині.

При виході з ладу привода порушується робота машини. Відмітимо, що рівень надійності привода впливає не тільки на величину витрат на їх ремонти та обслуговування. Їх відмова призводить до простою машини, що, в свою чергу, викликає збитки пов'язані зі зниженням випуску виробів.

Економічну оцінку величини матеріальних збитків у споживача Z_3 виконують на основі використання правила тотожності зіставлення величин ефектів за варіантами. При цьому, усі види збитків, пов'язані з простоями машини, розраховують у порівнянні із їх нормативною продуктивністю при відсутності відмов та її величиною при наявності відмов.

Зростання капіталовкладень ΔK у зв'язку із необхідністю створення додаткових виробничих потужностей, у результаті недовикористання існуючої машини, та відмовою привода розраховують за формулою

$$\Delta K = K_1 P_d T_{\text{пр}}, \quad (1.13)$$

де K_1 – питомі капітальні витрати на виробництво одиниці продукції; P_d – добова продуктивність машини; $T_{\text{пр}}$ – кількість діб простою машини на рік у зв'язку з відмовою привода.

Втрати прибутку $\Delta \Pi$ визначають як різницю між ціною C_1 та середньою собівартістю C_1 одного виробу помножену на час простою обладнання та добову продуктивністю за залежністю

$$\Delta \Pi = (C_1 - C_1) T_{\text{пр}} P_d. \quad (1.14)$$

В формулі (1.14) різницю $(C_1 - C_1)$ представляють як $C_1 \%Pr$, де $\%Pr$ – відсоток прибутку у ціні на одиницю виробу.

Експлуатаційні збитки при відмові привода ΔE розраховують за формулою

$$\Delta E = C_p + \Delta A + \Delta NB, \quad (1.15)$$

де C_p – річні витрати на усунення раптових відмов привода; ΔA – недоамортизація обладнання на одиницю продукції у результаті зменшення випуску продукції; ΔNB – зростання накладних витрат у собівартості одиниці продукції у зв'язку з простоем машини.

Складові, які входять до (1.15), визначають за наступними формулами:

$$C_p = n_b [C_m + 3P_p t_p (1 + \%3\Pi) + 3P_{\text{г}} t_p \%NB],$$

де n_b – кількість відмов проводу, од./рік; C_m – вартість матеріалів на один ремонт, грн./од.; $3P_p$ – заробітна плата ремонтного персоналу, грн./рік; $\%3\Pi$ – нарахування на заробітну плату у відсотках $3P_{\text{г}}$ – годинна заробітна плата ремонтників, грн./год.; t_p – час заміни привода, год./од.; $\%NB$ – відсоток накладних витрат до заробітної плати;

$$\Delta A = \frac{C_{\text{об}} H_a T_{\text{пр}}}{\Phi_d}, \quad (1.16)$$

де H_a – норма амортизації обладнання, 15%; Φ_d – дійсний річний фонд роботи обладнання, діб/рік;

$$\Delta NB = \frac{C_1 (1 - \%Pr) \gamma_{\text{НК}} P_d \Phi_d T_{\text{пр}}}{\Phi_d}, \quad (1.17)$$

де $\%Pr$ – відсоток прибутку у ціні на одиницю виробу; γ_{HK} – питома вага накладних витрат у собівартості одиниці виробу.

Визначають окремі складові, що входять до формули (1.15) та визначають: зростання капіталовкладень у зв'язку із необхідністю створення додаткових виробничих потужностей; втрати прибутку; експлуатаційні збитки. Проводять аналіз складу економічних збитків при експлуатації приводу в машині.

Приклад 1.1. Розрахувати величини залишкового прибутку, що залишається у розпорядженні підприємства для гасителя пульсацій тиску та гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем. Дано: період випуску і реалізації виробу становить 5 років; річний об'єм випуску гасителів пульсацій тиску становить 50 шт., а стендів – 5 шт.; ціна гасителя пульсацій тиску становить 1554 грн., а стенда для випробування гідроапаратури з гасителем – 45760 грн.

Розв'язок. Розрахунок величини залишкового прибутку, що залишається у розпорядженні підприємства, та окремих його складових проводили за формулами (1.1) – (1.6), результати розрахунку зводили в таблицю 1.1.

Таблиця 1.1

Результати розрахунку величини залишкового прибутку Π , що залишається у розпорядженні підприємства при реалізації гасителя пульсацій тиску (ГПТ) та гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем (ГА з ГПТ)

	Показник, в грн.								
	$C_{од}$	$N_{річ}$	$N_{ф}$	$C_{повн}$	Z_t	P_t	$H_{прт}$	Π	$\Pi/5$
ГПТ	1554	50	47	1243	62150	73038	2722	54793,86	10958,77
ГА з ГПТ	45760	5	5	36602	183020	228800	11445	230387,85	46077,57

З табл. 1.1 видно, що при реалізації 50 гасителів пульсацій тиску величина залишкового прибутку Π , що залишається у розпорядженні підприємства становить 10958,77 грн. в рік, (одного гасителя – 219 грн. в рік), а 5 гідроагрегатів стендів для випробування гідроапаратури з гасителем пульсацій тиску – 46077,57 грн. в рік (одного гідроагрегата стенда – 9215,5 грн. в рік). Таким чином, виробництво гасителя пульсацій тиску та гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем є цілком економічно обґрунтованим.

Приклад 1.2. Дати оцінку конкурентоспроможності гасителя пульсацій тиску та гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем. В якості еталона взяти гаситель пульсацій тиску без пружних елементів. При розрахунку показників технічного рівня прийняти, що номінальні значення тиску, витрати, ККД та надійність аналогу, проекту і еталона однакові. Номінальні параметри гасителів пульсацій тиску та стенда для випробування гідроапаратури з гасителем задані (див. табл. 1.2 і 1.3).

Розв'язок. Параметри розробленого гасителя пульсацій тиску зіставляли з аналогічними параметрами гасителя без пружних елементів. Використовували формули (1.7) – (1.10). Вагомість показника в балах визначали шляхом експертних оцінок. Зазначимо, що вагомість показника можна взяти з літератури, наприклад з роботи [12]. Значення відносного показника рівня звуку визначали за таблицями, наведеними в [12], у залежності від точності підтримування тиску в гідроагрегаті.

Зведений індекс показника технічного рівня гасителя пульсацій тиску становить 0,9746. За результатами розрахунку зведеного індексу показників технічного рівня виробу (табл. 1.2), за залежністю (1.10) визначили конкурентоспроможність розробленого гасителя. $K = 1,04$, тобто розроблений гаситель пульсацій тиску за показниками технічного рівня перевищує виріб-аналог.

Таблиця 1.2

Оцінка показників технічного рівня розробленого гасителя пульсацій тиску

Найменування основних параметрів	Величина показників якості за варіантами			Відносний показник технічного рівня виробу		Вагомість показника, бали	Зведений індекс показника технічного рівня	
	Аналог	Проект	Еталон	Аналог	Проект		Аналог	Проект
1. Коефіцієнт гасіння	6	8	10	0,6	0,8	0,1	0,06	0,08
2. Перевищення тиску від номінального при різкому перевантаженні ГА, %	10	7	7	0,7	1,0	0,05	0,035	0,05
3. Маса ГПТ, кг	3,5	3,7	3,5	1,0	0,946	0,1	0,1	0,0946
4. Відносний рівень звука	1,7	1,4	1,4	0,82	1,0	0,05	0,041	0,05
5. Однакові показники	-	-	-	1,0	1,0	0,7	0,7	0,7
Комплексний показник	-	-	-	-	-	1	0,936	0,9746

Підвищення технічного рівня гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем (табл. 1.3) обумовлено тим, що використання гасителя пульсацій тиску дозволило підвищити точність підтримання в ньому тиску та зменшити рівень шуму.

Таблиця 1.3

Оцінка показників технічного рівня гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем

Найменування основних параметрів	Величина показників якості за варіантами			Відносний показник технічного рівня виробу		Вагомість показника, бали	Зведений індекс показника технічного рівня	
	Аналог	Проект	Еталон	Аналог	Проект		Аналог	Проект
1. Точність підтримання тиску в ГА, %	7,93	3,7	3,5	0,44	0,946	0,1	0,044	0,0946
2. Відносний рівень звука	1,7	1,4	1,4	0,82	1,0	0,05	0,041	0,05
3. Однакові показники	-	-	-	1,0	1,0	0,85	0,85	0,85
Комплексний показник	-	-	-	-	-	1	0,935	0,9946

За результатами розрахунку зведеного індексу показників технічного рівня гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем (табл. 1.3) він становить 0,9946, за класифікацією [12] за технічним рівнем відповідає кращім аналогам. Конкуренентоспроможність розробленого гідроагрегата стенда для випробування гідроапаратури з гасителем $K = 1,064$, тобто за показниками технічного рівня він перевищує виріб-аналог.

Приклад 1.3. Дати економічну оцінку надійності гасителя при розробці та експлуатації. Дано: середній час відновлення i -го гасителя чи його елементу $t_{\text{в}i} = 2,4$ години; часові витрати від відмови гасителя $\alpha = 18,8$ грн./годину; кількість простоїв з провини відмови i -го гасителя $n_{\text{пр}i} = 1,3/P(t)$ 1/імовірність безвідмовної роботи гасителя; витрати на непланові ремонти i -го гасителя $C_{\text{вн}i} = 410/P(t)$ грн./імовірність безвідмовної роботи гасителя; питома собівартість гасителя-аналогу, $C_{\text{пит}} = 1253$ грн./імовірність безвідмовної роботи гасителя. Відомі граничні значення імовірності безвідмовної роботи гасителя за 10000 годин: $P_{\text{max}}(10000) = 0,94$; $P_{\text{min}}(10000) = 0,893$.

Розв'язок. Приймали, що середній час відбудови i -го гасителя чи його елементу $t_{\text{в}i}$, часові витрати від відмови гасителя α , витрати на технічне обслуговування i -го гасителя $C_{\text{то}i}$ та інші витрати $C_{\text{ін}i}$, які залежать від конкретних умов експлуатації гасителя, кваліфікації обслуговуючого персоналу та оснащення підприємства, для варіантів, що розглядаються, є однаковими. Це дозволило цільову функцію (1.11) записати у вигляді

$$B = K_p C_i C_{\text{тм}} (E_t + H_{\text{а}i}) + n_{\text{пр}i} t_{\text{в}i} \alpha + C_{\text{вн}i} \rightarrow \min . \quad (1.18)$$

Визначали за залежністю (1.12) собівартість виготовлення i -го гасителя. Вводили параметричне обмеження $0 < P(t) \leq 1$.

Визначення цільової функції в крайніх точках надійності, при імовірності безвідмовної роботи гасителя, що дорівнює 0,979 та 0,893 показало, що вона відповідно становить 2472,04 грн. та 2342,92 грн. Таким чином, мінімальним витратам на ремонт і величині економічних збитків відповідає мінімальне значення інтенсивності відмов розробленого гасителя.

Аналіз залежності величини приведених витрат (1.18) показує, що зі зменшенням надійності гасителя зменшується перший доданок, який становить добуток рівня рентабельності, собівартості виготовлення гасителя, коефіцієнта, що враховує витрати на монтаж та транспортування на суму коефіцієнта дисконтування і норми амортизації на реновацію. При цьому, збільшуються два інших доданка, які характеризують добуток кількості простоїв з провини відмови гасителя на середній час його відбудови і часові витрати від цієї відмови, та витрати на непланові ремонти. Прирівнявши перший доданок двом іншим визначили граничний рівень імовірності безвідмовної роботи гасителя (надійності). Згідно розрахунків він становить $P_{\text{гр}} = 0,48$, а імовірність безвідмовної роботи розробленого гасителя, у якого всі елементи мають максимальне значення інтенсивності відмов (виконані на межі технологічних допусків – мають максимальні значення інтенсивності відмов) $P = 0,893$. Мінімальне значення імовірності безвідмовної роботи розробленого гасителя в 1,86 рази перевищує граничне значення, таким чином, надійність розробленого гасителя достатньо висока.

Приклад 1.4. Визначити склад економічних збитків при експлуатації гасителя пульсацій тиску в гідроагрегаті стенда для випробувань гідроапаратів. Дано: $\%Pr$ – відсоток прибутку у ціні на один гідроапарат, 0,32; $\gamma НК$ – питома вага накладних витрат у собівартості одного гідроапарата, 0,15; K_1 – питомі капітальні витрати на виробництво одного гідроапарата, 423 грн.; Π_d – добова продуктивність стенда, 14 шт./добу; T_{np} – кількість діб простою стенда на рік у зв'язку з відмовою гасителя, 0,07 діб/рік.

Розв'язок. За формулою (1.13) розраховували зростання капіталовкладень ΔK , а за формулою (1.14) зростання капіталовкладень ΔK у зв'язку із необхідністю створення додаткових виробничих потужностей, у результаті недовикористання існуючого стенда. Використовували формули (1.16) і (1.17) визначали складові, що входять до формули (1.15). В результаті розрахунку отримали: $C_p = 45,3$ грн.; $\Delta A = 0,5$ грн.; $\Delta HB = 125,95$ грн., тоді отримали $\Delta E = 171,75$ грн. Результати розрахунку зводили в таблиці 1.4.

Таблиця 1.4

Втрати споживачів та їх питома вага

	Додаткові капіталовкладення	Втрати прибутку	Експлуатаційні збитки				Загальна сума збитків
			Непланові ремонти	Недоамортизація	Зростання накладних витрат	Загальна сума	
грн.	414,5	192,6	45,3	0,5	125,95	171,75	778,85
%	53,22	24,73	5,82	0,06	16,17	22,05	100

Таким чином, економічні збитки при експлуатації гасителя в гідроагрегаті стенда для випробувань гідроапаратів становлять: зростання капіталовкладень у зв'язку із необхідністю створення додаткових виробничих потужностей – 414,5 грн.; втрати прибутку – 192,6 грн.; експлуатаційні збитки – 171,75 грн.

Найбільш питому вагу збитків складають втрати на додаткові капіталовкладення, більш ніж 53%, та втрати прибутку підприємства за час відновлення стенду, майже 25 % (табл. 1.4). Зауважимо, що абсолютні величини збитків збільшуються при випуску гідроапаратів з більш високою ціною.

1.3. Показники надійності

Показники надійності використовуються для порівняння варіантів конструктивних рішень, обґрунтування заходів, щодо підвищення технічного рівня, розробки технології експлуатації, ремонтів та зберігання, встановлення норм запасних частин. Всі показники надійності поділяють на одиничні та комплексні. Одиничні показники характеризують одну будь-яку властивість надійності привода, а комплексний показник – декілька властивостей, що складають надійність.

Усі показники надійності визначаються станом привода, яких може бути два: роботоспроможний (роботоспроможність) і нероботоспроможний (нероботоспроможність).

Роботоспроможний стан – стан привода, при якому він здатний виконувати задані функції, зберігаючи значення заданих параметрів у межах, встановлених нормативно-технічною документацією (ДСТУ, технічними умовами, та іншою документацією по експлуатації привода).

Нероботоспроможний стан – стан привода, при якому значення будь-якого заданого параметра, який характеризує здатність привода виконувати задані функції не відповідає вимогам нормативно-технічної документації.

Безвідмовна робота (безвідмовність) – властивість привода безперервно зберігати працездатність протягом деякого часу або деякого напрацювання.

Напрацювання – тривалість або об'єм роботи привода, які можна виражати часом в годинах, циклами спрацювань, об'ємом виконаної роботи в тонах, кубометрах, і т.і.

В процесі експлуатації або дослідженні розрізняють напрацювання добове, місячне, річне, напрацювання до першої відмови, до першого ремонту, тощо.

Привод в будь-який момент часу знаходиться в справному чи несправному стані.

Справний стан – стан, при якому привод відповідає всім вимогам, встановленим нормативно-технічною документацією. Якщо привод не відповідає хоча б одній вимозі встановленої нормативно-технічної документації, то такий стан вважається несправним, тобто в приводі виникла якась несправність.

Нероботоспроможний стан привода виявляється через відмову.

Відмовою називається подія, яка порушує працездатність привода. Для кожного привода ознаки відмов встановлено в нормативно-технічній документації.

Зазначимо, що несправний привод може бути роботоспроможним, причому група параметрів яка визначає його роботоспроможність знаходиться в заданих межах, а деякі характеристики які безпосередньо не впливають на роботоспроможність, не відповідають вимогам. Наприклад, пошкодження фарбування, ржа, невеликі тріщини, тощо, які є несправностями, але до певних меж не впливають на роботоспроможність. До нероботоспроможного стану привод може перейти тільки через відмову як з справного стану, так із несправного, але працюючого.

Безвідмовна робота – властивість привода безперервно зберігати працездатність протягом деякого часу або деякого напрацювання.

Довговічність – властивість привода зберігати працездатність до початку граничного стану при встановленій системі технічного обслуговування і ремонтів. Граничний стан визначають ознаки, які обговорені в технічній документації.

Граничний стан – стан, при якому подальша експлуатація привода повинна бути зупинена із-за не усуненого порушення вимоги безпечності, зниження ефективності експлуатації та із-за необхідності проведення ремонтів. Ознаки граничного стану встановлюються експлуатаційною документацією.

Основними показниками граничного стану є моральне та фізичне зношення. Моральне зношення обумовлена тим, що споживацька вартість машини стає меншою допустимою, встановленою для даної галузі промисловості. Фізичний знос призводить до збільшенню витрат, пов'язаннях з ненадійністю привода.

Для оцінки довговічності використовують дві категорії показників. До першої категорії відносяться показники, що характеризують вихід за допустимі межі основних технічних характеристик, вихідних параметрів (ККД, тиск, потужність, швидкість, тощо). В цьому випадку основними показниками надійності буде ресурс (або термін служби).

До другої категорії відносяться показники, що характеризують здатність привода виконувати свої функції з мінімальними витратами на ремонт та обслуговування.

Показником який визначає довговічність привода є коефіцієнт технічного використання [31]

$$K_T = T_p / \left(T_p + \sum_{i=1}^n T_{pmi} \right),$$

де T_p – час роботи привода за період експлуатації; T_{pmi} – сумарна тривалість ремонту за цей період експлуатації.

Коефіцієнт технічного використання є безрозмірним ($0 < K_T < 1$) і чисельно рівним імовірності того, що в довільно взятий момент часу привод працює, а не знаходиться в ремонті.

Час який витрачається на ремонт та технічне обслуговування привода, залежить не тільки від методів експлуатації та технології ремонту, а також від його конструкції, пристосованості до ремонтів, тобто від ремонтпридатності.

Ремонтпридатність – властивість привода пристосовуватися до попередження і виявлення причин виникнення його відмов, ушкоджень і усунення їх наслідків через проведення ремонтів та технічного обслуговування.

Зберігання – властивість привода безперервно зберігати справний та працездатний стан протягом і після зберігання або транспортування.

За можливістю відновлення приводи поділяються на ті, що відновлюються та не відновлюються.

Відновлювальним вважається привод, роботопроможність якого в випадку виникнення відмови може бути відновлена, а відновлення передбачене системою ремонтів.

Роботоспроможність невідновлювальних приводів після відмови відновленню не підлягає по технічним або експлуатаційним причинам. Для невідновлювальних приводів поняття довговічності співпадає з поняттям безвідмовності.

Для приводів деталі та вузли які після першої відмови замінюють, складають групу невідновлювальних. До них належать ущільнення, пружини, прокладки, кульові та голчаті клапани, фільтри, підшипники, шестерні, тощо. До відновлювальних елементів, які підлягають ремонту, належать: гідророзподільники; торцеві розподільники; ротори; клапани; гідроциліндри, тощо.

Запитання для самоконтролю.

1. Як визначити надійність привода?
2. Від яких факторів залежить надійність привода?
3. Вкажіть шляхи підвищення технічного рівня гідро – пневмоприводів.
4. Яким чином здійснюють оцінку економічної ефективності привода?
5. Яким чином визначають технічний рівень розроблювального привода?
6. Який порядок розрахунку економічної ефективності привода?
7. Як розрахувати склад економічних збитків при експлуатації привода в машині?
8. Перелічите показники надійності привода.
9. Який параметр привода характеризує коефіцієнт технічного використання?
10. Дайте визначення: напрацюванню; відмові; граничному стану.

РОЗДІЛ 2. ВІДМОВИ ЕЛЕМЕНТІВ ПРИВОДА

2.1. Класифікація відмов

Для аналізу та кількісної оцінки надійності привода використовують поняття “відмова” і “пошкодження”. Підвищення надійності привода є загально технічною задачею, яка вирішується на усіх етапах проектування, виготовлення та експлуатації. Залежно від призначення і умов експлуатації привода вплив виробництва на розподіл відмов змінюється.

Пошкодження – це подія, при якій порушена справність привода або його складових частин через вплив зовнішніх факторів, які перевищують рівні, встановлені нормативно-технічною документацією. Пошкодження, які є причинами відмов, бувають значними і незначними, при яких працездатність привода не порушується.

Класифікація відмов здійснюється за різними ознаками, Головними з яких є причини виникнення, характер змін параметрів привода до моменту завершення відмови, ступінь впливу відмови на працездатність, можливість передбачення та ін. На рисунку 2.1 наведена класифікація відмов.

Причини виникнення відмов поділяють на чотири групи.

1. Відмови, що є наслідком грубих похибок, пов'язаних з порушенням норм проектування, з недотриманням вимог нормативно-технічної документації на проектування (ДСТУ, ТУ, тощо), з порушенням технології виробництва та вимог встановлених конструкторською і технологічною документацією, с порушенням правил и умов експлуатації.

2. Відмови викликані прихованими дефектами та пошкодженнями, виявлення та попередження яких потребує спеціальних досліджень фізико-хімічних процесів, що відбуваються в реальних умовах експлуатації, наприклад зміна характеристик сполучених поверхонь у період роботи привода в залежності від навантаження та температури.

3. Відмови, викликані зовнішніми впливами (динамічними навантаженнями, температурою, вібраціями тощо), значення яких перевищують встановлені розрахунком.

4. Відмови викликані природним старінням та спрацюванням матеріалів і зміною властивостей робочої рідини в процесі експлуатації.

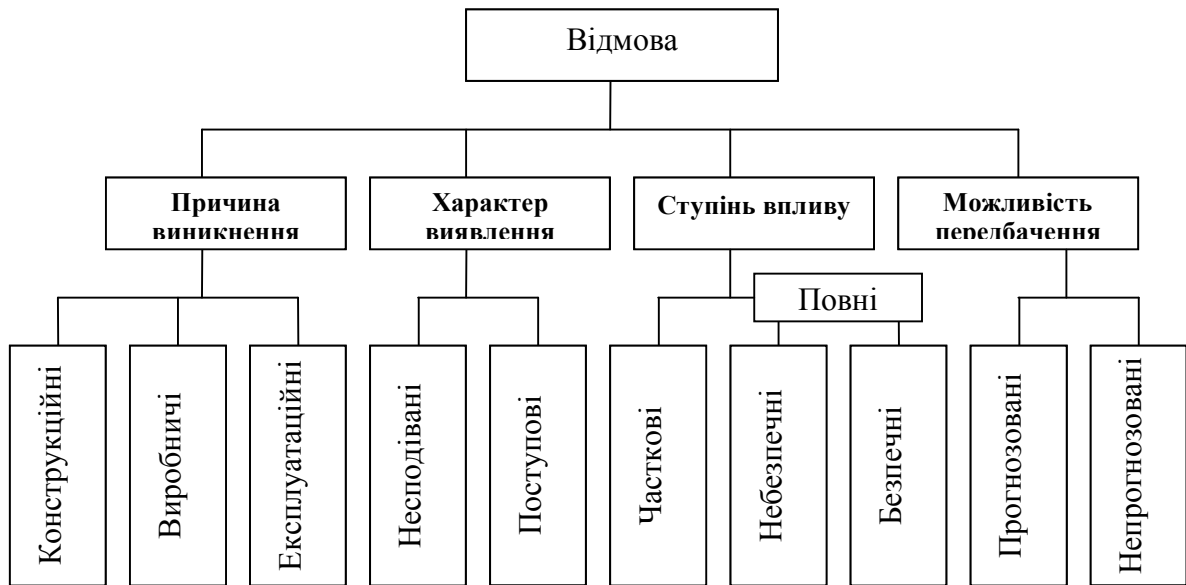


Рисунок 2.1. Класифікація відмов

Відмови класифікують за різними ознаками, основними з яких є причини виникнення несправностей, що приводять до відмови, характер зміни параметрів привода, тобто характер проявлення відмови до моменту втрати роботоспроможності, можливість прогнозування відмови.

Конструктивна відмова обумовлена похибками при проектуванні та недотримання норм і правил проектування. Зазвичай конструктивні відмови багатократно виявляються в період експлуатації, тобто стають систематичними. Причини таких відмов можуть бути з певною достовірністю встановлені та усунені.

Виробнича відмова виникає із-за порушення встановленого процесу виготовлення і ремонту (використання матеріалів з властивостями відмінними від заданих технічною документацією, використання некондиційних комплектуючих тощо). Виробничі відмови також можуть бути систематичними.

Експлуатаційні відмови є наслідком порушення встановлених правил і умов експлуатації, а також зношуванням сполучених деталей, зміною властивостей робочої рідини, похибок операторів тощо.

По характеру виявлення всі відмови поділяються на несподівані та поступові. Швидкість зміни узагальненого параметра, який характеризує роботоспроможність привода (тиск, витрата, ККД і т.і.), у поступових відмов має скінчене значення. Поступові відмови привода є наслідком незворотних змін в часі його властивостей, спричинених старінням, зношуванням, накопиченням пошкоджень внаслідок втоми, забрудненням фільтрів та дроселів, облітерацією запірно-регулюючих елементів тощо.

Несподівані відмови характеризуються раптовою зміною швидкості узагальненого параметра під дією одного або декількох збудуючих впливів. Основною ознакою несподіваних відмов є незалежність моменту його виникнення від тривалості попередньої роботи привода. Наприклад, поломка та деформація деталей внаслідок перевантаження.

Відмови виникнення яких пов'язано зі зміною параметрів привода називають параметричними. Поняття “параметрична відмова” і “поступова відмова” – різні, так як параметричні відмови можуть включати в себе поступові та раптові, якщо є аналітичний опис відповідного процесу. Поділ відмов на поступові та раптові – умовна та пов'язана з можливістю контролю процесу.

Поступові відмови які можна контролювати та прогнозувати називають прогнозованими. Якщо позначити час початку розвитку відмови як t_0 , а час завершення відмови як t_a , то $\Delta t = t_a - t_0$ називається часом експозиції відмови. Якщо швидкодія система контролю t_k , то при $\Delta t < t_k$ відмова вважається прогнозована, а при $\Delta t > t_k$ – не прогнозована і її можна віднести до категорії раптових.

Нижче наведено, середній по різних типах приводів, розподіл відмов у відсотках за категоріями і причинами.

Відмови за причиною виникнення		із за відсутності функціонування	15
конструктивні	20	із за порушення динамічної стійкості	10
виробничі	50	із за руйнування силових елементів	15
експлуатаційні	30		
Відмови за характером проявлення		Відмови елементів привода	
несподівані	40	трубопроводів і шлангів	35
поступові	60	розподільчих пристроїв типу плунжер – гільза	20
прогнозовані	20		
не прогнозовані	80		
Відмови за ознакою виявлення		елементів автоматики	10
із за негерметичності	45	дроселів і фільтрів	25
із за невідповідності параметрів встановленому рівню	15	силових елементів	10

У залежності від призначення та умов експлуатації привода, конструювання, виробництва та експлуатації привода значення у розподіленні відмов змінюється. Для приводів, до яких ставляться досить жорсткі вимоги якості виробництва та експлуатації, розподіл відмов за причинами виявлення буде наближатися до рівномірного. Для приводів, працюючих в тяжких умовах експлуатації (дорожні, сільськогосподарські, горно-видобувні и ін. машини), найбільша доля відмов визначається експлуатаційними причинами. Намагання підвищити тиск робочої

рідини в приводі призведе до збільшенню відсотка відмов пов'язаних з негерметичністю елементів.

2.2. Фактори які визначають надійність гідроприводу

На всіх стадіях життєвого циклу привода відбувається поетапний контроль його параметрів. Не дивлячись, на це в процесі експлуатації привода спостерігаються відмови. Поява відмов пояснюється роботою привода в складних умовах, при цьому різні процеси і фактори змінюють в часі значення функціональних параметрів. Крім того в процесі життєвого циклу привода має місце відхилення фізичних властивостей та міцності матеріалів від заданих, нестабільність і ідентичність технологічного процесу. Змінність зовнішніх впливів та навантажень. Всі процеси, які впливають на працездатність привода, можна розділити на три категорії:

1. Швидкоплинні процеси, які характеризуються великими швидкостями і періодичністю зміни параметрів, що визначаються долями секунди. До таких процесів належать вібрації елементів, що виникають через механічні коливання елементів та резонансними збудженнями, пульсації тиску робочої рідини та ін. Ці процеси впливають на взаємозв'язок та взаємне розташування елементів і спотворюють робочий цикл привода.

2. Процеси середньої швидкості, які відбуваються за час безперервного циклу роботи машини; їх тривалість вимірюється хвилинами і годинами. До таких процесів належать зміни температури робочого середовища і робочого тіла, вологості, фізичних властивостей робочої рідини, властивостей ущільнень та ін. Такі процеси приводять до поступової зміни характеристик привода.

3. Процеси, що спливають повільно за весь час експлуатації. До них належать спрацювання поверхонь тертя, природне старіння і втома матеріалів, сезонні зміни температури вологості та ін. Вони спричиняють експлуатаційні відмови.

Крім зазначених процесів, на працездатність привода впливає багато різних випадкових факторів, які передбачити заздалегідь та урахувати не можливо. За своєю природою вони є детермінованими, а за впливом на конкретний привод – випадковими. Класифікація факторів, що визначають надійність привода, показана на рисунку 2.2.

Кліматичні фактори. До них належать температура, вологість, атмосферний тиск, сонячна радіація та пил оточуючого середовища.

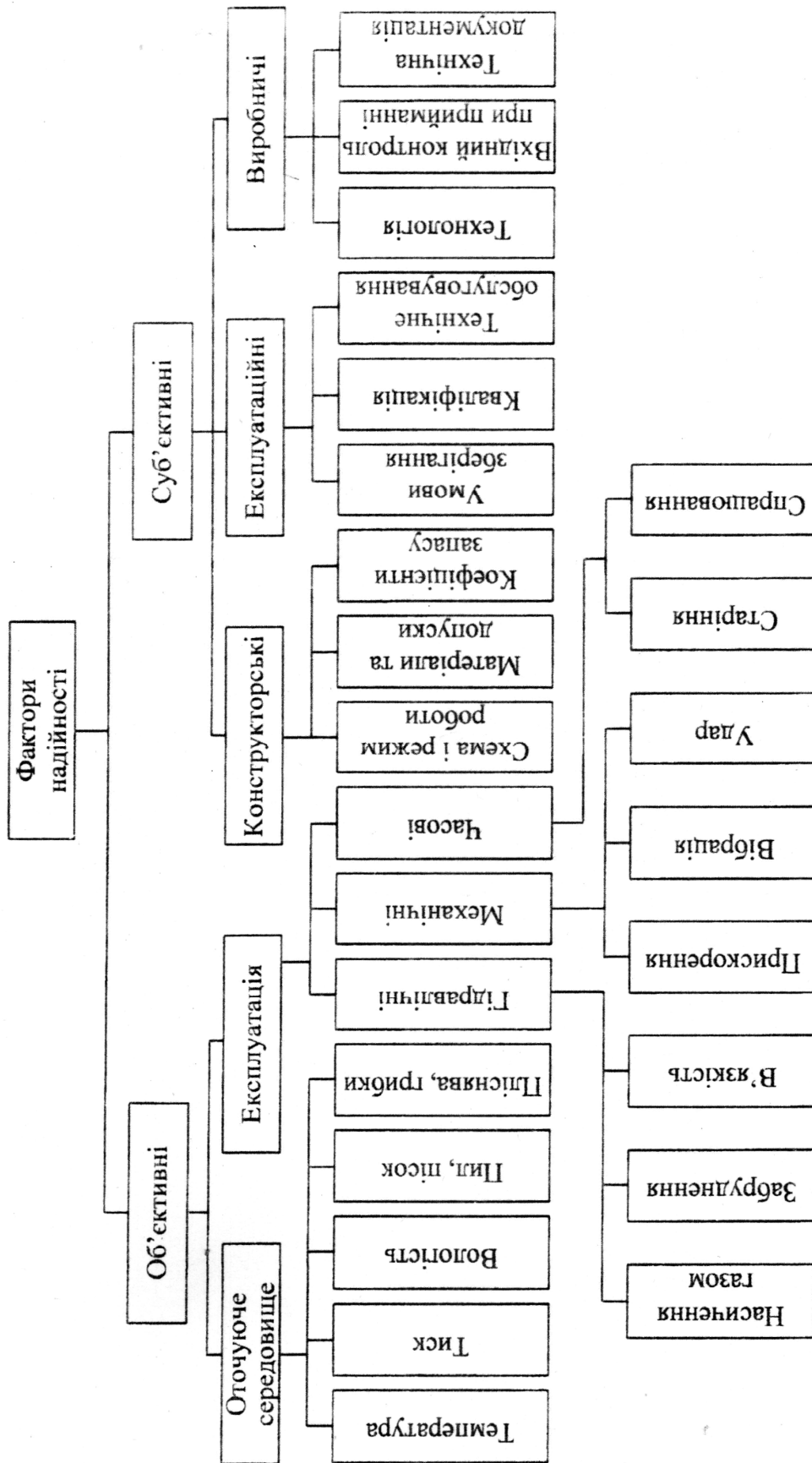


Рис. 2.2. Фактори, що визначають надійність

Умови експлуатації вважаються нормальними, коли температура оточуючого середовища 293 ± 10 К, відносна вологість повітря $60 \pm 20\%$, атмосферний тиск 1000 ± 67 гПа, в повітрі немає пилу і шкідливих домішок.

Такі умови можна створити лише в спеціально обладнаних приміщеннях.

Температура є одним із найбільших активних факторів зовнішнього середовища. При підвищенні температури механічні властивості більшості матеріалів погіршуються, знижуються величини модуля пружності та межа міцності. Через високу температуру старіють пластмаси і гумові матеріали. Речовини для насичування і змащення втрачають в'язкість, що веде до збільшення витоків робочої рідини і перегріву механічних елементів.

Низька температура знижує механічну міцність матеріалів, зменшує пластичність, підвищує крихкість, приводить до згущення змащувальних матеріалів та збільшення в'язкості робочої рідини, що приводить до втрати потужності. Особливо шкідливо впливає на конструкцію привода періодична (добова) зміна температури. Різка зміна температури приводить не тільки до погіршення міцності, а також до зміни лінійних вимірів, руйнуванню паяних та зварних сполучень, деформації деталей.

Вологість повітря також суттєво впливає на працездатність привода. При відносній вологості $60 - 70\%$ на поверхні матеріалу з'являється молекулярний шар води, який при подальшому збільшенні вологості переходить в полімолекулярний, і шар води досягає товщини декілька десятків мікрометрів. Волога, що знаходиться на поверхні, проникає по порам всередину матеріалу та викликає електрохімічну корозію, змінює механічні та електричні властивості провідників та ізоляторів.

Твердість часток пилу та піску, що міститься в повітрі часто перевищує твердість матеріалу, з якого виготовлені елементи привода, це прискорює знос пар тертя та збільшує імовірність виникнення корозії матеріалу, забруднює робочу рідину, захаращує дроселі і канали.

Гідравлічні фактори. Носієм енергії в приводі є рідина або газ, тому будь-який вплив, що веде до зміни характеристик робочого тіла, може бути причиною відмов. До гідравлічних впливів належать чистота, рівень насичення газом і температурні зміни характеристик робочої рідини.

При роботі привода в робочу рідину потрапляють продукти зношування пар тертя. При зберіганні забруднюючі речовини виділяються в результаті процесів окислення між рідиною та присадками, які використовуються для покращення експлуатаційних властивостей робочих рідин. Для промислового привода робоча рідина вважається чистою, якщо забруднення за масою не перевищує $0,005\%$, тобто 50 мг/л [31]. Встановлено, що підвищення тонкості очищення робочої рідини з 15 до

5 мкм збільшує термін роботи гідроприводу в 5 –7 разів [30]. За даними роботи [31] номінальна тонкість фільтрації (в мкм) для робочих рідин, що використовуються в машинобудівному гідроприводі становить:

Насоси і мотори

аксіально-пршневі	25	Гідроциліндри	40
шестеренні	65	Розподільники	10
радіально-поршневі	25	Клапани	10
пластинчаті	40	Реле тиску	65

Забруднення робочої рідини приводить до інтенсивного зношування розподільчих пристроїв насосів, інших елементів, що призводить до зниження об'ємного ККД, зменшення жорсткості системи та швидкості виконавчих механізмів. Крім того робота на забрудненій робочій рідині призводить до збільшення зусиль необхідного для переміщення запірно-регулюючих елементів.

На фізичні параметри робочої рідини суттєвий вплив має температура, яка змінюється внаслідок її протікання крізь дроселюючі елементи привода. При збільшенні температури зменшується в'язкість робочої рідини (для повітря та газу навпаки), що призводить до збільшення витоків і зменшення об'ємного ККД. Для стабілізації температурного режиму привода використовують кондиціонери.

На динамічні характеристики привода також впливає присутність повітря в робочій рідині, яке змінює жорсткість робочого тіла. Робоча рідина гідравлічних систем практично завжди багатофазна. Рідина містить газоповітряну складову, яка буває в розчиненому (фаза Р) і в нерозчиненому (фаза Г) стані – у вигляді бульбашок. Найбільш інтенсивне підсмоктування повітря відбувається в зонах пониженого тиску в лініях всмоктування, в зазорах плунжерних пар, через ущільнення торцевих розподільників.

В процесі функціонування привода, на окремих його ділянках відбувається зміна тиску робочої рідини, внаслідок чого змінюється співвідношення між розчиненим та нерозчиненим повітрям, що міститься в ній. Зміну об'єму розчиненого повітря згідно закону Генрі розраховують за формулою

$$V_{r0}(t) = \alpha V_p p(t) / p_0 ,$$

де α – коефіцієнт розчинності повітря в робочій рідині; V_p – об'єм робочої рідини; $p(t)$ і p_0 – відповідно абсолютне значення тиску в приводі і його початкове значення.

Об'єм нерозчиненого повітря в рідині визначають за залежністю

$$V_r^*(t) = V_{r\Sigma} - V_{r0}(t),$$

де $V_{r\Sigma}$ – сумарній об'єм розчиненого та нерозчиненого повітря в РР.

Час за який робоча рідина насичується повітрям залежить від площі поверхні, що розділяє, ступеня збурення цієї поверхні, коефіцієнта дифузії, тиску і інших факторів. У спокійному стані поверхні рідини яка знаходиться під дією атмосферного тиску, час насичення становить десятки та навіть сотні годин, а при інтенсивному перемішуванні – секунди або долі секунд. Розрахунок модуля об'ємної пружності робочої рідини з урахуванням газомісту проводять за уточненою нами формулою з роботи [13]

$$E_{cm}(t) = E_p \frac{p(t)^2 [V_p^* + V_r^*(t)p_0/p(t)]}{V_p^* p(t)^2 + V_r^*(t)E_p p_0},$$

де E_p – модуль об'ємної пружності робочої рідини; V_p^* – відношення об'єму робочої рідини V_p до сумарного об'єму газорідинної суміші $V_{r\Sigma}$, $V_{r\Sigma} = V_p + V_r$; $V_r^*(t)$ – об'єм нерозчиненого повітря, приведений до нормальних умов, $V_r^*(t) = V_r(t)p(t)T^*/(p^*T)$, де – $V_r(t)$, $p(t)$ і T – відповідно об'єм тиск і температура повітря при робочих умовах. Зазначимо, що * позначено параметри при нормальних умовах.

Середню густину робочої рідини з урахуванням газомісту та змінного в часі тиску в приводі розраховують за залежністю з статті [3] яку представляли у вигляді:

$$\rho_c(t) = \rho_{pp0} [1 - z(t)] \cdot \left[1 + \frac{p(t) - p_0}{E_{cm}(t)} \right] + \rho_{r0} z(t) \frac{p(t)}{p_0},$$

де ρ_{pp0} та ρ_r – густина робочої рідини та газу в усталеному режимі відповідно; $z(t)$ – доля об'єму рідинно-газової суміші (середовища), зайнятої газом, $z(t) = V_r^*(t) / [V_p + V_r^*(t)]$.

Наявність у робочих рідинах повітря збільшує високочастотні коливання тиску в каналах привода, що приводить до збільшення рівня вібрації трубопроводів, додатковому збільшенню шуму, можливості нерівномірності руху виконавчих механізмів.

Несприятливо впливає на привод кавітація. Гідродинамічна кавітація виникає при місцевому зменшенні тиску нижче критичної величини через великі місцеві швидкості у потоку рідини і обумовлена порушенням суцільності всередині рідини, тобто виникають кавітаційні бульбашки. Рухаючись у змінному полі тиску, бульбашки тріскаються, і виникають високочастотні удари частинок рідини на поверхні металу,

через які зменшується його міцність, що супроводжується виникненням осередків руйнування у вигляді каверн, тріщин і викришування.

Старіння робочої рідини це зміна її складу та властивостей обумовлена деструкцією молекул від дією високого тиску і процесів окислення і полімеризації. Термін служби масла залежить від умов експлуатації привода та визначається рівнем тиску, температурним режимом, газовмістом і часом контакту з матеріалами, що каталізують (міддю, оловом і ін.).

При взаємодії рідини з киснем розчиненого та нерозчиненого повітря на поверхні розділу відбуваються окислення. При цьому в рідині накопичуються кислоти, смоли, асфальтени і інші продукти які на поверхні метала утворюють відкладення. Останні збільшують гідравлічний опір і абразивне зношування елементів привода, знижують протикорозійні властивості. На процес старіння робочої рідини впливає бруд, що знаходиться в ній.

Процес старіння робочої рідини можна поділити на три періоди: окислення та накопичення механічних домішок; стабілізація, коли швидкість процесу старіння мала та постійна (термін служби рідини); різке погіршення характеристик, що приводить до відмов окремих елементів привода.

Механічні фактори. Через силову взаємодію привода з оточуючим середовищем виникають удари, вібрації і надлишкові навантаження. При ударах виникає перетворення кінетичної енергії зовнішніх сил у потенційну енергію деформації елементів конструкції і зворотне перетворення пружної деформації в кінетичну енергію відновлення. Для не пружних конструкцій удар викликає коливання із амплітудою, що згає, на власній частоті конструкції. Через це в крихких матеріалах з'являються тріщини та зломи.

Навантаження виникають внаслідок силової взаємодії привода з оточуючим середовищем та підрозділяються на позиційні і інерційні. Позиційне навантаження, зазвичай є силою на вихідній ланці привода, яка приводить до зміни її швидкості та змінює швидкодію привода і його характеристики. Інерційне навантаження впливає на динамічні властивості привода та обумовлює виникнення резонансних режимів і коливальних перехідних процесів в приводі.

Вібрація – механічні коливання в агрегатах гідроприводу які виникають внаслідок недосконалості конструкцій, дефектів і особливих умов експлуатації. Основним джерелом вібрації усіх машин є ротор. Неврівноваженість та незбалансованість частин машин, що обертаються, є наслідком неточності виготовлення деталей і вузлів, неоднорідності матеріалу, пружних і залишкових деформацій тощо. В процесі екс-

платуації неврівноваженість ротора збільшується під дією силового збурення, температурних деформацій і зношування.

Основна гармоніка вібрації обумовлена наявністю масової неврівноваженості, виникає з частотою, рівною частоті обертання ротора. Крім того, при експлуатації привода виникають сили які приводять к появі вищих гармонік вібрацій, частоти яких кратні основній гармоніки.

Основною причиною пульсації тиску робочої рідини у гідроприводі є пульсації, обумовлені нерівномірністю подачі об'ємного насосу та опору гідравлічної системи. Певну роль у виникненні збудження пульсації робочої рідини відіграють гідродинамічні перехідні процеси в гідроапаратах, які обумовлені спрацюванням запірно-регулюючих елементів та їх коливанням під дією змінних гідродинамічних сил, що виникають внаслідок дії пульсуючого потоку робочої рідини, на виході з об'ємного насосу. Крім того, пульсація робочої рідини може бути викликана внаслідок кавітаційних та турбулентних явищ, які можуть мати місце у проточній частині насосів, трубопроводів, гідроапаратів, а також коливаннями рухомих механічних частин, як елементів насосу, так і інших елементів гідроагрегата [2].

Нерівномірність подачі об'ємного насосу зазвичай оцінюють коефіцієнтом нерівномірності подачі [25]:

$$\delta_n = (q_{\max} - q_{\min}) / q_{\max} ,$$

де q_{\max} – максимальне значення сумарної миттєвої подачі; q_{\min} – мінімальне значення сумарної миттєвої подачі.

Під пульсацією тиску Δp розуміємо перепад між максимальним і мінімальним миттєвим тиском у порожнині нагнітання насоса $\Delta p = p_{\max} - p_{\min}$, викликаних зміною витрати q_{\max} і q_{\min} . Якщо коливання робочої рідини рівні за величиною або кратні власній частоті коливань, яка змінюється разом зі зміною навантаження гідроприводу, то відбувається підсилення амплітуди пульсації [35]. Треба, однак, зауважити, що гідравлічна система має властивості фільтра коливань, тому, при виникненні періодичних коливань, усі вищі гармоніки придушуються лінійною частиною фільтру [24]. Перша гармоніка коливань витрати та тиску робочої рідини, обумовлена нерівномірністю подачі об'ємного насосу, є домінуючою для більшості об'ємних насосів [2].

Розглянемо пульсацію витрати робочої рідини, маючи на увазі її зв'язок з тиском через відомі залежності, на прикладі шестеренного насосу (рис. 2.3, *a*). Теоретична нерівномірність витрати шестеренного насосу – δ_n (рис. 2.3, *б*) має пульсуючий характер та визначається за залежністю [11]

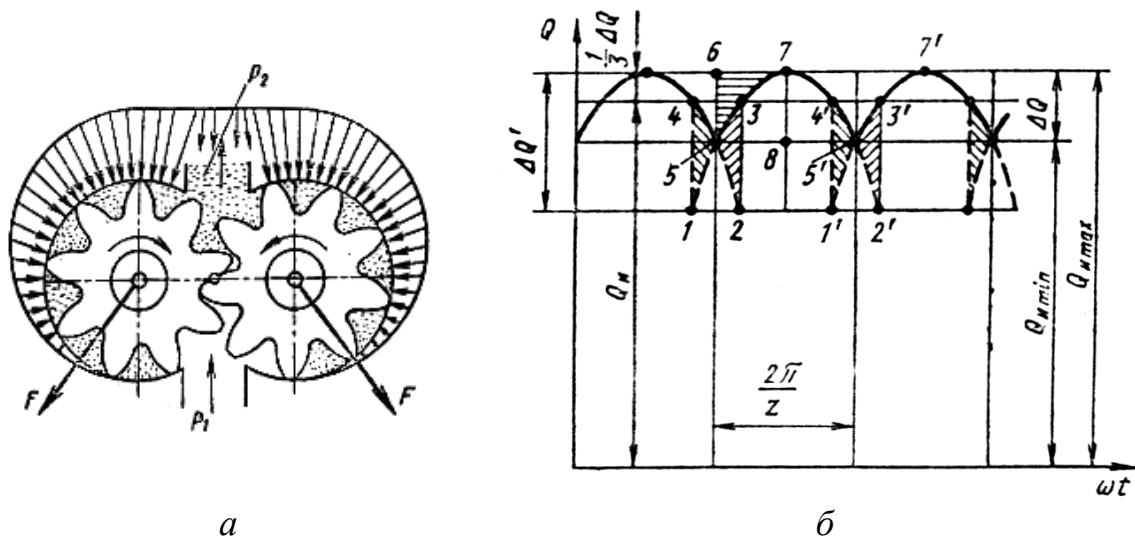
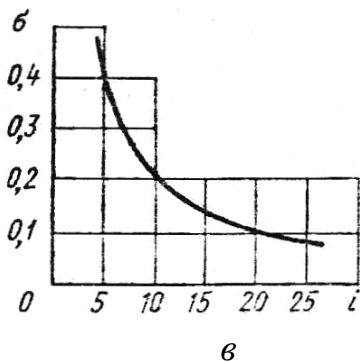


Рис. 2.3. Схеми робочого процесу шестеренного насоса: *a* – переміщення робочої рідини шестернями та еюра розподілу тиску; *б* – залежність ідеальної витрати від кута повороту; *в* – залежність нерівномірності витрати від кількості зубців



$$\delta_n = \frac{t^2/4}{r_r^2 - r^2 - t^2/12}, \quad (2.1)$$

де t – основний крок; r_r – радіус виступів; r – радіус початкового кола.

Треба зауважити, що фактична нерівномірність витрати робочої рідини значно перевищує її значення, розраховане за формулою (2.1), що обумовлено її стисканням при перекачуванні із порожнини всмоктування у порожнину нагнітання. Вона також залежить від конструктивних особливостей насоса і, зазвичай, визначається дослідним шляхом. Нерівномірність витрати шестеренного насоса, в значній мірі, залежить від кількості зубців (рис. 2.3, *в*). Коливання витрати робочої рідини на виході із насоса, внаслідок опору потоку рідини у гідроприводі, викликають, відповідні цим коливанням, пульсації тиску, частота яких визначається за залежністю

$$f = \omega z, \quad (2.2)$$

де ω – частота обертання вала насоса; z – кількість робочих органів насоса.

Зауважимо, що, в деяких випадках, треба брати подвійне значення частоти, визначеної за формулою (2.2), що відповідає урахуванню частоти тактів всмоктування та нагнітання насосу. Частота вимушених коливань, визначена за формулою (2.2), є основною. Її значення для різних типів насосів знаходяться в межах від 6 до 1000 Гц. Пульсації тиску робочої рідини, амплітуда яких залежить від типу насоса, а також рівня тиску на його виході, та для більшості об'ємних насосів становить (3 – 5) % від величини останнього.

Проведений нами аналіз експериментально отриманих осцилограм пульсацій тиску робочої рідини на виході об'ємних насосів та розклад їх спектра частот, наведених у роботах [15, 25, 36] (рис. 2.4, 2.5), дозволив установити, що з достатньою для практичних розрахунків точністю, закон зміни пульсацій тиску робочої рідини може бути прийнятим моногармонічним, частота якого дорівнює частоті тактів нагнітання чи тактів усмоктування насосу, а амплітуда пульсацій становить (3 – 5) % тиску на виході з насоса.

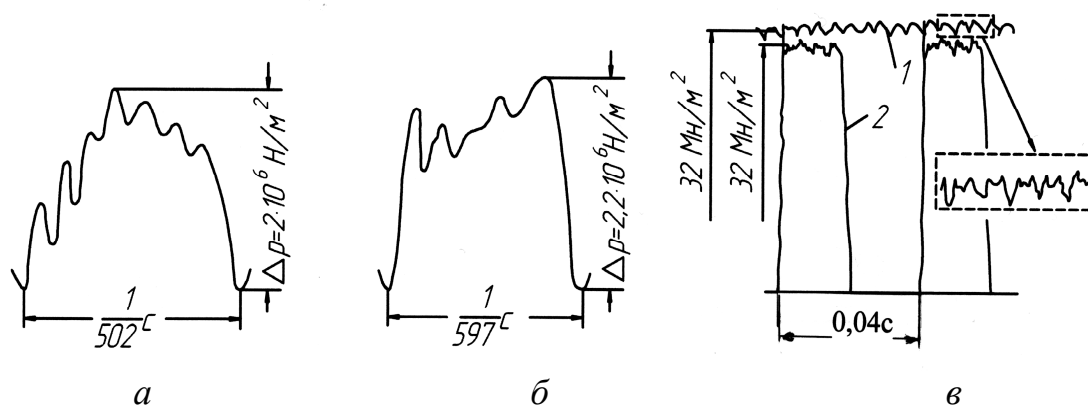


Рис. 2.4. Осцилограми пульсації тиску робочої рідини:

а, б – на виході насосних станцій літака: а – $p = 18$ МПа, $q = 4,66 \times 10^{-4} \text{ м}^3/\text{с}$, $n = 55,83$ об/с; б – $p = 10$ МПа, $q = 2,83 \times 10^{-4} \text{ м}^3/\text{с}$, $n = 66,5$ об/с [15]; в – насосі типу НА...ОАО “Гідропривод” $p = 32$ МПа, $q = 20 \times 10^{-4} \text{ м}^3/\text{с}$, $n = 25$ об/с: 1 – у підпоршневих камерах, 2 – у магістралі нагнітання [25]

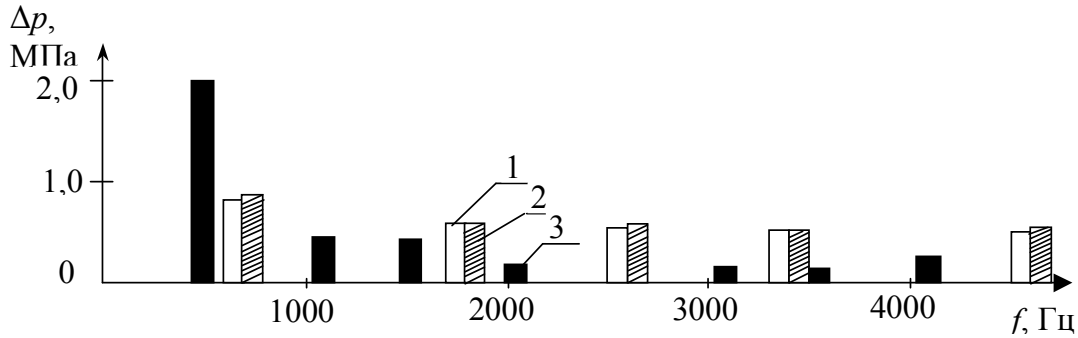


Рис. 2.5. Спектри складових частот та відповідні їм амплітуди пульсацій тиску робочої рідини: 1 – на виході насосної станції літака (для рис. 2.4, а) [15]; 2, 3 – на виході шестеренного насосу [36]

Флуктуації кутової швидкості ротора гідромашини, також несправності поршневих пар приводять до модуляції коливань, спричиненими поршневими парами, тобто повільному в порівнянні з періодом зміни основних параметрів коливання: частоти, амплітуди і фази. Для амплітудної модуляції характерно поява додаткових коливань з частотою $f \pm f_m$, де f – частота поршневої гармоніки; f_m – частота модуляції.

Вібрація також відбувається із-за нерівномірності крутного моменту на вихідному валу, обумовлених дією сил тиску в порожнинах нагнітання та всмоктування. В результаті вал коливається з частотою $f = 2\omega z$.

Зазвичай в підшипниках є радіальні зазори, отже при обертанні вала його ось здійснює прецесію – блукання із-за появи паразитних ступенів свободи. В процесі блукання вал зштовхується з тілами качення, в результаті чого виникають ударні імпульси з частотою [31]

$$f_{\Pi} = \omega (r_k - r) n / (2r_k),$$

де r_k і r – відповідно радіуси кола проведеного через центр тіл качення і тіла качення (кульки підшипника); n – кількість тіл качення.

В результаті зношення та неякісної обробки поверхонь виникають хвилясті бігові доріжки в обоймах підшипників, а самі кульки набувають овальну форму. Це викликає ударні імпульси з частотою [31]

$$f_y = \frac{n z_{XB} \omega}{2Q} \left(1 \pm \frac{Q}{r_k} \right),$$

де z_{XB} – кількість хвиль на доріжці; Q – найбільший спільний дільник n і z_{XB} .

Частота викликана овальністю тіл качення може бути розрахована за формулою [31]

$$f_0 = \frac{n z_{\text{XB}} \omega}{Q} \left(\frac{r_k^2 \pm r^2}{r_k r} \right).$$

Неврівноваженість валів викликає коливання з частотою його обертання. Спектри вібрації являють собою суму спектра вібраційного шуму і лінійного спектра, який складається з ряду дискретних гармонік. Загальний спектр частот гідродинамічної вібрації лежить у діапазоні від декількох герц до сотень кілогерц.

Вібрації впливають на міцність, стійкість та швидкісну характеристику гідроприводу. При збігу вимушених коливань з власними виникає резонанс. В гідроприводі з механічним керуванням вібрація суттєво не впливає на його динамічні характеристики, але зменшує зусилля необхідне для переміщення запірно-регулюючих елементів.

2.3. Основні причини несправності агрегатів привода

В процесі експлуатації привода змінюються функціональні параметри його агрегатів та привода в цілому. Типові несправності в гідроприводі і способи їх усунення наведені в Додатку А. Розглянемо причини несправностей основних елементів гідроприводу.

Насоси. Основним вузлом, що визначає його роботоспроможність є вузол, що помпує. Його стан можна оцінювати значенням зазорів у циліндро-поршневій групі та в шарнірних з'єднаннях, які утворюються в результаті спрацювання. Найбільш інтенсивне спрацювання відбувається в парах з малими зазорами (у нових насосах) на початковій стадії їх роботи, що пояснюється наявністю в цей період роботи насоса у робочій рідині твердих домішок. Зношування, а отже і збільшення зазорів в поршневих парах насосів приводить до збільшенню внутрішніх витоків та зменшенню ККД.

Крім того для насосів є характерним втрата герметичності ущільнень, зношування шліцьових з'єднань, збільшення люфтів і руйнування підшипників, перегрів корпусів та руйнування конструкційних елементів внаслідок вібрації.

Розподільчі пристрої. Основна доля відмов цих пристроїв відбувається із-за втрати герметичності. Втрата внутрішньої герметичності пов'язана з зношуванням, а зовнішньої – з старінням або руйнуванням гумових ущільнень внаслідок температурних деформацій та вібрацій. Суттєвий вплив на роботоспроможність розподільчих пристроїв має забруднення робочої рідини. Підвищена забрудненість рідини збільшує зусилля необхідне для переміщення запірно-регулюючих елементів або заїдання пар плунжер-гільза. Потрапляння часток бруду в зазори пар

плунжер-гільза чи під сідла клапанів приводить до різкого збільшення внутрішніх витоків.

Гидродвигуни (гідроциліндри). Порушення їх роботоспроможності в основному відбувається із-за зовнішньої негерметичності ущільнюючих пристроїв штоків та збільшення зазорів в опорах, в кінематичних парах зворотного зв'язку і в силовій мережі. Зазори в опорах та в кінематичних парах зворотного зв'язку, внутрішня негерметичність між порожнинами гідроциліндра впливають на стійкість роботи привода, несиметричність швидкісної характеристики, а також на статичну і динамічну жорсткість.

Трубопроводи. На них діють різні статичні та динамічні навантаження, пульсації тиску, температурні деформації і вібрації. Це приводить до їх руйнування внаслідок втоми.

Ущільнюючі пристрої. В процесі експлуатації відбувається релаксація гумових ущільнень – поступове зменшення напруження при постійній деформації, різка втрата пружних властивостей, втрата здатності відновлювання форми та погіршення фізико-хімічних властивостей під дією температури. Крім того на роботоспроможність ущільнень впливає склад робочої рідини. Ущільнення набрякає внаслідок насичення його рідиною або в результаті хімічної взаємодії, а також збігання внаслідок вимивання пластифікатора.

2.4. Моделі відмов

В процесі функціонування привода на нього діють різні впливи. Через ці впливи відбувається відхилення від номінальних значень основних технічних параметрів і характеристик привода, аж до втрати ним роботоспроможності. Випадковий характер цих впливів обумовлює розпорошеність характеристик системи.

Методи розрахунку надійності привода опираються на різні моделі відмов, які базуються на фізичних моделях виникнення та розвитку процесів, що призводять до відмов. Причому враховуються причинно-наслідкові зв'язки випадкових явищ. А випадкові фактори утворюють ланцюжки взаємозв'язаних в просторі та часі явищ – причин і наслідків. При вивченні випадкових процесів це знаходить своє відображення в стійкості статичних характеристик випадкових величин.

У залежності від характеру процесу та причинно-наслідкових зв'язків виявлення різних відмов, всі вони добре описуються такими моделями: параметричною, старіння та спрацювання, "слабкого" ланцюга і втоми.

Параметрична модель. Стан привода, який функціонує в умовах випадкових впливів, можна повністю характеризувати сукупніс-

тю фізичних параметрів, чи векторів параметрів стану $X(t) = \{X_1(t), X_2(t), \dots, X_n(t)\}$, прийнятим як визначаючий з точки зору виконання приводом свого призначення. Виконання приводом свого призначення визначається допустимими межами зміни визначених параметрів знизу

$$X_H(t) = \{X_{H1}(t), X_{H2}(t), \dots, X_{Hn}(t)\}$$

та згори

$$X_G(t) = \{X_{G1}(t), X_{G2}(t), \dots, X_{Gn}(t)\}.$$

При цьому вважають, що вихід будь якого параметра $X_i(t)$ за визначені межі $X_H(t)$ і $X_G(t)$ приводить до відмови.

За час t імовірність безвідмовної роботи

$$P(t) = \text{Вер}(\tau > t) = \text{Вер}[X_H(t) < X(t) < X_G(t)].$$

Внаслідок відхилення властивостей елементів, умов експлуатації у загальному випадку всі параметри будуть випадковими функціями часу. Допустимі межі $X_H(t)$ і $X_G(t)$, якщо вони задані експлуатаційною документацією, є не випадковими функціями часу. Однак часто їх треба розглядати як випадкові функції, так як складно знайти в кожний момент часу t точне значення межі, що при параметрі $X_i(t) = X_{Hi}(t) + d X_{Hi}(t)$, елемент роботоздатний, а при $X_j(t) = X_{Hj}(t) + d X_{Hj}(t)$ – нероботоздатний.

Таким чином, стан привода описується вектором випадкових функцій, причому всі функції в цьому векторі залежні від системи, так як відображають роботу того самого елемента. У загальному випадку задача розрахунку параметричної безвідмовності це знаходження імовірності того, що за час t жодна з реалізацій $X_i(t)$ не вийде за допустимі межі. Для розв'язку такої задачі необхідно знати закони спільного розподілення функцій $X_i(t)$, $X_{Hi}(t)$, $X_{Gi}(t)$ в кожний момент часу t . Так як, при цьому треба розраховувати багатоплоскові інтеграли розрахунок є громіздким, тому при визначенні параметричної безвідмовності приймають ряд припущень які спрощують розв'язок.

В приводах параметри стану (тиск, витрата, частота обертання, ККД і ін.) взаємозв'язані, внаслідок чого обмежуються одним чи двома параметрами, які називають узагальненими, так як вони характеризують сукупність властивостей і характеристик привода.

В процесі експлуатації привода завжди є найбільш небезпечний режим роботи, коли діючі впливи мають максимальне значення. Тому вибирають для розрахунку надійності час t_p , протягом якого імовірність

виникнення відмови найбільша. При цьому максимальна дисперсія або допустимі межі параметрів наближаються до математичного очікування узагальненого параметра. При таких припущеннях, якщо задані функції розподілення параметрів $X(t)$, $X_H(t)$, $X_r(t)$, задача зводиться до розрахунку імовірності

$$P(t) = \text{Вер}[X_H(t) < X(t) < X_r(t)]. \quad (2.3)$$

На рисунку 2.6 наведена графічна інтерпретація задачі для випадку коли задані щільності імовірностей $f(X)$, $f(X_H)$, $f(X_r)$. Заштрихована поверхня відповідає імовірності параметричної відмови.

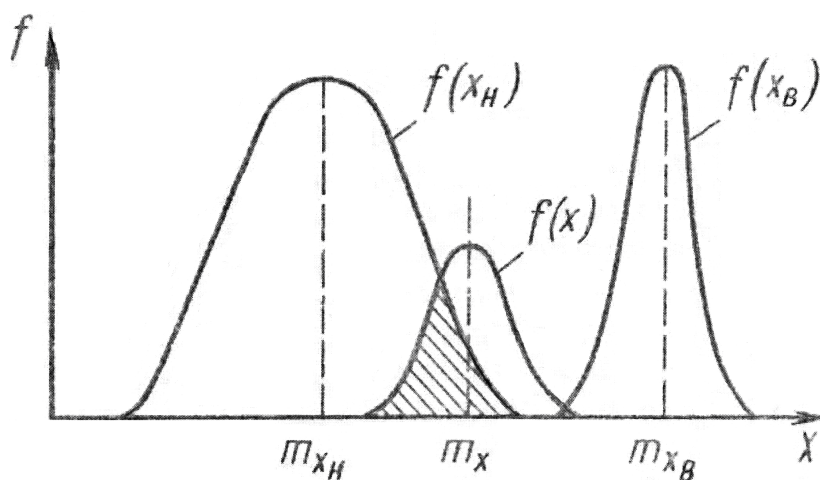


Рис. 2.6. Щільності розподілу параметрів $f(X)$, $f(X_H)$, $f(X_r)$ при $t = t_p$

Для часу $t = t_p$ введемо випадкові величини

$$Y_H = X - X_H; Y_r = X_r - X. \quad (2.4)$$

Тоді імовірність того, що при $t = t_p$ випадкова величина X буде знаходитися в інтервалі $X_H(t) - X_r(t)$,

$$P = \text{Вер}(Y_H > 0, Y_r > 0). \quad (2.5)$$

Випадкові величини Y_H і Y_r залежні, так як в них входить та ж сама величина X , тому необхідно знати спільну щільність імовірності $f(Y_H, Y_r)$ і якщо вона відома, то

$$P = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} f(Y_H, Y_r) dY_H dY_r. \quad (2.6)$$

Якщо небезпечний вихід випадкового параметра за будь-яку межу одного параметра X_H або X_r , то інтеграл (2.6) спроститься

$$P = \text{Вер}(Y_{\text{H}} > 0) = \int_0^{\infty} f(Y_{\text{H}}) dY_{\text{H}}; \quad (2.7)$$

$$P = \text{Вер}(Y_{\text{Г}} > 0) = \int_0^{\infty} f(Y_{\text{Г}}) dY_{\text{Г}}. \quad (2.9)$$

Якщо випадкові величини X , X_{H} , $X_{\text{Г}}$ незалежні і мають нормальний розподіл з щільністю [31]

$$f(X_i) = \frac{1}{\sigma_{x_i} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(X_i - m_{x_i})^2}{2\sigma_{x_i}^2}}, \quad (2.10)$$

то Y_{H} і $Y_{\text{Г}}$ також мають нормальний розподіл та щільність розподілення визначається за залежностями

$$f(Y_{\text{H}}) = \frac{1}{\sigma_{y_{\text{H}}} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(Y_{\text{H}} - m_{y_{\text{H}}})^2}{2\sigma_{y_{\text{H}}}^2}}; \quad (2.11)$$

$$f(Y_{\text{Г}}) = \frac{1}{\sigma_{y_{\text{Г}}} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(Y_{\text{Г}} - m_{y_{\text{Г}}})^2}{2\sigma_{y_{\text{Г}}}^2}}, \quad (2.12)$$

де $X_i = X; X_{\text{H}}; X_{\text{Г}}$; σ – середньо квадратичне відхилення випадкової величини; m – математичне очікування;

$$m_{y_{\text{H}}} = m_x - m_{x_{\text{H}}}; m_{y_{\text{Г}}} = m_{x_{\text{Г}}} - m_x;$$

$$\sigma_{y_{\text{H}}} = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_{x_{\text{H}}}^2}; \sigma_{y_{\text{Г}}} = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_{x_{\text{Г}}}^2}.$$

В цьому випадку шукана функція $f(Y_{\text{H}}, Y_{\text{Г}})$ буде теж нормальною але з іншими параметрами [31]:

$$f(Y_{\text{H}}, Y_{\text{Г}}) = \frac{1}{2\pi\sigma_{y_{\text{H}}}\sigma_{y_{\text{Г}}}(1-\rho)} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(Y_{\text{H}} - m_{y_{\text{H}}})^2}{2\sigma_{y_{\text{H}}}^2} - \frac{2\rho(Y_{\text{H}} - m_{y_{\text{H}}})(Y_{\text{Г}} - m_{y_{\text{Г}}})}{\sigma_{y_{\text{H}}}\sigma_{y_{\text{Г}}}} + \frac{(Y_{\text{Г}} - m_{y_{\text{Г}}})^2}{2\sigma_{y_{\text{Г}}}^2} \right] \right\}, \quad (2.13)$$

де ρ – коефіцієнт кореляції випадкових величин Y_{H} і $Y_{\text{Г}}$.

Для визначення коефіцієнта кореляції спочатку знаходять кореляційний момент

$$K = M[(Y_{\text{H}} - m_{y_{\text{H}}})(Y_{\text{Г}} - m_{y_{\text{Г}}})]. \quad (2.14)$$

Після перемноження членів, що знаходяться в дужках, рівняння (2.14) та урахування властивості математичних очікувань суми і добутку випадкових величин, а також приведення подібних членів з урахуванням залежності $\sigma_y^2 = M[Y^2] - m_y^2$, остаточно отримаємо

$$K = -\sigma_y^2,$$

і коефіцієнт кореляції

$$\rho = \frac{K}{\sigma_{y_H} \sigma_{y_\Gamma}} = -\frac{\sigma_x^2}{\sqrt{(\sigma_x^2 + \sigma_{x_H}^2)(\sigma_x^2 + \sigma_{x_\Gamma}^2)}}.$$

Вирази для щільностей імовірностей $f(X_H X_\Gamma)$, $f(X_H)$, $f(X_\Gamma)$ дозволяють знайти імовірність відсутності відмови за рівняннями (2.6), (2.7) і (2.8).

Зазначимо, що згідно роботи [16] більшість випадкових процесів, що відбуваються в гідроприводах відповідають нормальному закону розподілу. Розглянемо декілька випадків, які часто зустрічаються на практиці.

А. Загальний випадок. Випадковий параметр X не повинен виходити за межі X_H і X_Γ , Усі випадкові параметри мають нормальний розподіл та статистичні характеристики m_x , σ_x і ρ .

Імовірність безвідмовної роботи визначається з розв'язку подвійного інтеграла

$$P = \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{1}{2\pi\sigma_{y_H}\sigma_{y_\Gamma}(1-\rho^2)} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(Y_H - m_{y_H})^2}{2\sigma_{y_H}^2} - \frac{2\rho(Y_H - m_{y_H})(Y_\Gamma - m_{y_\Gamma})}{\sigma_{y_H}\sigma_{y_\Gamma}} + \frac{(Y_\Gamma - m_{y_\Gamma})^2}{2\sigma_{y_\Gamma}^2}\right]\right\} dY_H dY_\Gamma. \quad (2.15)$$

Розв'язок (2.15) [31]

$$P = 0,5[\Phi(\alpha_H) + \Phi(\alpha_\Gamma) - T(\alpha_H \beta_H) - T(\alpha_\Gamma \beta_\Gamma)],$$

$$\text{де } \alpha_H = \frac{m_{y_H}}{\sigma_{y_H}}; \alpha_\Gamma = \frac{m_{y_\Gamma}}{\sigma_{y_\Gamma}}; \beta_H = \frac{\alpha_\Gamma - \alpha_H \rho}{\alpha_H \sqrt{1-\rho^2}}; \beta_\Gamma = \frac{\alpha_H - \alpha_\Gamma \rho}{\alpha_\Gamma \sqrt{1-\rho^2}}.$$

Значення функції $\Phi(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$, наведені в роботі [31], а значення $T(\alpha, \beta)$ – в роботі [10].

Обчислення імовірності згідно рівняння (2.15) можна спростити, якщо систему двох величин X_H , X_Γ , які мають нормальний розподіл

розкласти на дві незалежні величини X'_H і X'_Γ з наступними статистичними характеристиками [10]:

$$\begin{aligned} m_{y'_H} &= m_{y_H}; \quad m_{y'_\Gamma} = m_{y_\Gamma}; \\ \sigma_{y'_H}^2 &= \sigma_{y_H}^2 \cos^2 \alpha + K \sin 2\alpha + \sigma_{y_H}^2 \sin^2 \alpha; \\ \sigma_{y'_\Gamma}^2 &= \sigma_{y_\Gamma}^2 \sin^2 \alpha + K \sin 2\alpha + \sigma_{y_\Gamma}^2 \cos^2 \alpha, \end{aligned}$$

$$\text{де } \alpha = \frac{1}{2} \operatorname{arctg} \left(-\frac{2\sigma_x^2}{\sigma_{y_H}^2 - \sigma_{y_\Gamma}^2} \right).$$

Тоді

$$P = \operatorname{Вер}(X_H < X < X_\Gamma) = \Phi \left(\frac{m_{y_H}}{\sigma_{y'_H}} \right) \Phi \left(\frac{m_{y_\Gamma}}{\sigma_{y'_\Gamma}} \right). \quad (2.16)$$

Б. Функції Y_H , Y_Γ незалежні ($\rho = 0$) та мають нормальний розподіл. В цьому випадку щільність імовірностей $f(Y_H, Y_\Gamma) = f(Y_H)f(Y_\Gamma)$ і у відповідності до (2.15)

$$P = \Phi \left(\frac{m_{y_H}}{\sigma_{y_H}} \right) \Phi \left(\frac{m_{y_\Gamma}}{\sigma_{y_\Gamma}} \right). \quad (2.17)$$

В. Недопустимий вихід випадкового параметра за одну з границь X_H або X_Γ . В цьому випадку у відповідності до (2. 6), (2.11) та (2. 12) маємо

$$P = \operatorname{Вер}(X_H > 0) = \Phi \left(\frac{m_{y_H}}{\sigma_{y_H}} \right); \quad (2.18)$$

$$P = \operatorname{Вер}(X_\Gamma > 0) = \Phi \left(\frac{m_{y_\Gamma}}{\sigma_{y_\Gamma}} \right). \quad (2.19)$$

Г. Границі X_H і X_Γ невинякові. В цьому випадку задача спрощується і для її вирішення необхідно знати щільність імовірності

$$f(X) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(X-m_x)^2}{2\sigma_x^2}}. \text{ Маючи на увазі, що } \Phi(-X) = -\Phi(x), \text{ отримаємо}$$

мо

$$P = \operatorname{Вер}(X_H < X < X_\Gamma) = \Phi \left(\frac{X_\Gamma - m_x}{\sigma_x} \right) \Phi \left(\frac{m_x - X_H}{\sigma_x} \right) - 1. \quad (2.20)$$

Якщо необхідно розрахувати при цих умовах імовірність виходу випадкової величини X тільки за межу X_H чи X_T , то

$$P = \text{Вер}(X < X_T) = \Phi\left(\frac{X_T - m_x}{\sigma_x}\right);$$

$$P = \text{Вер}(X_H < X) = \Phi\left(\frac{m_x - X_H}{\sigma_x}\right).$$

Модель старіння та спрацювання. Серед причин виникнення відмов значне місце займає старіння та спрацювання. Протягом часу матеріали, із яких виготовлено елементи привода, зазнають необоротних змін, народжених міжкристалічними явищами, накопиченням деформацій та іншими причинами, і, як підсумок, виникає відмова.

Старіння – природний процес зміни у часі фізико-хімічних властивостей матеріалу у вигляді структурних змін, розпаду, окислювання та інших явищ.

Процеси старіння залежать від багатьох факторів. Старіння відбувається під впливом оточуючого середовища (окислювання, нагрівання, охолодження, радіація, вологість та ін.); механічних впливів в умовах експлуатації (вібрації, удари); абразивного впливу та ін. Однією із причин старіння є залишкові деформації, які виникають при великому навантаженні і спричиняють короткочасне напруження в матеріалах, більшу припустимих величин. В умовах експлуатації може виникати короткочасне навантаження, через яке виникають напруження, що перевищують межу пружності. Багаторазове навантаження веде до руйнування матеріалу, оскільки в ньому накопичуються залишкові деформації.

Старіння – це структурні і релаксаційні перетворення в матеріалі. При старінні металевих сплавів спостерігають корозійне розтріскування по границях зерен. При старінні пластичних, матеріалів відбуваються незворотні зміни їх властивостей через хімічні перетворення, знижується міцність, збільшується ламкість і газопроникнення. Для гумових ущільнень привода характерне теплове старіння, при якому відбувається безповоротне накопичення залишкових деформацій та зменшенні контактного тиску при тривалому впливі високих температур, окислювального і дифузійного обміну із рідиною.

Старіння матеріалу тісно пов'язано із тертям та спрацюванням. При терті в зоні контакту поверхонь відбуваються взаємопов'язані процеси: мікрорізання, пластичні деформації, локальне підвищення температури, молекулярні взаємодії та ін. Залежно від кінематики відносного переміщення сполучених, деталей приводів розрізняють тертя ковзання, кочення і кочення з прослизанням.

На характер тертя впливає якість робочих поверхонь та фізичні властивості матеріалів пар тертя. Фізичні властивості шару на поверхні матеріалу відрізняються від властивостей основного матеріалу деталі. В основному матеріалі атоми кристалічної решітки знаходяться в рівновазі. В шарі на поверхні матеріалу атоми взаємодіють з оточуючим середовищем, в результаті чого на поверхні металу утворюються дуже тонка плівка окислів, яка суттєвим чином впливає на силу тертя. Механізм тертя визначають фізичні процеси в зоні стику деталей, він пов'язаний із наявністю плівки мастила між поверхнями, які контактують.

Залежно від наявності і суцільності мастильного матеріалу між поверхнями, що контактують, буває тертя без мастильного матеріалу і тертя із мастильним матеріалом з рідинним та граничним змащуванням (рис. 2.7).

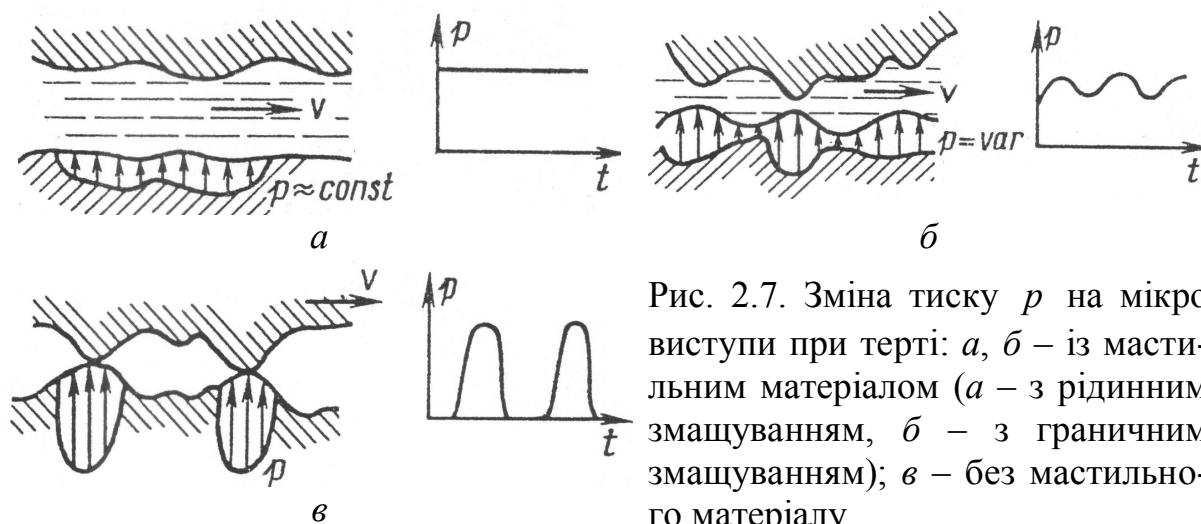


Рис. 2.7. Зміна тиску p на мікро виступи при терті: а, б – із мастильним матеріалом (а – з рідинним змащуванням, б – з граничним змащуванням); в – без мастильного матеріалу

Тертя без мастильного матеріалу завжди супроводжується пружно пластичними деформаціями, інтенсивним виділенням тепла, виникненням шуму та вібрацій. Для нього характерні як механічні, так і молекулярні взаємодії. У процесі роботи деталі стикаються лише виступами шорсткостей. Площини торкання цих виступів набагато менші загальної площини поверхні, тому в місцях торкання виникає великий контактний тиск. Під впливом цього тиску виступи при відносному переміщенні поверхонь взаємно укорінюються і руйнуються, при цьому на поверхнях, що контактують, виникають сили молекулярного впливу. При терті без мастильного матеріалу швидкість спрацювання найбільша.

Граничне змащення – це таке змащення, при якому тертя і спрацювання між поверхнями, які відносно рухаються, визначаються властивостями поверхонь і властивостями мастильного матеріалу. На поверхні деталей, що контактують, утворюється плівка розчинених у робочій рідині активних вуглеводнях з'єднань, яка покривається шарами поляр-

них молекул. Поверхня вкривається шаром орієнтованих полярних молекул. Із збільшенням відстані від поверхні металу сила тяжіння молекул зменшується пропорційно четвертій ступені цієї відстані і частки мастильного матеріалу починають вільно ковзати по нерухомих шарах.

Мастильний матеріал не тільки зменшує тертя, але і проникає в мікропори на поверхні деталі, що сприяє перерозподілу тиску і забезпечує сприятливі умови припрацювання поверхонь. При граничному змащенні відбувається перерозподіл зовнішнього навантаження, однак має місце більш навантажені зони в місці зближення мікровиступів. Внаслідок цього при відносному русі тіл відбувається коливання напружень у кожному виступі та створюються умови для їх руйнування внаслідок втоми.

Рідинне змащення виникає тоді, коли поверхні тертя розділені рідинним мастильним матеріалом діє постійний тиск незмінний при відносному переміщенню поверхонь. Цей тиск не може зруйнувати мікровиступи. Величина шару мастила визначається конструкцією вузла тертя. Під впливом тертя та інших фізико-хімічних процесів відбувається спрацювання деталей.

У початковий період відбувається велика швидкість спрацювання. Тривалість цього періоду визначається якістю поверхонь, у результаті цього встановлюється деяка шорсткість. Цей період характеризує постійна інтенсивність спрацювання, яка триває доти, поки зміни розмірів або форми деталей не вплинуть на умови роботи. При цьому виникають динамічні навантаження і починається період аварійного спрацювання.

При роботі сполучених деталей виникають механічні та корозійно-механічні спрацювання.

Механічне спрацювання виникає через взаємодію деталей із граничним змащенням або терті без мастильних матеріалів. Різновидністю механічного спрацювання є абразивне яке виникає внаслідок взаємодії твердих часток, які знаходяться у вільному або зв'язаному стані. Абразивні частки утворюються в результаті зношування, а також знаходяться у змащувальному матеріалі внаслідок недостатньої фільтрації рідини.

Спрацювання при стомленості виникає в результаті повторного деформування мікрооб'ємів матеріалів, через яке виникають тріщини та відділення часток металу.

Спрацювання при заїданні – спрацювання внаслідок схоплення, глибинного зрівняння матеріалу, переносу його з однієї поверхні тертя на іншу та дії нерівностей, що виникли на сполучених поверхнях. Таке спрацювання відбувається, зазвичай, при граничному змащуванні або терті без змащувального матеріалу та приводить до неприпустимих пошкодженням.

Корозійно-механічне спрацювання відбувається при терті матеріалів які хімічно взаємодіють з середовищем та поділяються на окислювальні і спрацюванні при фреттинг-корозії.

Окислювальне спрацювання відбувається при наявності на поверхні тертя захисних плівок, які утворюються внаслідок взаємодії матеріалу з киснем і які мають малу міцність та швидко руйнуються. При терті кочення мають місце великі деформації на поверхнях контакту які полегшують дифузію кисню та його взаємодію з металом. Насичений киснем шар металу є крихким та легко руйнується.

Спрацювання при фреттинг-корозії відбувається при терті ковзання з відносним коливанням контактуючих поверхонь в результаті вібрації або періодичних деформацій. Для ділянок які контактують характерно схоплювання металу, руйнування поверхонь, що контактують, і утворення збільшеної кількості продуктів спрацювання.

Для прогнозування надійності привода, який містить велику кількість елементів з парами тертя, необхідно знати основні закономірності спрацювання. Показниками спрацювання є лінійне зношування h (мкм), яке вимірюється в напрямку перпендикулярному до поверхні тертя; швидкість спрацювання $v = dh/dt$ (мкм/год.) – відношення спрацювання до проміжку часу за який він виник; інтенсивність спрацювання $j = dh/ds$ – відношення спрацювання до шляху тертя. Показники спрацювання залежать від силових і кінематичних параметрів привода, механічних властивостей матеріалу тощо та змінюються в часі.

На сьогодні відсутні аналітичні залежності які описують показники спрацювання, тому для визначення закономірностей спрацювання використовуються емпіричні залежності. Опит експлуатації елементів приводів показує, що швидкість спрацювання сполучених пар є характерною функцією часу. На початку роботи відбувається припрацювання поверхонь контакту на яких встановлюється відповідна шорсткість, швидкість спрацювання збільшується. Потім настає період усталеного спрацювання, який характеризується постійною швидкістю спрацювання – робочий період. Далі внаслідок спрацювання відбувається збільшення зазорів між поверхнями тертя, виникають додаткові динамічні навантаження, погіршуються умови змащування та при певних умовах настає аварійний період який приводить до відмови.

Модель "слабкого" ланцюга. Деформації і руйнування окремих деталей і вузлів спричиняються несприятливим поєднанням діючого навантаження і фактичної міцності. Для такого випадку справедливою буде параметрична модель, тільки узагальненим параметром стану необхідно прийняти навантаження F , а параметром граничного стану буде

міцність R_n . Тоді відмова (руйнування) відбудеться при виконанні умови $R_n - F > 0$.

Причинами руйнування можуть бути внутрішні зміни властивостей навантаженого матеріалу через термоактивний процес. Є декілька моделей такого руйнування. Найбільш розроблено кінематичну модель міцності. Відповідно до цієї моделі величина деформації матеріалу визначається не тільки граничним напруженням, а і термохімічними процесами, які залежать від температури і властивостей матеріалу. Виникнення та розвиток тріщин у матеріалі обумовлені розривом міжатомних зв'язків за рахунок теплових флуктуацій і дифузії вакансій до тріщин.

При високих напруженнях та відносно низьких температурах під дією навантаження в однорідному тілі, захищеному від зовнішніх навантажень крім прикладеного, відбувається акумуляція та перетворення енергії. Підведена енергія характеризується навантаженням, а та, що акумулюється – напруженням. В елементі підведена енергія накопичується у вигляді напруження розтягнення міжатомних зв'язків, які створюються електростатичними силами. Тіло не може нескінченно накопичувати енергію. Тому, коли енергія, накопичена елементом при деякому процесі, перевищить критичне значення, відбудеться розрив міжатомних зв'язків та відмова.

В області малих напружень і високих температурах діє дифузійний механізм руйнування, який базується на рості мікротріщин. Швидкість зростання мікротріщин залежить від локальних напружень. Спочатку мікротріщина, утворена із-за незначних дефектів (сторонніх включень, подряпин, неоднорідності матеріалу тощо), розвивається повільно, а потім з великою швидкістю, яка наближається до швидкості звука.

Привод є гетерогенною системою у якій підведена енергія розподіляється нерівномірно по усьому об'єкту, внаслідок чого навантаження на окремі елементи різне. Крім того, окремі елементи мають різні властивості і початкові умови розвитку тріщин. В результаті цього деякі елементи можуть відмовити при більш низьких значеннях накопиченої енергії. Такі елементи називають “слабкими”, вони є причиною відмови об'єкта. У об'єкта який має N елементів, з яких відмовили n “слабких” елементів навантаження на елементи, що залишилися зросло $R_n = R_0 N / (N - n)$ (де R_0 – початкове навантаження) і якщо воно перевищить несучу здатність “слабкого” ланцюга, то елемент відмовить, а навантаження на інші елементи зросте це більше і т.д.

Модель “слабкого” ланцюга дозволяє пояснити появу відмов наявністю місцевих перенапружень, викликаних невиявленими малими дефектами матеріалу.

Модель втоми. Елементи приводу в процесі експлуатації працюють в умовах циклічного навантаження з постійною або змінною частотою циклів. Встановлено, що багаторазове навантаження спричиняє руйнування елементів конструкції при напруженнях, які значно менші, ніж ті, що виникають при одноразовому навантаженні. Під впливом змінних напружень відбувається процес поступового накопичення пошкоджень матеріалу, який веде до безповоротної зміни його фізико-хімічних властивостей, виникненню тріщин, їх розвитку та руйнуванню через утому.

Мікротріщини викликані втомою виникають там, де є концентратори напруження (сліди обробки інструментом, переходи від перерізу до перерізу тощо).

За своїм характером нестационарні навантаження бувають різними. Приблизно їх можна вважати циклічними симетричними та асиметричними (рис. 2.8).

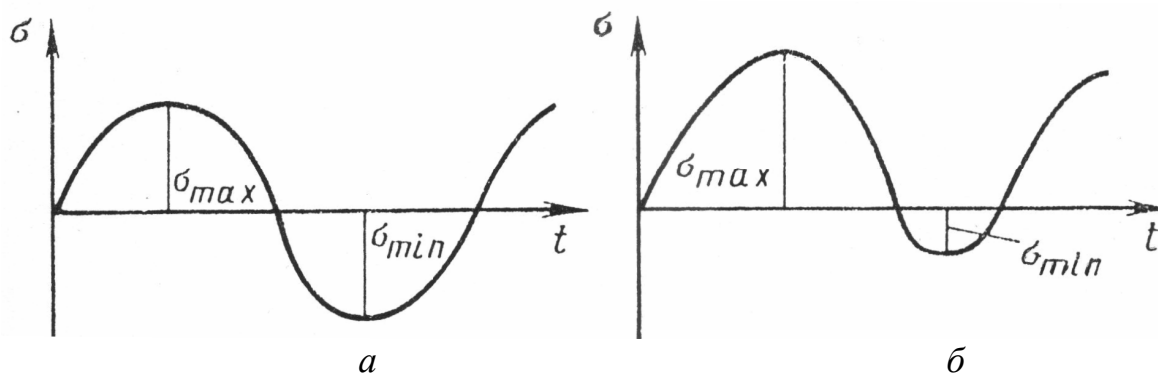


Рис.2.8. Цикли напружень: *a* – симетричний *b* – асиметричний

Цикл навантаження характеризується максимальним σ_{max} , мінімальним σ_{min} та середнім $\sigma_m = (\sigma_{max} + \sigma_{min})/2$ напруженнями, амплітудою $\sigma_a = (\sigma_{max} - \sigma_{min})/2$ і коефіцієнтом асиметрії циклу $R = \sigma_{min}/\sigma_{max}$. Зазвичай приймають напруження розтягування зі знаком плюс, а стиску – мінус. Тоді кожен вид циклу навантаження можна описати за допомогою співвідношень наведених вище. Так, для симетричного циклу

$$\sigma_{max} - \sigma_{min} = \sigma_a; \sigma_m = 0; R = -\sigma_{min}/\sigma_{max} = -1.$$

Основним критерієм, що характеризує опір матеріалу руйнуванню через утому, є гранична витривалість, яка для симетричного циклу позначається σ_{-1} при згинанні і τ_{-1} – при крученні. Гранична витривалість визначається з довідкової літератури.

Граничною витривалістю називається найбільше напруження циклу σ_m , яке може витримати зразок без руйнування через утому при заданій найбільшій тривалості випробувань.

Для асиметричного циклу навантаження гранична витривалість $\sigma_{-1} = \sigma_a + R\sigma_m$.

Другим критерієм, який характеризує утому, є циклічна довговічність N ; тобто число циклів навантаження, що витримує зразок до виникнення тріщини через утому або руйнування через утому. Залежність $N(\sigma)$ або $\lg N(\sigma)$ називають кривою втоми, вона визначається в результаті експериментальних досліджень і має вигляд показаний на рисунку 2.9.

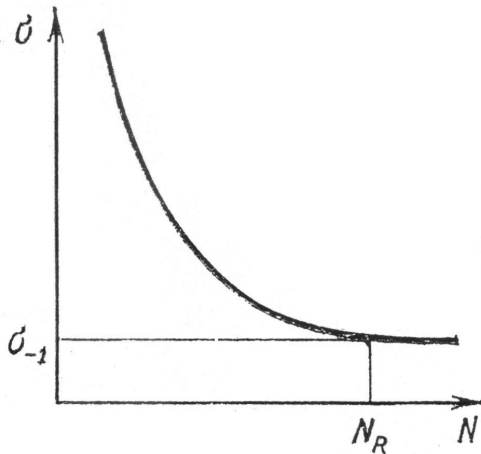


Рис. 2.9. Крива втоми

Крива втоми описується рівнянням

$$\sigma_i^m N_i = \text{const},$$

де m показник який залежить від геометрії деталі, площі перетину, кількості циклів навантаження, коефіцієнта концентрації напружень. Крива втоми асимптотично наближається до горизонтальної лінії, яка визначає межу витривалості. Дослідження різних авторів показали,

що межа витривалості практично не залежить від закону зміни напруження на протязі одного циклу навантаження і частоти зміни циклів. На межу витривалості впливає вид напруженого стану та ступінь асиметрії циклу. Встановлено, що при збільшенні асиметрії циклу граничні напруження витривалості збільшуються [30]. Найменшу межу витривалості має симетричний цикл.

На межу витривалості впливає форма деталі, матеріал з якого вона виготовлена, технологія обробки, а також металургійні фактори. Вона зменшується зі збільшенням забрудненості метала неметалевими включеннями, збільшенням зерен та наявністю тріщин від гартування. Особливо сильно на опір витривалості впливають дефекти обробки поверхонь, до них відносяться тріщини, переривистість наклепаного шару тощо. Зазначимо, що процес руйнування; через утому ускладнюється і підсилюється при одночасному впливі старіння та спрацювання.

Запитання для самоконтролю.

1. Як класифікуються відмови ?
2. Які відмови є прогнозованими?
3. Які фактори визначають надійність гідроприводу?
4. Які фізичні процеси впливають на працездатність привода?

5. Перелічіть та охарактеризуйте кліматичні фактори які впливають на надійність привода.
6. Перелічіть та охарактеризуйте гідравлічні фактори які впливають на надійність привода.
7. Перелічіть та охарактеризуйте механічні фактори які впливають на надійність привода.
8. Як газовміст робочої рідини впливає на працездатність привода?
9. Перелічіть причини вібрацій елементів привода.
10. Яка основна причина пульсацій тиску в гідравлічній системі?
11. Які основні причини несправності об'ємних насосів?
12. Які основні причини несправності розподільчих пристроїв?
13. Які основні причини несправності гідроциліндрів?
14. Які моделі описують відмови привода?
15. Що розуміють під параметричною моделлю відмови привода?
16. Як визначається імовірність параметричної відмови?
17. Якому закону розподілу випадкових величин відповідають процеси, що відбуваються в гідроприводах?
18. Який механізм старіння та спрацювання елементів привода?
19. Які ви знаєте моделі тертя, що відбувається в елементах привода?
20. Перелічіть показники спрацювання елементів привода.
21. Яка фізична сутність моделі "слабкого" ланцюга?
22. Які ви знаєте цикли напруження?
23. Який вигляд має крива втоми?

РОЗДІЛ 3. ПОКАЗНИКИ НАДІЙНОСТІ ПРИВОДІВ

Показники надійності – це імовірності певних подій, які обумовлені властивостями привода. Імовірність набуває кількісний (математичний) сенс та стає мірою надійності, коли можливість прояви якої-небудь події оцінюється якимсь числом, стійким при неодноразовому повторенні деякого комплексу умов. Імовірність події теоретично визначається залежністю

$$P = \lim(n/N),$$

де n – кількість подій; N – кількість випробувань.

Теоретичне значення імовірності обмежено, оскільки його можна отримати при нескінченній кількості випробувань та при незмінному комплексі умов, що визначають ці випробування. Більш прийнятним є визначення імовірності як деякої закономірної величини, поблизу якої групуються частоти $P^* = n/N$, отримані при достатньо великій кількості випробувань.

В теорії надійності використовується велика кількість різних показників надійності, вибір яких визначається завданням аналізу та призначення привода. Однак в усіх випадках основними показниками надійності є безвідмовність та довговічність.

3.1. Показники надійності невідновлювальних приводів

Інтенсивність відмов. Зазвичай межі зміни зовнішніх впливів та умов експлуатації привода задані. Однак в цих допустимих межах та умов експлуатації властивості елементів привода і його режим роботи змінюються випадково, що приводить до виникненню відмов у випадкові моменти часу. Таким чином, час t роботи елемента або привода до відмови є випадковою величиною.

Послідовність подій, що настають одна за другою, називається потоком подій. Якщо подія – відмова, то така послідовність називається потоком відмов.

Потік відмов називається ординарним, якщо імовірність потрапляння на довільний інтервал часу $(t, t + \Delta t)$ двох та більше подій дорівнює нулю.

Потік подій називається потоком без наслідків, якщо імовірність потрапляння k подій на інтервал часу $(t, t + \Delta t)$ не залежить від числа і моментів часу появи події на інших інтервалах часу.

Ординарний без наслідків потік називається пуассоновським. Якщо події утворюють пуассонівський потік, то кількість подій, які відбуваються на будь якому інтервалі $(t, t + \Delta t)$, має розподіл по закону рідких подій (закон Пуассона) і при цьому імовірність того, що випадкова величина X (кількість подій), в інтервалі $(t, t + \Delta t)$ приймають значення $0, 1, 2, 3, \dots, m$, дорівнює m , визначається залежністю [31]

$$P = \text{Вер}(X = m) = \frac{a^m}{m!} e^{-a}, \quad (3.1)$$

де a – математичне очікування кількості подій, яке називається параметром закону Пуассона;

$$a = \int_0^{t+\Delta t} \lambda(t) dt; \quad (3.2)$$

$\lambda(t)$ – інтенсивність відмов.

Інтенсивність відмов – це умовна щільність імовірності виникнення відмови привода, який не відновлюється, що визначається до моменту часу, який розглядається, за умови, що до цього моменту відмова не виникала. Інтенсивність відмов за статистикою визначається:

$$\lambda^*(t) = \frac{[N(t) - N(t + \Delta t)]}{N(t)\Delta t} \quad (3.3)$$

де $N(t)$ і $N(t + \Delta t)$ – відповідно кількість елементів роботоздатних до моменту часу t і $t + \Delta t$; Δt – деякий достатньо малий проміжок часу.

Інтенсивність відмов записана через імовірність безвідмовної роботи $P(t)$ [31]

$$\lambda(t) = f(t)/P(t), \quad (3.4)$$

де $f(t)$ – імовірність виникнення відмови.

Якщо імовірність відмови в інтервалі $(t, t + \Delta t)$ залежить від кількості відмов та інтервалу Δt і не залежить від положення початку інтервалу t , то такий потік називають стаціонарним.

Інтенсивність відмов $\lambda(t)$ практично для усіх технічних систем залежить від часу та має три характерні ділянки. На першій ділянці, де відбувається припрацювання елементів привода, інтенсивність відмов зменшується. В цей період в основному проявляються конструктивні, технологічні і виробничі дефекти. Відмови в цей період пояснюються моделлю “слабого ланцюга”, а закон їх розподілення залежить від особливостей технічної системи.

Друга ділянка відповідає періоду нормальної експлуатації. Інтенсивність відмов $\lambda(t) \approx \text{const}$, і визначається випадковими, в основному раптовими відмовами які викликані експлуатаційними факторами.

На третій ділянці інтенсивність відмов $\lambda(t)$ збільшується із-за незворотних фізико-хімічних процесів в елементах, зв'язаних з їх довготерміновій експлуатації. Механізм відмов на цій ділянці пояснюється моделями спрацювання, старіння та втоми.

Інтенсивність відмов застосовується для оцінки надійності елементів і агрегатів. Вона дозволяє виявити потенційно ненадійні ділянки систем, впливом на які відповідним чином можна підвищити надійність системи в цілому.

Імовірність безвідмовної роботи – називають імовірність того, що в межах заданого інтервалу часу відмови не відбудеться. За статистичними даними імовірність безвідмовної роботи

$$P^*(t) = [N - n(t)]/N, \quad (3.5)$$

де N – число приводів, які випробували або за якими спостерігали; $n(t)$ – число приводів, які відмовили під час роботи.

При $N \rightarrow \infty$ статистична оцінка $P^*(t)$ є стійкою та наближається до $P(t)$. Зміна імовірності безвідмовної роботи при $t = 0$, у відповідності до прийнятої моделі (в момент початку роботи елемент роботоспроможний) $P(0) = 1$, та згідно з логікою при $t = \infty$ $P(\infty) = 0$. Таким чином імовірність безвідмовної роботи змінюється в межах від 0 до 1. Характер зміни $P(t)$ у часі залежить від властивостей природа і законів розподілення відмов.

Імовірність безвідмовної роботи і інтенсивність відмов мають однозначний зв'язок (див. залежність (3.4)) $\lambda(t) = f(t)/P(t)$. Або [31]

$$P(t) = e^{-\int_0^t \lambda(t) dt}. \quad (3.6)$$

Важливим для практики випадком є робота елемента при постійній інтенсивності відмов $\lambda(t) = \lambda = \text{const}$. При цьому

$$P(t) = e^{-\lambda t}. \quad (3.7)$$

Залежність (3.7) є експоненційним законом надійності.

Для $P(t) > 0,9$ або $\lambda t < 0,1$ залежність (3.7) замінюють першим членом розкладу функції [31]:

$$P(t) = 1 - \lambda t. \quad (3.8)$$

Відсутність наслідків відмов, які підпорядковуються експоненційному закону, приводить до того, що імовірність безвідмовної роботи на відтинку $(t, t + \Delta t)$ не залежить від часу попередньої роботи, а залежить тільки від довжини інтервалу Δt .

Середнє напрацювання до відмови T_0 – це математичне очікування напрацювання привода до першої відмови. Напрацювання – це тривалість або об'єм роботи об'єкту. Напрацювання до відмови оцінюють годинами. Коли об'єкт працює циклами, то напрацювання до відмови оцінюють кількістю циклів (ввімкнень).

Статистичне визначення середнього напрацювання до відмови залежить від плану випробувань. Коли під час випробувань всі N об'єктів відмовили і час до відмови кожного об'єкта визначено t_1, t_2, \dots, t_N , то

$$T_0^* = \sum_1^N t_i / N. \quad (3.9)$$

Коли точна інформація про величини t_i відсутня, то середнє напрацювання можна визначити із залежності [30]:

$$T_0^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^m n_i \bar{t}_i, \quad (3.10)$$

де $m = t_{\Sigma} / \Delta t$ – кількість часових інтервалів, на який розділено увесь період випробувань; n_i – кількість об'єктів, що відмовили в i -му інтервалі; $\bar{t}_i = 0,5\Delta t + i\Delta t$ – середній час i -го інтервалу.

При умові $\lambda(t) = \text{const}$ [30]:

$$T_0 = 1/\lambda; \quad P(t) = e^{-t/T_0}. \quad (3.11)$$

Імовірність безвідмовної роботи використовують для кількісної оцінки надійності привода як системи. Інтенсивність безвідмовної роботи використовують для кількісної оцінки надійності елементів та агрегатів. Приводи та їх елементи високо надійні, для них справедливі співвідношення $\lambda(t) \leq 1$ і $P(t) \rightarrow 1$. Тому розложивши в ряд Тейлора e^{-t/T_0} та відкинувши члени порядку вище першого, отримаємо наступні наближенні співвідношення:

$$P(t) = 1 - \Lambda t; \quad \Lambda(t) = \sum N_i \lambda_i; \quad T_0 = \Lambda^{-1}, \quad (3.12)$$

де Λ – сумарна інтенсивність відмов; N_i – кількість однотипних елементів; r – кількість груп однотипних елементів.

Залежності (3.12) справедливі для приводів у яких $P(t) > 0,8$.

3.2. Показники надійності приводів які відновлюються

Приводи, які відновлюються, дозволяють під час експлуатації відновлювати їх працездатність. До приводів, які відновлюються, належать приводи верстатів, машин, технологічного обладнання відмови яких не ведуть до катастроф і аварій, а тільки визначають перерву функціонування на час ремонту і відновлення.

При експлуатації приводів які відновлюються спостерігається потік відмов та відновлення. Вид потоку відмов визначає показники надійності та методи їх розрахунку. Найбільш повно вивчені та формалізовані простіший потік відмов, який одночасно задовольняє умовам стаціонарності, відсутності наслідків і ординарності.

Стаціонарність процесу означає, що на будь-якому проміжку часу імовірність виникнення відмови залежить тільки від часу і не залежить від зсуву по осі часу. У великій кількості випадків стаціонарні потоки мають властивість ергодичності – велика кількість спостережень, зроблених на одній системі у довільно вибраній момент часу, мають такі самі статистичні властивості (закони розподілення), що і така сама кількість спостережень, зроблених одночасно на великій кількості систем.

Відсутність наслідків (марківський процес) означає, що імовірність появи відмови у проміжку часу не залежить від кількості відмов та їх розподілу до цього проміжку часу. Це означає, що в системах з такими властивостями, відмови незалежні, а проміжки часу між відмовами розподілені за експоненціальним законом.

Характеристиками безвідмовної роботи приводів, що відновлюються, є параметр потоку відмов, напрацювання до відмови та імовірність безвідмовної роботи.

Параметр потоку відмов. Статистичне параметр потоку відмов характеризує середню кількість відмов у одиницю часу привода, який відновлюється, за заданий період роботи

$$\omega^*(t) = \frac{\sum_1^N n_1(t + \Delta t) - \sum_1^N n_i(t)}{N\Delta t}.$$

Для найпростіших потоків відмов параметр потоку відмов збігається з інтенсивністю відмов, тобто $\omega(t) = \lambda(t)$.

Потік відновлення є наслідком потоку відмов, так як потреба у відновленні з'являється тільки після відмови. При визначенні потоку відновлення необхідно враховувати специфіку технічного обслуговування привода та проведення планово-попереджувальних ремонтів.

Напрацювання до відмови – це співвідношення напрацювання привода до математичного очікування кількості його відмов протягом цього напрацювання.

Статистичне напрацювання до відмови привода визначають як співвідношення суми часу безвідмовної роботи t_i між сусідніми відмовами до кількості відмов у розглянутий період роботи:

$$T_0^* = \sum_1^n t_i / n.$$

Коли розглядається N виборів, то

$$T_0^* = \frac{1}{N} \sum_1^n \frac{1}{n} \sum_1^n t_i. \quad (3.13)$$

Імовірність безвідмовної роботи привода який відновлюється, – це імовірність того, що в межах заданого напрацювання відмови не буде, або імовірність того, що привод у будь-який момент часу знаходиться в працездатному стані.

Привод, який відновлюється, у довільний період часу $(t, t + \Delta t)$ буде в працездатному стані тільки при виконанні двох несумісних подій: A – привод працездатний в момент часу t і за інтервал Δt не відмовить; B – привод до моменту часу t відмовив, але за інтервал часу Δt відновлений.

Імовірність цих подій визначається залежностями:

$$P_A(t, t + \Delta t) = P(t)e^{\lambda \Delta t} \quad (3.14)$$

$$P_B(t, t + \Delta t) = [1 - P(t)][1 - e^{-\mu \Delta t}] \quad (3.15)$$

де μ – параметр відновлення, який аналогічний параметру потоку відмов, і є зворотною величиною часу відновлення $(1/t_v)$.

Розклавши показникові функції (3.14) і (3.15) в ряд залишаючи перші члени та застосувавши граничний перехід і розв'язавши отримане таким чином диференціальне рівняння отримали залежність для визначення імовірності застати привод, що відновлюється, у працездатному стані у будь-який момент часу [30]

$$P_r(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (3.16)$$

Для привода, який не відновлюється, раніш була отримана залежність $P(t) = e^{-\lambda t}$. Із рівняння (3.16) виходить, що при $t = 0$ $P_r(t) = 1$ і при

$t \rightarrow \infty \quad P_r(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$. Таким чином, імовірність безвідмовної роботи

привода, який відновлюється, більша, ніж привода, який не відновлюється. Чим менший час відновлення (μ більше), тим більша імовірність безвідмовної роботи (рис. 3.1).

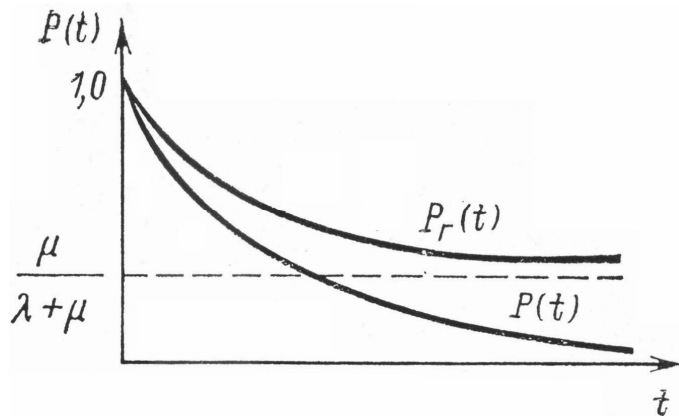


Рис. 3.1. Залежність імовірності безвідмовної роботи для відновлювальних та невідновлювальних приводів

Показники довговічності. Довговічність – властивість привода зберігати працездатність до настання граничного стану при встановленій системі технічного обслуговування і ремонтів. Ознаки граничного стану встановлено нормативно-технічною документацією на конкретний привід.

Для оцінки довговічності привода використовують показники, що характеризують вихід за допустимі межі основні технічні характеристики (потужність, ККД, швидкість, точність функціонування тощо) або здатність привода виконувати функції з допустимими витратами на обслуговування. До таких показників відносяться ресурс та строк служби.

Строк служби $T_{сл}$ – це календарна тривалість експлуатації привода від її початку або поновлення після капітального ремонту до настання граничного стану.

Ресурс T_p – це напрацювання привода від початку експлуатації або його поновлення після капітального ремонту до настання граничного стану.

Різниця між ресурсом і строком служби в тому, що перший показник є оцінкою фактичного напрацювання привода, в той час як строк служби характеризує тривалість існування привода від моменту введення в експлуатацію незалежно від характеру його використання.

Призначений ресурс T_{pn} – загальне напрацювання привода, при досягненні якого експлуатацію привода треба припинити незалежно від його технічного стану. Цей показник є не випадковою величиною і застосовується для приводів складних об'єктів, що виконують відповідальні функції.

Середній ресурс $T_{p\text{cp}}$ або середній строк служби $T_{cl\text{cp}}$ – це середнє значення ресурсу (строку служби) сукупності приводів одного типорозміру і використання. Ці показники визначаються із залежностей [30]:

$$T_{p\text{cp}} = \int_0^{\infty} t\varphi_p(t)dt; \quad T_{cl\text{cp}} = \int_0^{\infty} t\varphi_{cl}(t)dt,$$

де φ_p – щільність розподілення ресурсу; $\varphi_{cl}(t)$ – щільність розподілення строку служби.

Міжремонтний ресурс – це середній ресурс між суміжними ремонтами. Через те, що привод є завжди підсистемою якоїсь базової системи, то технічні вимоги до ресурсних показників для поставлених умов і режимів експлуатації визначаються значенням ресурсних показників базових машин.

Гама-процентний ресурс – це напрацювання, протягом якого привод не досягає граничного стану із заданою імовірністю γ . Гама-процентний ресурс показує, що γ процентів приводів даної модифікації повинні мати напрацювання до граничного стану не менш величини

$$T_{p\gamma} = \int_0^T \varphi(t)dt = \frac{\gamma}{100}.$$

Якщо, наприклад, $\gamma = 90\%$ то відповідний ресурс треба назвати "дев'яностопроцентним" ресурсом.

Коефіцієнт готовності K_r характеризує імовірність того, що привод виявиться працездатним у довільний момент часу, окрім періодів, що плануються, протягом яких експлуатація привода не передбачена.

Статистично коефіцієнт готовності визначається співвідношенням:

$$K_r = \sum_1^N t_1 / NT_e,$$

де t_1 – час працездатного стану i -го привода, N – кількість приводів, T_e – час експлуатації, який складається із послідовних інтервалів часу роботи, що чергуються з часом відновлення.

Запитання для самоконтролю

1. Дайте визначення імовірності безвідмовної роботи привода.
2. Із якої залежності визначається імовірність безвідмовної роботи привода, який не відновлюється?
3. Що називають інтенсивністю відмов?
4. Перелічіть показники надійності приводів, які не відновлюються.
5. Що називають середнім напрацюванням до відмови?
6. Які показники характеризують надійність приводів, що відновлюються?
7. Що називають імовірністю безвідмовної роботи привода, який відновлюється?
8. Дайте визначення довговічності, строку служби, ресурсу, призначеному ресурсу.
9. Що називають міжремонтним ресурсом, гама-процентним ресурсом, коефіцієнтом готовності?

РОЗДІЛ 4.

МЕТОДИ ВИЗНАЧЕННЯ СТАТИСТИЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ПРИВОДІВ

4.1. Джерела інформації о надійності привода. Критерії узгодженості статистик

Для оцінки надійності гідроприводу використовують три основні джерела інформації о можливій втраті працездатності привода в процесі експлуатації: аналітичні розрахунки та прогнозування надійності на етапі проектування, результати випробувань на надійність, дані експлуатації і ремонтів. Найбільш цінну інформацію о реальних показниках надійності, зокрема о часі безвідмовної роботи окремих елементів привода, отримують при його технічному обслуговуванні.

Для об'єктивної та достовірної оцінки надійності приводів необхідна система збирання та обробки інформації, яка повинна охоплювати проектні і експлуатаційні установи, заводи-виробники і ремонтні підприємства та забезпечувати своєчасне отримання повних і об'єктивних даних о працездатності привода для аналізу та прийняття рішень.

Отриману інформацію класифікують за однорідністю і часом спостереження, а також за метою випробувань. При цьому необхідно враховувати однотипність приводів. Всю інформацію групують за кількісними (рік виготовлення, номер привода, дата введення в експлуатацію, дата появи несправності, час відновлення і напрацювання до відмови) та за атрибутивними (тип виробу, режим експлуатації, характер і причини несправностей тощо) ознаками.

Зазначимо, що випробування будь якого пристрою проводять реєстрацію певних параметрів з деякими похибками. Систематичні похибки обумовлені умовами випробувань або об'єктивними факторами притаманними даному об'єкту чи методу випробувань. Випадкові похибки характеризуються сумарною дією великої кількості різних факторів.

Для встановлення закономірностей похибок і достовірного оцінювання надійності у відповідності до граничної теореми теорії імовірності необхідно провести велику кількість досліджень та вимірів. На практиці обмежуються скороченим комплексом випробувань та за їх результатами формулюють висновки о всій сукупності. У зв'язку з цим результати випробувань розглядають як випадково вибрану систему величин, яка являє одну з можливих реалізацій, яка б могла бути.

Сукупність всіх випробувань і результати спостережень, які можна отримати в даних умовах, називають генеральною сукупністю, а резуль-

тати отримані при випробуваннях – вибіркою з генеральної сукупності. Розрізняють два види генеральної сукупності нескінчену і скінчену.

Скінченою генеральною сукупністю є, наприклад, партія N виготовлених приводів, з яких для аналізу надійності взяли $n < N$ випадково вибраних приводів. Якщо аналізується технологічний процес та тіж самі приводи слід вважати як вибірку з нескінченної сукупності приводів, які можна виготовити за даною технологією. Вибірка називається репрезентативною, якщо вона достатньо добре представляє генеральну сукупність.

Для оцінки шуканих характеристик проводять статистичну обробку спостережень. Припустимо, що є випадкова величина x з законом розподілення $F(x)$. В результаті випробувань отримана вибірка $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$, яку статистично обробили та отримали статистики θ_x^* параметра x . Статистиками може бути математичне очікування, дисперсії й ін. Так як вибірка $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ має випадковий характер то і статистика випадкова, та може характеризуватися законом розподілення $F(\theta)$ і числовими характеристиками цього закону: математичним очікуванням m_θ , дисперсією D_θ й ін. Природно, що розрахункові формули для отримання оцінок θ_x^* будуть залежати від вихідного розподілення $F(x)$, вибірки $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ та вимог які пред'являються оцінкам. Зазвичай намагаються отримати незміщені, обґрунтовані і ефективні оцінки.

Для незміщеної оцінки її математичне очікування співпадає з дійсним значенням параметра, що оцінюється:

$$m_{\theta_x^*} = \theta_x.$$

Ефективна оцінка для даного об'єму вибірки має мінімальну дисперсію

$$D_{\theta_x^*} = \min.$$

Обґрунтована оцінка θ_x^* з збільшенням об'єму n вибірки сходиться за імовірністю до істинного значення θ_x . Інакше, оцінка θ_x^* обґрунтована, якщо для любых скільки завгодно малих ε і η існує таке n_1 , що при $n_1 > n$ виконується рівність

$$\text{Вер}\left\{|\theta^* - \theta_x| < \varepsilon\right\} = \eta. \quad (4.1)$$

З збільшенням об'єму n вибірки щільність імовірностей $f(\theta_x^*)$ оцінки θ_x^* наближається до дійсного значення $\theta_x = m_{\theta_x}$, тобто дисперсія оцінки $D_{\theta_x^*}$ з зростанням об'єму вибірки прагне до нуля. В реальних

умовах вибірка завжди менша за генеральну сукупність, тому необхідно визначити достовірні оцінки. Для гідропневмоагрегатів ці оцінки визначають за методикою роботи [22].

Для оцінки узгодженості емпіричних і теоретичних статистик використовують різні критерії узгодження.

Критерій Смирнова застосовують для виключення грубих помилок у малих вибірках. За результатами вимірювань x підраховують математичне очікування $m_x^* = \frac{1}{n} \sum_1^n x$ і середнє квадратичне відхилення

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{1}{1-n} \sum_1^n (x_1 - m_x^*)^2}, \quad \text{потім} \quad \text{підраховують} \quad \text{статистику}$$

$\varepsilon = (x_{ic} - m_x^*) / \sigma^*$, де x_{ic} – сумнівний результат вимірювань. Коли для даного числа вимірювань n та обраній надійності (заданій достовірності) P величина ε перевищує критичну величину $\varepsilon_{кр}$, то з імовірністю, яка більша P , можна вважати сумнівний результат дослідів x_{ic} грубою помилкою і не використовувати при подальшому аналізі. Величини $\varepsilon_{кр}$ наведено в таблиці 4.1, [31].

Таблиця 4.1

Чисельні значення статистики ε

n	P			n	P		
	0,9	0,95	0,99		0,9	0,95	0,99
4	1,689	1,710	1,728	22	2,664	2,823	3,123
6	1,996	2,067	2,161	24	2,701	2,862	3,179
8	2,172	2,273	2,431	26	2,737	2,921	3,220
10	2,294	2,414	2,616	28	2,764	2,929	3,258
12	2,387	2,519	2,753	30	2,792	2,958	3,291
14	2,461	2,602	2,859	35	2,853	3,022	3,364
16	2,523	2,670	2,946	40	2,904	3,075	3,424
18	2,577	2,729	3,017	45	2,948	3,120	3,474
20	2,623	2,779	3,079	50	2,987	3,160	3,518

Критерій Пірсона (χ^2) застосовують, коли обробка експериментальних даних робиться із використанням інтервального ряду та коли частина або всі параметри розподілення передбачуваного закону невідомі і їх треба визначити за результатами випробувань. Для перевірки варіаційний ряд розбивають на k рівних інтервалів так, щоб у кожному інтервалі було не менш ніж п'ять вимірів. Нехай статистична функція розподілення $F^*(x)$ побудована за результатами n незалежних випробувань, що розбиті на k інтервалів. Визначені частоти потрапляння вимірів

у кожний з інтервалів $P_i = n_i/n$, де n_i – кількість результатів у i інтервалі. Необхідно визначити узгодження гіпотези о законі розподілення з результатами експерименту і параметрами розподілення. При $n \rightarrow \infty$ ця статистика має розподіл

$$\chi^2 = \sum_1^k (n_i - nP_i)^2 / nP_i, \quad (4.2)$$

з кількість степенів свободи ν . При використанні χ^2 важне значення має визначення степенів свободи. Число степенів свободи (розрядних інтервальних частот) даного варіаційного ряду вказує, скільки з цих частот залишаються вільними, тобто скільки розрядних клітин можуть бути заповнені довільно, якщо взяти до уваги число незалежних зв'язків, яким підпорядковуються ці частоти. Такі зв'язки обумовлюються невідомими параметрами, що входять до теоретичного розподілення.

Кількість степенів свободи

$$\nu = k + 1 - s, \quad (4.3)$$

де k – кількість інтервалів (розрядів) частот; s – кількість невідомих параметрів закону розподілення (для нормального $s = 2$, для експоненційного $s = 1$, для розподілення Вейсбула $s = 3$, для біноміального та розподілення Пуасона $s = 1$).

По табл. з [30] знаходять імовірність $P(\chi_0^2)$, та за нею приймають рішення щодо збігу експериментального та теоретичного розподілу.

Спрощене використання критерію Персона для оцінки розбіжності між емпіричним та теоретичним розподіленням [31]: якщо

$$|(\chi_0^2 - \nu) / \sqrt{2\nu}| > 3, \quad (4.4)$$

то розбіжність можна вважати суттєвою, якщо

$$|(\chi_0^2 - \nu) / \sqrt{2\nu}| < 3, \quad (4.5)$$

то розбіжність можна вважати випадковою, тобто теоретичний закон розподілення добре узгоджений з емпіричним.

Критерій Колмогорова доцільно використовувати, коли є малі об'єми вибірки ($n < 20$) і відомі апріорі характеристики теоретичного закону розподілення. Для використання критерій Колмогорова необхідно на одному графіку (рис. 4.1) побудувати теоретичну $F(x)$ та експериментальну $F^*(x)$ криві розподілення та знайти найбільше абсолютне відхилення між цими функціями

$$D_H = \max |F(x) - F^*(x)|. \quad (4.6)$$

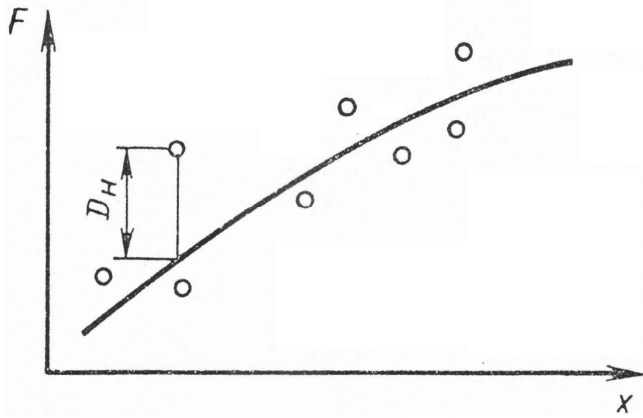


Рис. 4.1 Теоретична та експериментальна функції розподілення

Узгодженість законів розподілення визначають за імовірністю

$$P = \text{Вер}(D_H \sqrt{n} > \lambda_H), \quad (4.7)$$

де n – кількість дослідів; λ_H – значення критерію Колмогорова (табл. 4.2).

Таблиця 4.2

Значення критерію Колмогорова

λ_H	0,44	0,52	0,57	0,61	0,65	0,71	0,77	0,89	0,97	1,07	1,22	1,36	1,52	1,63
P	0,99	0,95	0,90	0,85	0,80	0,70	0,60	0,40	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01

Якщо по рівнянню (4.7) отримаємо $P(\lambda_H) > 0,3$, то узгодження між теоретичним та емпіричним законами розподілення вважається добрим. Якщо $P(\lambda_H) < 0,3$, то функція $F(x)$ недостатньо добре узгоджується з $F^*(x)$.

Слід зазначити, що критерій Колмогорова передбачає, що параметри теоретичного розподілення відомі завчасно. Якщо параметри теоретичного розподілення визначаються за тим ж даними, за яким отримана функція $F^*(x)$, то оцінка узгодженості є завищеною.

За рівнянням (4.7) можна визначити границі, в яких буде знаходитися невідома функція розподілення $F(x)$, за допомогою відомої з дослідів функції $F^*(x)$. Записавши рівняння (4.7) у вигляді нерівності

$$P = \text{Вер}\left[F^*(x) - \lambda_H / \sqrt{n} < F(x) < F^*(x) + \lambda_H / \sqrt{n}\right], \quad (4.7)$$

з якого визначимо верхню та нижню границі:

$$F_B(x) = F^*(x) + \lambda_H / \sqrt{n}; \quad (4.8)$$

$$F_H(x) = F^*(x) - \lambda_H / \sqrt{n}. \quad (4.9)$$

Зазначимо, що завжди $F_B(x) < 1$, а $F_H(x) > 0$, тобто в тому випадку коли за рівняннями (4.8) і (4.9) отримуємо значення більше 1 або менше 0, приймають відповідно границі 1 та 0.

4.2. Методи оцінки розподілень

Метод максимуму правдоподоби. Він є одним з найбільш загальних методів оцінки характеристик випадкових величин. Його використовують тоді, коли за результатами експерименту можна попередньо вибрати функцію розподілу, а параметри розподілу невідомі. Метод дозволяє отримати обґрунтовані, незміщені і ефективні оцінки параметрів розподілу.

Сутність методу наступна. Нехай задана безперервна випадкова величина X з щільністю розподілення $f(x, \theta)$ і вибіркою $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$, як результат незалежних випробувань. Визначимо умовну щільність імовірності вибірки x_1, x_2, \dots, x_n при фіксованому значенні параметра θ_x , який оцінюється параметрами розподілення (m_x, σ_x і ін.). Для цього запишемо функцію правдоподоби

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = f(x_1, \theta_x) f(x_2, \theta_x) \dots f(x_n, \theta_x). \quad (4.10)$$

Так як значення x_1, x_2, \dots, x_n та вид щільності імовірностей $f(x, \theta)$ відомі, то функція правдоподоби залежить тільки від θ . В якості максимуму правдоподоби θ_x^* параметра θ_x вибираємо таке значення θ_x , при якому функція правдоподоби (4.10) приймає максимальне значення. Інакше, знаходимо таке значення θ_x , при якому імовірності отримання значення x_1, x_2, \dots, x_n , що мають місце при випробуваннях, максимальна. Максимум функції правдоподоби:

$$\partial L(x, \theta) / \partial \theta_x = 0. \quad (4.11)$$

Якщо θ_x – вектор, то отримуємо систему рівнянь. Зазвичай використовують логарифмічну функцію правдоподоби $\partial \ln L(x, \theta)$, яку підставляють в рівняння (4.11) та шукають розв'язок.

У випадку коли випадкова величина X дискретна і може приймати значення z_1, z_2, \dots, z_n , а $m_1^*, m_2^*, \dots, m_n^*$ – частоти цих значень у вибірці, причому $\sum_i^n m_i^* = n$ та $\text{Вер}(X = z_i) = P_i(\theta)$, функція правдоподоби

$$L(m_1^*, m_2^*, \dots, m_n^*, \theta) = P_1(\theta_x) P_2(\theta_x) \dots P_n(\theta_x). \quad (4.12)$$

В якості приклада визначимо параметри нормального розподілення яке описує усі випадкові величини, на які впливає велика кількість рівнозначних факторів. Функція нормального розподілу

$$f(x) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x - m_x)^2}{2\sigma_x^2}\right\}. \quad (4.13)$$

Параметрами нормального розподілення є математичне очікування m_x та середнє квадратичне відхилення σ_x вибірки (x_1, x_2, \dots, x_n) .

Відповідно до (4.10) і (4.13) функція правдоподоби нормального розподілу

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n, \sigma_x^2) = \prod_1^n \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x_i - m_x)^2}{2\sigma_x^2}} = \left(\frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\frac{1}{2\sigma_x^2} \sum_1^n (x_i - m_x)^2}$$

або $\ln L = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln \sigma_x^2 - \frac{n}{2\sigma_x^2} \sum_1^n (x_i - m_x)^2$.

Рівняння правдоподоби мають вигляд:

$$\frac{1}{\sigma_x^2} \sum_1^n (x_i - m_x) = 0; \quad -\frac{n}{2\sigma_x^2} + \frac{1}{2\sigma_x^2} \sum_1^n (x_i - m_x)^2 = 0.$$

Після розв'язку останнього рівняння, отримуємо оцінки розподілення:

$$m_x^* = \frac{1}{n} \sum_1^n x_i \quad (4.14)$$

$$\sigma_x^{*2} = \frac{1}{n} \sum_1^n (x_i - m_x)^2 \quad (4.15)$$

Оцінка (4.15) зміщена. Незміщена оцінка дисперсії визначається за формулою

$$\sigma_x^{*2} = \frac{1}{n-1} \sum_1^n (x_i - m_x)^2 \quad (4.16)$$

Оцінка (4.14) як сума нормально розподілених випадкових вибірових значень x_i має нормальне розподілення з математичним очікуванням m_x та дисперсією $\sigma^2 = \sigma_x^2 / \sqrt{n}$, якщо відомо значення σ_x . З функції правдоподоби слідує, що при заданому значенні σ_x функція правдоподоби максимальна, якщо мінімальна сума $\sum_1^n (x_i - m_x)^2$. Це є основною

частиною окремого випадку методу правдоподоби – метода найменших квадратів.

Метод довірчих інтервалів. Він дозволяє визначити границі, в яких з достатньо високою імовірністю знаходяться невідомі статистичні характеристики вибірки з генеральної сукупності.

Нехай за результатами випробувань отримана незміщена оцінка m_x^* параметра x . Довірча оцінка може бути представлена у вигляді $|x - m_x^*| < \varepsilon$. Довірчий інтервал $J_\gamma(m_x^* - \varepsilon, m_x^* + \varepsilon)$ визначає область можливих значень m_x для даного параметра (рис. 4.2). Потрапляння параметра в цю область гарантується заданою імовірністю

$$\text{Вер} \left[|x - m_x^*| < \varepsilon \right] = \gamma,$$

де ε – наперед задана позитивна величина, визначена з довірчою імовірністю γ .

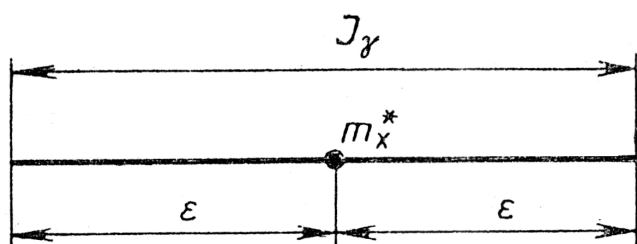


Рис. 4.2. Довірчий інтервал

При використанні метода довірчих інтервалів може бути два випадки: точність вимірювань (яка визначається m_x) відома, тобто σ_x задано; точність вимірювань невідома. У першому випадку довірчу оцінку математичного очікування можна представити через функцію Лапласа, прийнявши, що похибка вимірювань описується нормальним законом розподілення. Тоді маючи на увазі, що $\text{Вер} \left[|x - m_x^*| < \varepsilon \right] = \gamma = \Phi \left(\frac{\varepsilon}{\sigma_m \sqrt{2}} \right)$, отримаємо

$$\varepsilon = \sqrt{2} \Phi^{-1}(\gamma) \sigma_x / \sqrt{n},$$

де $\sigma_m = \sigma_x / \sqrt{n}$ – середнє квадратичне відхилення оцінки m_x^* .

Позначимо $u_\gamma = \sqrt{2} \Phi^{-1}(\gamma)$ – зворотна функція Лапласа або квантиль нормального розподілення. Довірча імовірність для математичного очікування

$$|x - m_x^*| \leq u_\gamma \sigma_x / \sqrt{n}. \quad (4.17)$$

Значення квантилів нормального розподілення наведені в додатку Б.

Граничні значення величин m_x при заданій довірчій імовірності γ визначаються з співвідношення

$$m_x^* - u_\gamma \sigma_x / \sqrt{n} < m_x < m_x^* + u_\gamma \sigma_x / \sqrt{n}. \quad (4.18)$$

Коли точність вимірювань невідома, довірчу оцінку невідомого параметра можна отримати, використовуючи розподілення Стюдента. Аргументом цього розподілення є випадкова величина $(m_x^* - m_x) \sqrt{n+1} / \sigma_x^*$, а щільність імовірностей утворюється відношенням нормальної щільності до χ^2 -щільності. Розподілення Стюдента при $n \rightarrow \infty$ сходиться до нормального. При невідомому значенні σ_x^* двосторонній довірчий інтервал оцінки m_x^* з довірчою імовірністю γ можна представити нерівністю

$$m_x^* - t_{\gamma, k} \sigma_x^* / \sqrt{n} < m_x < m_x^* + t_{\gamma, k} \sigma_x^* / \sqrt{n}, \quad (4.19)$$

де $t_{\gamma, k}$ – квантиль розподілення Стюдента (табл. 4.3); $k = n - 1$ – кількість ступенів свободи; $\sigma_x^* = \sqrt{\sum_1^n (x_i - m_x)^2 / n - 1}$ – емпірична оцінка середньої квадратичної похибки.

Оцінка імовірності безвідмовної роботи привода є частним випадком довірчої оцінки математичного очікування. Причому випадкова величина може приймати значення $x = 1$, якщо подія відбулася, або $x = 0$, якщо подія не відбулася. Якщо математичне очікування величини x дорівнює P , а дисперсія дорівнює Pq , де $q = 1 - p$, то за результатами n незалежних випробувань розраховують частоту появи подій P^* та дисперсію σ_P^* :

$$P^* = \frac{1}{n} \sum_1^n P_i; \quad \sigma_P^* = \sqrt{P^*(1 - q^*) / n}.$$

Тоді довірна оцінка визначається з умови

$$P^* - t_{\gamma, k} \sigma_P^* < P < P^* + t_{\gamma, k} \sigma_P^*, \quad (4.20)$$

Значення довірчої імовірності γ , у загальному випадку, приймають довільною з урахуванням складності та умов функціонування привода. Для приводів, вихід яких з ладу не приводить до тяжких наслідків, приймають $\gamma = 0,8 \dots 0,9$. Для приводів, які виконують відповідальні функції $\gamma = 0,9 \dots 0,99$.

Таблиця 4.3

Квантиль розподілення Стьюдента, $t_{\gamma, k}$

k	γ				k	γ			
	0,80	0,9	0,95	0,99		0,80	0,9	0,95	0,99
1	3,087	6,314	12,706	63,657	12	1,356	1,783	2,170	3,055
2	1,866	2,920	4,303	9,965	14	1,345	1,761	2,145	2,977
3	1,638	2,353	3,181	5,841	16	1,337	1,746	2,120	2,921
4	1,533	2,132	2,766	4,604	18	1,330	1,734	2,101	2,878
5	1,476	2,015	2,571	4,032	20	1,325	1,725	2,086	2,845
6	1,440	1,943	2,447	3,707	25	1,316	1/708	2,060	2,787
7	1,415	1,895	2,365	3,499	30	1,310	1,697	2,042	2,750
8	1,397	1,860	2,306	3,355	60	1,296	1,671	2,000	2,660
9	1,393	1,833	2,262	3,250	70	1,282	1,645	1,960	2,576
10	1,372	1,812	2,228	3,169					

Для біноміального розподілення, яке визначає появу події в кожному з n незалежних випробувань, яке закінчується появою або не появою відмови, імовірність отримання в n випробувань рівно m відмов, чи імовірність успіху в одному випробуванні P , визначається за формулою [31]

$$\text{Вер}(m^* = m) = \frac{n!}{(n-m)!m!} P^{n-m}(1-P)^m, \quad (4.21)$$

де m – випадкова кількість відмов, що спостерігаються в n випробуваннях.

Для розподілення (4.21) нижча довірча границя безвідмовної роботи P_n оцінки P з довірчою імовірністю γ

$$\sum_{i=1}^m \frac{n!}{(n-m)!m!} P^m (1-P)^{n-m} = \gamma. \quad (4.22)$$

За рівнянням (4.22) розраховані $P = P_n$ біноміального розподілення відмов у залежності від кількості відмов m та випробувань n при довірчій імовірності $\gamma = 0,9$ (табл. 4.4).

При біноміальному плані випробувань відмови можуть і не спостерігатися, в цьому випадку нижню довірчу границю оцінки імовірності безвідмовної роботи можна розрахувати наступним чином. Так як, для одного випробування імовірність успіху P , то для n випробувань отримати підряд успішний результат можна з імовірністю P^n . Якщо $P \leq 1$, то імовірність неотримання відмов при n випробуваннях, які проводяться одне за другим, дуже мала ($1 - \gamma \leq 0$). Тому можна записати

$$P_n^n = 1 - \gamma \quad \text{або} \quad P_n = \sqrt[n]{1 - \gamma}. \quad (4.23)$$

Для підтвердження нижньої довірчої границі P_H імовірності безвідмовної роботи з довірчою імовірністю γ необхідно у відповідності до рівняння (4.23) провести випробування в кількості

$$n_{\text{тр}} = \lg(1 - \gamma) / \lg P_H . \quad (4.24)$$

Для довірчої імовірності $\gamma = 0,9$ рівняння (4.24) прийме вигляд

$$n_{\text{тр}} = -1 / \ln P_H . \quad (4.25)$$

Для $\gamma = 0,9$ необхідна кількість випробувань для підтвердження P_H складає:

P_H	0,8	0,85	0,9	0,95	0,99	0,999
$n_{\text{тр}}$	11	22	25	45	230	2300

З наведених даних видно, що з збільшенням надійності приводів кількість випробувань, необхідна для її підтвердження, збільшується за гіперболічним законом.

Таблиця 4.4

Значення $P_H(n, m, \gamma = 0,9)$

$n - m$	m							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,025	0,017	0,013	0,010	0,009	0,007	0,006	0,005
2	0,135	0,098	0,076	0,063	0,053	0,046	0,041	0,037
4	0,343	0,271	0,225	0,193	0,169	0,150	0,135	0,123
6	0,479	0,400	0,345	0,304	0,271	0,245	0,244	0,206
7	0,571	0,493	0,436	0,391	0,355	0,325	0,300	0,279
10	0,636	0,562	0,505	0,460	0,423	0,391	0,364	0,341
15	0,736	0,674	0,623	0,581	0,544	0,512	0,484	0,460
20	0,793	0,741	0,696	0,658	0,625	0,594	0,568	0,543
25	0,883	0,782	0,742	0,715	0,681	0,653	0,625	0,611
30	0,856	0,816	0,782	0,751	0,723	0,697	0,674	0,652
35	0,874	0,839	0,792	0,755	0,734	0,710	0,700	0,689
40	0,889	0,857	0,829	0,8,04	0,780	0,758	0,739	0,719
45	0,901	0,872	0,846	0,822	0,801	0,781	0,762	0,744
50	0,910	0,883	0,860	0,838	0,818	0,799	0,789	0,764
60	0,925	0,902	0,882	0,863	0,845	0,828	0,813	0,798

4.3. Наближене визначення законів розподілень

Наведені методи оцінки параметрів розподілень θ_x ґрунтуються на тому, що відомий вид початкового закону розподілення $F(X)$ випадкової величини X за вибіркою x_1, x_2, \dots, x_n . На практиці, частіше за все, розподілення $F(X)$ невідомо, його приймають та перевіряють відповідність дійсному. Універсальних методів перевірки не існує, тому в інженерній практиці використовують графічні методи.

Суть графічних методів полягає у наступному. Для будь-якого розподілення $F(X)$, яке містить не більше двох параметрів, підбирають таку перебудову координат $y = \varphi(F)$ і $z = \varphi(X)$, при якій графік функції $y(z)$, який залежить від виду розподілення $F(X)$, перетворюється в пряму лінію. Отримана пряма лінія є теоретичним розподіленням. Якщо на цій графік нанести точки емпіричного розподілення і вони співпадуть з прямою лінією або будуть групуватися біля неї, то слід вважати, що закон розподілення вибрано правильно.

Розглянемо перетворення координат для нормального і експоненційного законів розподілення.

Функція нормального закону розподілення залежить від двох параметрів m_x і σ_x . Замість початкової системи координат $F(X)$ підбираємо нову:

$$y = (X - m_x)/\sigma_x \text{ і } z = X.$$

Величина y є квантилем u_γ нормального розподілення з $m_x = 0$ та $\sigma_x = 1$. Інакше

$$(X - m_x)/\sigma_x = u_\gamma \text{ або } u_\gamma = X/\sigma_x - m_x/\sigma_x.$$

Отже, квантиль нормального розподілення лінійно залежить від аргументу, (рис. 4.3 а). Відстань від початку координат до точки пересічення прямої $u_\gamma(x)$ з віссю X дорівнює математичному очікуванню m_x , а нахил прямої $\text{tg}\varphi = 1/\sigma_x$.

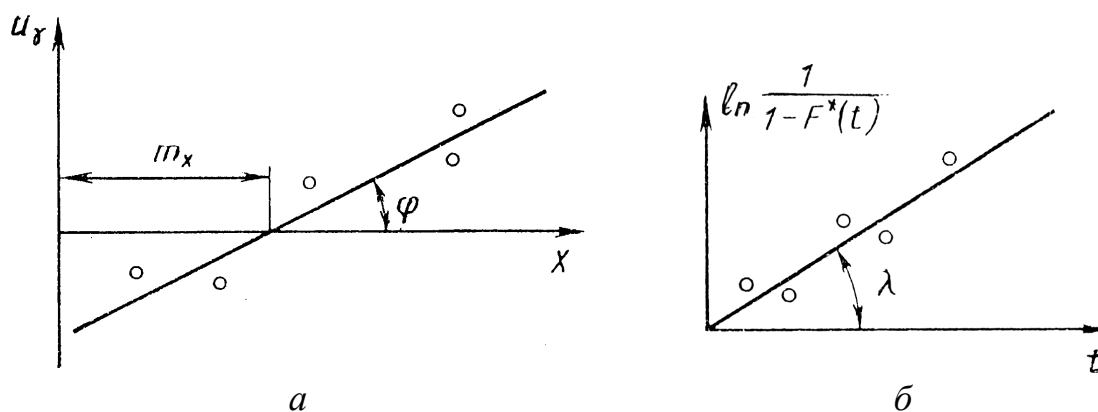


Рис. 4.3. Графічна перевірка законів розподілення: а – нормального; б – експоненційного

Квантиль безпосередньо зв'язаний з функцією розподілення $F(x) = \Phi(X - m_x)/\sigma_x$. Таким чином, якщо за даними випробувань x_1, x_2, \dots, x_n знайти експериментальними точки (u_{γ_i}, x_i) та нанести їх на

площину u_γ, X , то при нормальному розподіленні вони повинні розміститися біля прямої.

Характеристики розподілень m_x^* і σ_x^* знаходять за формулами (4.14) та (4.15). Для великих n їх можна визначити, використовуючи інтервали h :

$$m_x^* = \sum_{i=1}^h (x_i - h/2) n_i / n ; \quad (4.26)$$

$$\sigma_x^{*2} = \sum_{i=1}^h [(x_i - h/2) - m_x^*]^2 n_i / n . \quad (4.27)$$

Для експоненційного закону розподілення функція розподілення

$$F(X) = 1 - e^{-\lambda t} . \quad (4.28)$$

Для графічного представлення введемо нові координати. Після логарифмування рівняння (4.28) отримали

$$\ln \frac{1}{1 - F(x)} = -\lambda t ; \quad y = \ln \frac{1}{1 - F(x)} . \quad (4.29)$$

Рівняння (4.29) є рівнянням прямої, що проходить через початок координат з кутом нахилу λ (рис.4.3 б). Оцінку параметра λ можна знайти за експериментальними точками $y_i = \ln \frac{1}{1 - F_i^*(x)}$ методом найменших квадратів:

$$\lambda^* = \sum_{i=1}^n t_i \ln \frac{1}{1 - F_i^*(x)} / \sum_{i=1}^n t_i^2 . \quad (4.30)$$

4.4. Оцінка кореляційних моментів та коефіцієнтів регресії

При випробуваннях приводів отримують сукупність, яка містить ряд відповідних одна інший значень двох і більшої кількості випадкових величин. Це має місце, наприклад, при проведенні експериментів для виявлення ступеня впливу різних факторів на характеристики привода та представлення результатів експерименту регресивним рівнянням виду

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i x_i ,$$

де b_i – коефіцієнти регресії.

При цьому між випадковими величинами y та x може бути неоднозначна функціональна залежність, а складний стохастичний зв'язок, який проявляється в тому, що зміна однієї випадкової величини приводить до зміни закону розподілення іншої випадкової величини.

Найбільш простий та важливий для практики випадок стохастичного зв'язку – кореляційна залежність, яка характеризується кореляційним моментом

$$K_{yx} = M[(x - m_x)(y - m_y)]. \quad (4.31)$$

За даними сукупності випробувань кореляційний момент

$$K_{yx} = \frac{1}{n} \sum_1^n (x_i - m_x)(y_i - m_y). \quad (4.32)$$

При оцінюванні ступеня кореляційного зв'язку зручно розглядати не сам момент зв'язку, а безрозмірне співвідношення

$$\rho_{yx} = K_{yx} / (\sigma_y \sigma_x), \quad (4.33)$$

яке називають коефіцієнтом кореляції випадкової величини.

Коефіцієнт кореляції $-1 < \rho < 1$. Якщо $\rho_{yx} = 0$, то залежності між x і y не існує, якщо $\rho_{yx} = 1$, залежність між x і y прямо пропорційна. Коли зв'язок між випадковими функціями та випадковими аргументами описується аналітичними залежностями, наприклад

$$\begin{aligned} x &= \varphi_1(t_1, t_2, \dots, t_{N_1}, z_1, z_2, \dots, z_k); \\ y &= \varphi_2(t_1, t_2, \dots, t_{N_2}, l_1, l_2, \dots, l_c), \end{aligned}$$

де $N_1 \leq N_2$, причому N_1 аргументів t – спільні; k, c – кількість аргументів які мають вигляд z, l , та незалежні; Коефіцієнт кореляції між x і y визначається за залежністю [31]

$$\rho_{yx} = \frac{1}{\sigma_y \sigma_x} (b_{11} b_{21} \sigma_1^2 + b_{12} b_{22} \sigma_2^2 + \dots + b_{1N_1} b_{2N_1} \sigma_{N_1}^2), \quad (4.34)$$

де σ_x і σ_y – середнє квадратичне відхилення випадкових величин x і y ;

$$b_{li} = (\partial x / \partial t_i)_{t_i=m_{t_i}}; \quad b_{2i} = (\partial y / \partial t_i)_{t_i=m_{t_i}}.$$

На підставі рівнянь (4.34) для системи випадкових величин кореляційна матриця має вигляд [31]

$$\left| K_{x_i x_j} \right| = \begin{vmatrix} K_{x_1 x_1} & K_{x_1 x_2} & \dots & K_{x_1 x_n} \\ K_{x_2 x_1} & K_{x_2 x_2} & \dots & K_{x_2 x_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ K_{x_n x_1} & K_{x_n x_2} & \dots & K_{x_n x_n} \end{vmatrix}, \quad (4.35)$$

де i та j – дискретні аргументи, які послідовно приймають значення 1, 2, 3, ..., n .

Кореляційна матриця симетрична відносно головної діагоналі, тобто $K_{x_i x_j} = K_{x_j x_i}$. По головній діагоналі кореляційної матриці розташовані дисперсії кожної із випадкових величин. Дійсно

$$K_{x_i x_i} = \frac{1}{n-1} \sum_1^n (x_i - m_x)^2 = D_x.$$

Таким чином, в матриці для коефіцієнтів кореляції

$$\rho_{x_i x_i} = \frac{K_{x_i x_i}}{\sigma_{x_i} \sigma_{x_i}} = \frac{\sigma_{x_i} \sigma_{x_i}}{\sigma_{x_i} \sigma_{x_i}} = 1.$$

Зв'язок між середніми значеннями вихідних та вхідних параметрів можна описати лінійними рівняннями регресії

$$\begin{aligned} y - m_y &= (\mu / \sigma_x^2)(x - m_x); \\ x - m_x &= (\mu / \sigma_y^2)(y - m_y), \end{aligned} \quad (4.36)$$

де

$$m_y = \frac{1}{n} \sum_1^n y_i; \quad m_x = \frac{1}{n} \sum_1^n x_i; \quad \sigma_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_1^n (x_i - m_x)^2;$$

$$\sigma_y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_1^n (y_i - m_y)^2; \quad \mu = \frac{1}{n} \sum_1^n x_i y_i - m_x m_y.$$

Величина $\mu / \sigma = b$ називається коефіцієнтом регресії. Він виражається через коефіцієнт кореляції наступним чином:

$$b_{yx} = \rho_{yx} \sigma_y / \sigma_x; \quad b_{xy} = \rho_{yx} \sigma_x / \sigma_y.$$

За емпіричними даними коефіцієнт регресії розраховують за формулою [31]

$$b_{yx} = \frac{\sqrt{n \sum_1^n y_i^2 - \left(\sum_1^n y_i \right)^2}}{\sqrt{n \sum_1^n x_i^2 - \left(\sum_1^n x_i \right)^2}} \quad (4.37)$$

Запитання для самоконтролю

1. Які існують джерела інформації для оцінки надійності привода?
2. Для чого служить критерій Стьюдента?
3. В яких випадках застосовують критерії Пірсона і Колмогорова?
4. В чому полягає сутність методу максимуму правдоподоби?
5. В чому полягає сутність методу довірчих інтервалів?
6. Яким чином визначити закон розподілень?
7. Як провести оцінку кореляційних моментів та коефіцієнтів регресії?

РОЗДІЛ 5. ВИЗНАЧЕННЯ НАДІЙНОСТІ ПРИВОДА НА ЕТАПІ ПРОЕКТУВАННЯ

5.1. Загальні задачі розрахунку показників і контролю надійності

В процесі життєвого циклу привод проходить етапи проектування, виробництва та експлуатації. Етап проектування є визначальним в забезпеченні надійності. Основні задачі дослідження та розрахунку надійності на цьому етапі можна поділити на три групи.

1. Обґрунтування вимог, щодо надійності основних елементів привода (нормування надійності). Вирішення цієї задачі відбувається на початковій стадії проектування і передбачає попередню проробку структури привода та обґрунтування принципів проектування.

2. Забезпечення надійності привода та його елементів. На цьому етапі проводять дослідження та кількісну оцінку ефективності можливих способів забезпечення надійності, вибір основних проектних характеристик, статистичних запасів міцності та інших показників, роблять порівняльний аналіз варіантів і вибір оптимальних конструктивних рішень.

3. Контрольні розрахунки надійності привода за проектною документацією.

Надійність привода, значною мірою, забезпечується на етапі його виробництва. В процесі виробництва мають місце об'єктивні та суб'єктивні фактори, які разом можуть знизити надійність привода. Ці фактори можна поділити на дві групи.

А. Фактори які приводять до грубих порушень технологічного процесу, похибкам виготовлення, монтажу, а також виявленню прихованих дефектів, що призводять до втрати роботоспроможності. Зазначимо, що фактори цієї групи виявити порівняно легко.

Б. Фактори які приводять до не передбачуваних частковим змінам початкових властивостей елементів і матеріалів, що знижують надійність. Фактори цієї групи проявляються у процесі експлуатації. Їх виявлення зв'язано з витратою ресурсу та навіть з руйнуванням виробів які контролюються.

Проведення суцільного контролю для виявлення факторів групи А та особливо групи Б, потребує витрати великих коштів. Тому на практиці використовують вибіркового контроль, який проводять для деякої випадкової вибірки з партії виробів. За результатами контролю вибірки приймають рішення о прийнятті усїєї партії виробів. Природно, що із-за

випадковості вибірки можливі похибки при оцінюванні усієї партії виробів по вибірковим характеристикам. Ці похибки підрозділяються на дві категорії. Похибки першої категорії – надійна партія, що досліджується оцінюється за результатами вибірки як ненадійна. Імовірність такої похибки α – імовірність, що забракована партія виробів справна – називається ризиком постачальника.

Імовірність другої категорії – ненадійна партія, що досліджується оцінюється за результатами вибірки як надійна. Імовірність такої похибки β – імовірність пропуску ненадійної партії виробів – називається ризиком споживача.

Потрібен такий контроль, при якому α і β були мінімальні. Зазвичай приймають $\alpha = \beta = 0,05 \dots 0,1$. Ці похибки вводять в оперативну функцію контролю $\Pi(q)$, яка дорівнює імовірності прийняття партії виробів, що містить долю дефектних виробів $q = n/N$, де n – кількість дефектних виробів у партії з N виробів.

При заданих α і β виготовлення виробів здійснюється таким чином, щоб оперативна функція контролю знаходилися в межах $\Pi(q_1) < \Pi(q) < \Pi(q_2)$.

На етапі експлуатації привода практично виявляється досягнутий рівень надійності. Через вплив на привод різних факторів збурення його надійність змінюється. Коли надійність стає мінімальною P_{\min} , експлуатація привода припиняється, і він підлягає ремонту. В результаті ремонту і заміни елементів, що вийшли із ладу імовірність безвідмовної роботи привода підвищується до P_1 , однак із-за спрацювання ресурсу інших елементів новий рівень P буде нижчим від початкового P_0 , тобто $P_{\min} < P_1 < P_0$. Підчас експлуатації привода контролюють рівень P в момент часу t та підтримують його на протязі всього часу експлуатації шляхом відповідного технічного обслуговування.

Для кількісної оцінки надійності приводів широке розповсюдження здобули два метода: метод неперевищень, і метод структурних схем. Метод неперевищень використовують коли треба визначити надійність по відношенню до поступових відмов та надійність щодо міцності конструкції. Метод структурних схем використовують по відношенню до раптових відмов гідроприводів.

5.2. Загальні рівняння надійності привода

Оскільки привод є складною системою взаємопов'язаних вузлів, агрегатів та інших систем, то для аналізу надійності така складна система розподіляється на елементи. Привод характеризується структурою та функціями. Структура привода це сукупність елементів і взаємозв'язки

між ними, функція – сукупність всіх можливих його дій. Спочатку розглядаються характеристики елементів, а потім оцінюють працездатність всієї системи.

Параметри елементів по-різному впливають на надійність привода. Можна виділити три основних види цих параметрів. Перша група параметрів – це параметри, які впливають на працездатність тільки самого елемента. Друга група параметрів бере участь у формуванні вихідних параметрів всієї системи (їх зміни повинні враховуватись у сукупності зі змінами параметрів аналогічних елементів). Третя група параметрів впливає на працездатність, інших елементів.

Методи аналізу надійності формують у залежності від того елемента якої групи переважають. Система яка містить елементи з параметрами першої групи, є системою з незалежними елементами. Для її надійного функціонування необхідна надійна робота кожного елемента. Для приводів, що містять елементи другої групи необхідно розглядати систему в цілому та враховувати як участь кожного елемента в формуванні надійності, так і їх взаємний вплив на роботоспроможність.

При аналізі надійності складної системи всі її елементи доцільно поділити на три групи.

1. Елементи, працездатність яких практично не впливає на працездатність системи, наприклад, корпус привода.

2. Елементи, працездатність яких на певний проміжок часу практично не змінюється (корпус деталі, гідростатичні підшипники, малонавантажені елементи з великим запасом міцності).

3. Елементи, відмови яких ведуть до відмови привода.

Аналізувати треба тільки елементи третьої групи. У складних системах безвідмовність роботи елементів є необхідною, але недостатньою умовою надійності усєї системи. Це пояснюється тим, що в складних системах велику роль відіграє взаємозв'язок елементів. Роботоспроможні елементи можуть впливати на інші елементи та вивести їх із ладу. Наприклад, частки зношування насоса, який перебуває в роботоспроможному стані, можуть привести до заклинювання прецизійних пар і відмови всього привода. Таким чином, при аналізі надійності привода як складної системи необхідно враховувати взаємозв'язок елементів.

Модель надійності привода повинна установлювати функціональний зв'язок між показниками його складових частин і взаємозв'язок їх з виробничо-експлуатаційними факторами. У загальному вигляді імовірність безвідмовної роботи привода має вигляд

$$P(t) = P\{F(P_i, t_i, N)U(\delta_i, T_i, N)\},$$

де $F(\bullet)$ – функціональне подання структури привода і взаємозв'язку його частин у будь-який момент функціонування t_i ; P_i – імовірність безвідмовної роботи i -го елемента привода; N – кількість елементів привода; $U(\bullet)$ – оператор, що визначає ступінь впливу на показники надійності факторів збурення; δ_i , i T_i – об'єм і регламент технічного обслуговування i -го елемента в процесі експлуатації.

Так як привод складається з функціонально залежних та взаємозв'язаних елементів, в процесі функціонування привода між ними є статистичний зв'язок. Нехай число елементів привода N та для кожного елемента апріорі відомі показники надійності, наприклад імовірність безвідмовної роботи P_i . Будь-який елемент може знаходитися в одному з двох станів: A – справному і \bar{A} – несправному. Імовірність того, що в цьому випадку, разом відбудуться N подій A (усі елементи привода знаходяться в справному стані), визначається залежністю

$$P = P(\cap A) = 1 - P(\cup \bar{A}).$$

Між подіями A і \bar{A} (імовірностями безвідмовної роботи елементів i та j) є кореляційний зв'язок який визначається коефіцієнтом кореляції [5]

$$\rho_{A_i A_j} = \frac{P(A_i \cap A_j) - P(A_i)P(A_j)}{\sqrt{P(A_i)P(A_j)[1 - P(A_i)][1 - P(A_j)]}}, \quad (5.1)$$

де $P(A_i \cap A_j)$ – імовірність появи одночасно подій A_i і A_j ; $P(A_i)$ – імовірність появи події $P(A_i)$.

Введемо таку функцію $y = y(\rho_{A_i A_j})$ коефіцієнти кореляції між подіями A_i і A_j , яка для всіх $\rho_{A_i A_j} = 0$ (елементи привода незалежні) обертається в нуль, а при $\rho_{A_i A_j} = 1$ (елементи привода статистично залежні) – в одиницю. Імовірність $P(\cap A_i)$ є функцією вектора (A_1, A_2, \dots, A_N) та матриці $|\rho_{A_i A_j}|$. Якщо припустити, що $\frac{\partial P(\cap A_i)}{\partial y}$ існує, $P(\cap A_i)$ можна виразити у вигляді від функції $y = y(\rho_{A_i A_j})$ [5]:

$$P(\cap A_i) = \prod_1^N P(A_i) + \int_0^y \frac{\partial P(\cap A_i)}{\partial y} dy. \quad (5.2)$$

З співвідношення (5.2) отримали:

$$\int_0^1 \frac{\partial P(\cap A_i)}{\partial y} dy = P_{\min} - \prod_1^N P(A_i) = B; \quad (5.3)$$

$$\int_0^N \frac{\partial P(\cap A_i)}{\partial y} dy = B - \int_0^1 \frac{\partial P(\cap A_i)}{\partial y} dy = BK_N,$$

де $P_{\min} = P(A_i)$ – мінімальне значення P_i ; $K_N = 1 - \frac{1}{B} \int_0^1 \frac{\partial P(\cap A_i)}{\partial y} dy$.

Коефіцієнт K_N враховує статистичний зв'язок між відмовами елементів:

$$K_N = \frac{2}{\pi} \sum_{i < j} \arcsin \rho_{A_i A_j}. \quad (5.4)$$

Індекси $i < j$ означають, що в K_N входять тільки ті коефіцієнти кореляції, для яких $i < j$, тобто $\rho_{A_1 A_2}$, $\rho_{A_1 A_3}$, $\rho_{A_2 A_3}$, але не можна брати коефіцієнти $\rho_{A_3 A_2}$, $\rho_{A_4 A_1}$. З рівнянь (5.2) і (5.3) отримали імовірність безвідмовної роботи привода як системи, що містить N незалежних елементів:

$$P = \prod_1^N P_i + \left(P_{\min} - \prod_1^N P_i \right) K_N. \quad (5.5)$$

У залежності від ступеня статистичного зв'язку між відмовами елементів можливі наступні випадки.

1. $\rho_{A_i A_j} = 0$ (статистичний зв'язок відсутній); при цьому $y = 0$, $K_N = 0$ і

$$P = \prod_1^N P_i. \quad (5.6)$$

Таким чином, надійність системи яка містить N незалежних елементів дорівнює добутку імовірностей безвідмовної роботи окремих елементів.

2. $\rho_{A_i A_j} = 1$ (усі елементи статистично залежні) $y = 1$, $K_N = 1$ і

$$P = P_{\min}. \quad (5.7)$$

Якщо елементи привода статистично залежні, то імовірність безвідмовної роботи системи визначається імовірністю безвідмовної роботи найменш надійного елемента (модель “слабого” ланцюга).

5.3. Метод не перевищень або “здатність витривалості – навантаження”

Умови справного функціонування привода часто формулюють у вигляді співвідношень, які відображають вимоги не перевищення деякої

функції її допустимих значень. Надійність привода визначається співвідношенням допустимих значень u_d і можливих значень u вихідних параметрів.

Роботоспроможність характеризується сталою областю граничних станів, вихід за межі якої кваліфікується як відмова, тобто $u < u_d$. У загальному випадку границі роботоспроможності є випадковими. Основною трудностю встановлення допустимого параметра u_d є, зазвичай, що допустимі значення границь зміни вихідних параметрів призначають для базових машин, на яких встановлено привод, а для аналізу надійності привода необхідно знати межі зміни його параметрів. Крім того, між вихідними параметрами і ступенем пошкодження може існувати функціональний зв'язок, що відображає принцип дії та призначення привода. Лінійний закон зміни ступеня пошкодження може привести до нелінійних часових змін вихідного параметру, так як процес пошкодження зв'язаний з фізичними явищами, які відбуваються в матеріалах, а зміна вихідного параметра відображає мікропроцес, що відбувається у всій системі. У зв'язку з цим, незважаючи на те, що граничне значення вихідного параметру, у загальному випадку, величина не випадкова, при аналізі надійності її розглядають як випадкову з відповідними статистичними характеристиками. Граничним станом привода назвемо такий його стан, коли діюче навантаження буде дорівнювати здатності витривалості. Якщо позначити: R – навантаження, S – здатність витривалості, то умова не перевищення (безвідмовний стан) буде записано у вигляді $R < S$.

Здатність витривалості і навантаження через сукупний вплив різної природи факторів збурення є випадковими величинами або функціями, які мають нормальний закон розподілення з щільністю імовірності

$$\begin{aligned} f(R) &= \frac{1}{\sigma_R \sqrt{2\pi}} \exp\left[-(R - m_R)^2 / (2\sigma_R^2)\right]; \\ f(S) &= \frac{1}{\sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp\left[-(S - m_S)^2 / (2\sigma_S^2)\right], \end{aligned} \quad (5.8)$$

де m_R і m_S – математичне очікування навантаження і здатності витривалості відповідно; σ_R і σ_S – середньоквадратичне відхилення навантаження і здатності витривалості відповідно.

Навантаження і здатність витривалості треба вибирати за однаковими фізичними параметрами: деформації, напруження, витрати, тиску, потужності тощо.

Розглянемо спочатку один граничний стан. Параметром стану приймаємо різницю між здатністю витривалості і навантаженням: $Z = S - R$. Криві розподілення здатності витривалості і навантаження,

рис. 5.1, можуть пересікатися, тобто є область де прикладене навантаження перевищує здатність витривалості.

Криві лінії розподілень здатності витривалості і навантаження можуть перехрещуватись, тобто з'являються зони, де прикладені навантаження перевищують здатність витривалості. Оскільки $f(S)$ і $f(R)$ мають нормальне розподілення, то окремі реалізації запасу працездатності можуть відрізнитися як за величиною, так і за знаком.

Значення Z здійснюються через композиції нормальних розподілень, при якому отримуємо нормальний закон розподілення з математичним очікуванням $m_Z = m_S - m_R$ та середньоквадратичним відхиленням $\sigma_Z = \sqrt{\sigma_S^2 - \sigma_R^2 + 2\rho_{SR}\sigma_S\sigma_R}$. Щільність розподілення величини Z визначається за формулою:

$$f(Z) = \frac{1}{\sigma_Z \sqrt{2\pi}} \exp\left[-(Z - m_Z)^2 / (2\sigma_Z^2)\right].$$

Заштрихована площа під кривою $f(Z)$ (рис. 5.1), визначає імовірність того, що навантаження перевищує здатність витривалості, тобто порушується умова роботоспроможності (відмова).

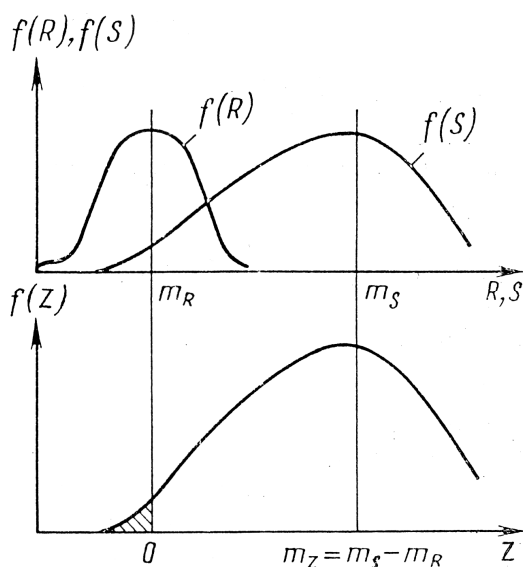


Рис. 5.1. Криві розподілення здатності витривалості і навантаження

Імовірність, що навантаження не перевищить здатність витривалості, визначається за рівнянням

$$P(Z > 0) = \int_0^{\infty} f(Z) dz = \frac{1}{\sigma_Z \sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} \exp\left[-(Z - m_Z)^2 / (2\sigma_Z^2)\right] dz.$$

Якщо в останньому рівнянні перейдемо до нормальної функції Лапласа, то отримаємо розрахункову залежність:

$$P(Z > 0) = \Phi(m_z/\sigma_z), \quad (5.9)$$

де $\Phi(\cdot)$ – функція Лапласа.

Якщо параметр Z має двостороннє обмеження $Z_1 < Z < Z_2$, залежність (5.9) матиме вигляд

$$P(Z_1 < Z < Z_2) = \Phi[(Z_2 - m_z)/(\sigma_z)] - \Phi[(Z_1 - m_z)/(\sigma_z)].$$

При розрахунку імовірності безвідмовної роботи елементів зручно користуватись безрозмірними коефіцієнтами: $\eta = m_S/m_R$ – статистичний коефіцієнт запасу працездатності; $\nu_R = \sigma_R/m_R$ – коефіцієнт варіації навантаження; $\nu_S = \sigma_S/m_S$ – коефіцієнт варіації здатності витривалості. З урахуванням цих коефіцієнтів рівняння імовірності безвідмовної роботи запишеться у вигляді:

$$P(Z > 0) = \Phi\left(\frac{\eta - 1}{\sqrt{\eta^2 \nu_S^2 + \nu_R^2 - 2\rho_{SR}\sigma_R\sigma_S}}\right). \quad (5.10)$$

Практично не завжди можливо з достатнім ступенем достовірності визначити статистичні характеристики здатності витривалості і навантаження. У зв'язку з цим імовірність умови не перевищення (5.9) має розкидання, яке для багатьох випадків буває дуже значним. Тому необхідно урахувати ці розкидання і отримати такий критерій умови не перевищення, який буде характеризувати працездатність привода із потрібним ступенем достовірності. Для цього доцільно використати метод довірчих інтервалів. В результаті отримаємо оцінювальні імовірності виконання умови не перевищень

$$P_{н.в} = P^* \pm u_\gamma \sqrt{D(P^*)}, \quad (5.11)$$

де P^* – оцінка імовірності виконання умови (5.9) не перевищення; u_γ – квантиль нормального розподілення; $D(P^*)$ – дисперсія оцінки, яка визначається на підставі дисперсії суми кількох незалежних перемінних

$$D(P^*) = \sum_1^n \left(\frac{\partial P^*}{\partial x_i}\right)^2 \sigma_{x_i}^2. \quad (5.12)$$

5.4. Статистичний коефіцієнт запасу роботоспроможності

Статистичним коефіцієнтом запасу роботоспроможності називають відношенням математичного очікування здатності витривалості до математичного очікування навантаження $\eta = m_S/m_R$.

Коефіцієнт запасу обирається для забезпечення роботоспроможності у випадках виявлення неврахованих при проектуванні привода факторів. Коли параметри привода суворо детерміновані, то запас роботоспроможності у ідеальному випадку дорівнює одиниці. Оскільки навантаження і здатність витривалості насправді є випадковими функціями, то коефіцієнт запасу роботоспроможності повинен бути більше одиниці і зростати зі збільшенням дисперсії змінних. Коефіцієнт запасу роботоспроможності визначається для усіх визначальних параметрів привода.

Імовірність виконання умови не перевищення визначається рівнянням (5.10) як відома функція $\Phi(\bullet)$ аргументу η . Рівняння (5.10) відносно заданої імовірності виконання умови не перевищення має вигляд

$$P_{\text{пот}} = \Phi\left(\frac{\eta - 1}{\sqrt{\eta^2 \nu_S^2 + \nu_R^2}}\right),$$

або

$$\eta - 1 / \sqrt{\eta^2 \nu_S^2 + \nu_R^2} = \Phi^{-1}(P_{\text{пот}}) = u_\gamma, \quad (5.13)$$

де u_γ – квантиль нормального розподілення, який залежить від імовірності $P_{\text{пот}}$ (яка задана чи необхідна).

З рівняння (5.13) визначаємо необхідний, такий, що забезпечує задану імовірність безвідмовної роботи, коефіцієнт запасу

$$\eta_T = \alpha(S) + \sqrt{\alpha^2(S) - \alpha(S)\alpha(R)}, \quad (5.14)$$

де $\alpha(S) = 1 / (1 + \nu_S^2 u_\gamma^2)$; $\alpha(R) = 1 - 1 + \nu_R^2 u_\gamma^2$.

Знак “+” перед коренем у рівнянні (5.14) прийнятий тому, що у протилежному випадку $m_R > m_S$ і імовірність роботоспроможності $P_{\text{пот}} < 0,5$. Значення $\nu_R < 1/u_\gamma$ визначає область надійності яку не можна досягнути. Якщо здатність витривалості детермінована ($\sigma_S = 0$, $\nu_S = 0$), то коефіцієнт запасу міцності по навантаженню визначається тільки варіацією навантаження $\eta = 1 + \nu_R u_\gamma$.

Коли детерміноване навантаження ($\sigma_R = 0$, $\nu_R = 0$), $\eta = 1 / (1 - \nu_S^2 u_\gamma^2)$.

З останніх співвідношень видати, що на коефіцієнт запасу роботоспроможності варіації навантаження мають більший вплив, ніж варіації здатності витривалості. Задаючи коефіцієнти запасу роботоспроможності, можна визначити необхідні варіації навантаження та здатності витривалості а отже і характеристики які забезпечать роботоспроможність.

5.5. Умови роботоспроможності привода

У загальному випадку відмова привода є наслідком невиконання певних вимог, які задаються технічними умовами. Всі умови роботоспроможності можна поділити на внутрішні та зовнішні. Перші (витрата, тиск та потужність) забезпечують функціонування привода, другі – технічні умови які задані на вихідні параметри (економічність, керованість та надійність). Умову роботоспроможності записують у вигляді $y_i - y_{1i} > 0$, $y_{2i} - y_i > 0$. Функцію $\psi(y_i) = y_i - y_{ji} > 0$ називають функцією роботоспроможності.

Для гідравлічного привода робочих органів машин основними є чотири умови роботоспроможності, що визначають діаграму навантаження, ККД та коефіцієнт швидкодії. Для отримання бажаного закону руху забезпечують дві умови суміщення діаграми навантаження і механічної характеристики привода:

$$N_p > N \text{ або } \psi(N) = N_p - N > 0;$$
$$v_p > v \text{ або } \psi(v) = v_p - v > 0,$$

де N_p і v_p – наявні потужність і швидкість руху виконавчих механізмів привода відповідно; N і v – потрібні потужність і швидкість, які обумовлені діаграмою навантаження або задані відповідно.

Для гідроприводу з дросельним керуванням

$$v_p = \frac{G_m}{A_n} \sqrt{\frac{p_j - p_d}{2}}; \quad N_p = p_d A_n v_p,$$

де G_m – провідність дроселів; A_n – площа поршня виконавчого двигуна; p_j і p_d – тиск живлення і тиск у виконавчому двигуні відповідно.

Третьою умовою є робота привода у оптимальному режимі:

$$R \leq 2R_n/3 \text{ або } \psi(R) = 2R_n/3 - R > 0,$$

де $R_n = p_n A_n$ – пускове зусилля на виконавчому двигуні; R – навантаження при якому потужність максимальна.

Четверта умова визначається необхідними динамічними характеристиками (швидкодія, запаси стійкості, тощо)

$$\omega_c \geq n\omega_3 \text{ або } \psi(\omega) = \omega_c/n - \omega_3 > 0,$$

де $\omega_c = \sqrt{c_\Sigma(1+b)m}$ – частота спряження; $b = f(k_p + k_b)/A_n^2$; c_Σ і m – сумарна жорсткість привода і маса його рухомих частин відповідно; k_p ,

k_B і n – коефіцієнти ковзання, витоків і запасу стійкості; ω_3 – частота зрізу.

Таким чином функціями роботоспроможності привода є:

$$\psi(v) = v_p - v > 0; \quad \psi(N) = N_p - N > 0;$$

$$\psi(R) = 2R_{\Pi}/3 - R > 0; \quad \psi(\omega) = \omega_c/n - \omega_3 > 0.$$

У загальному випадку можуть бути записані N умов роботоспроможності і імовірність того, що всі вони будуть виконані, тобто не відбудеться відмови, визначається з формули (5.5):

$$P(\psi_1 > 0, \psi_2 > 0, \dots, \psi_N > 0) = \prod_1^N P_i(\psi_i > 0) + \left[P_{\min}(\psi_i > 0) - \prod_1^N P_i(\psi_i > 0) \right] K_N,$$

де $P(\psi_i > 0)$ – визначається формулою (4.7), K_N – формулою (5.4).

Коефіцієнти кореляції між залежними умовами робото спроможності:

$$\rho_{\psi_i \psi_j} = \frac{1}{\sigma_{\psi_i} \sigma_{\psi_j}} \left(\sigma_{x_i} \sigma_{x_j} \rho_{x_i x_j} + \sigma_{y_i} \sigma_{y_j} \rho_{y_i y_j} - \sigma_{y_i} \sigma_{x_j} \rho_{y_i x_j} - \sigma_{y_j x_j} \rho_{y_j x_j} \right),$$

де $\psi_i = x_i - y_i$; $\sigma_{\psi_i} = \sqrt{\sigma_{x_i}^2 + \sigma_{y_i}^2}$; $\psi_j = x_j - y_j$; $\sigma_{\psi_j} = \sqrt{\sigma_{x_j}^2 + \sigma_{y_j}^2}$; ρ_{xy} – коефіцієнт кореляції між x і y .

5.6. Статистична міцність (надійність за міцністю)

Надійність за міцністю – міцність конструкції в реальних умовах роботи з врахуванням імовірностей характеристик металургійних, технологічних, проектних та експлуатаційних факторів. Надійність за міцністю елементів приводів значною мірою визначається властивостями матеріалів.

Для забезпечення необхідної міцності, на етапі проектування, проводять необхідні розрахунки та дослідження матеріалів елементів привода на статичну міцність та опір втоми.

Коефіцієнт запасу міцності, який є критерієм статичної міцності, визначається із залежності:

$$\eta = \frac{\bar{\sigma}_B^{\Gamma}}{k_6 \bar{\sigma}_{e \max}} \quad (5.15)$$

де $\bar{\sigma}_B^{\Gamma}$ – гранична міцність за ГОСТом (межа текучості); $\bar{\sigma}_{e \max}$ – напруження у деталі при максимальному навантаженні; k_6 – коефіцієнт безпеки, який урахує особливості конструкції і умови експлуатації.

У загальному випадку коефіцієнт запасу міцності визначається з залежності:

$$\eta = \eta_1 \eta_2 \eta_3,$$

де $\eta_1 = 0,1, \dots, 1,5$ – коефіцієнт, який відображає вплив точності визначення навантаження, що діє на елемент привода; $\eta_2 = 1,2, \dots, 2,2$ – коефіцієнт, який характеризує однорідність матеріалу, відхилення його механічних властивостей від нормативних; $\eta_3 = k_6 = 1, \dots, 1,5$ – коефіцієнт, який урахує особливості конструкції і умови експлуатації.

Всі величини, що входять до рівняння (5.15), детерміновані і усереднені, проте такі методи розрахунків не вирішують основну задачу оцінки запасу міцності і витривалості навантаження. Вони не дозволяють кількісно оцінити надійність конструкції, в той час метою будь-якого розрахунку на міцність є доведення того, що за час експлуатації не буде руйнування елемента.

При порівнянні напружень отриманих розрахунком ($\bar{\sigma}_p = \eta \bar{\sigma}_{\max}$) з граничними $\bar{\sigma}_b^r$ приймають однаків коефіцієнт запасу міцності для різних випадків навантаження. Внаслідок цього отримують для деяких випадків завищені коефіцієнти запасу, розміри деталей та їх масу. В реальних умовах виробництва і експлуатації коефіцієнти запасу міцності є випадковими величинами, тому, незважаючи на розрахунки, в процесі експлуатації може відбутися відмова елементів із-за втрати міцності.

Внаслідок впливу великої кількості незалежних факторів на міцність елементів розподілення характеристик підпорядковується нормальному закону розподілення. Математичне очікування і варіації границь міцності та текучості різних матеріалів наведені в табл. [9].

Щоб отримати об'єктивну оцінку надійності, розрахунок на міцність доцільно робити при заданій імовірності безвідмовної роботи. Імовірність не руйнування елементів конструкцій є деякою функцією характеристик імовірностей параметрів, які збурюють та обумовлюють випадковий характер навантаження та напружено-деформованого стану. Забезпечення високої надійності елементів на етапі проектування потребує знаходження таких шляхів впливу на конструкцію та умови роботи, щоб в результаті імовірність не руйнування була мінімальною.

Єдиним шляхом отримання бажаної надійності елементів привода є вплив на параметри збурення, шляхом зміни їх математичних очікувань. Достатньо легко можна змінити математичне очікування таких параметрів як товщина стінок, площі перетину та моментів інерції профілів силового набору. Для зміни границі міцності і модуля пружності приходить використовувати інший конструкційний матеріал.

Задачу визначення ступеня впливу на елемент конструкції з метою доведення його надійності до бажаного рівня зручно розв'язувати в два етапи: спочатку за здатністю витривалості і навантаженню визначають значення необхідних середніх коефіцієнтів запасів міцності η , потім за параметрами збурень знаходять потрібні значення конструктивних параметрів характеристик у здатності витривалості і параметрів навантаження, зміною математичного очікування яких передбачається реалізувати намічений вплив.

Розглянемо проектування на задану надійність на прикладі одного граничного стану – порушення міцності. Якщо прийняти в якості здатності витривалості допустиме напруження $S = \bar{\sigma}_B^r$, а в якості навантаження максимальне напруження, яке отримують в процесі експлуатації, $R = \bar{\sigma}_{e\max}$, то для забезпечення заданої імовірності не руйнування $P_{тр}$ коефіцієнт запасу міцності можна визначити за залежністю (5.15).

Розглянемо вплив статистичних характеристик міцності матеріалу на коефіцієнт запасу міцності. Виходячи, що закон розподілення границі міцності – нормальний, умову забезпечення заданої імовірності не руйнування елементів під дією максимального навантаження яке має місце під час експлуатації запишемо у вигляді:

$$\bar{\sigma}_{e\max} = \bar{\sigma}_B - u_\gamma \sigma_{\bar{\sigma}_B}, \quad (5.16)$$

де $\sigma_{\bar{\sigma}_B}$ – середнє квадратичне відхилення границі міцності.

Підставляючи (5.15) в (5.16), отримали рівняння для визначення мінімально необхідного запасу міцності

$$\eta_{\min} = \frac{\bar{\sigma}_B}{k_\sigma (\bar{\sigma}_B - u_\gamma \sigma_{\bar{\sigma}_B})}. \quad (5.17)$$

5.7. Імовірність безвідмовної роботи при дії знакоперемінного навантаження

Під дією знакоперемінного навантаження відбувається накопичення пошкоджень і стан конструкції в результаті сумування пошкоджень монотонно та незворотно наближається до граничного. Розглянемо одну з найбільш розповсюджених моделей накопичення пошкоджень, яка базується на теорії викидів. Нехай на елемент конструкції діє випадкове знакоперемінне навантаження, яке викликає випадкове розподілення напруження $\bar{\sigma}_a(t)$ (рис. 5.2).

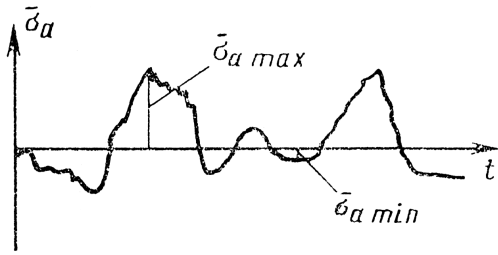


Рис. 5.2. Розподілення напружень в елементах привода

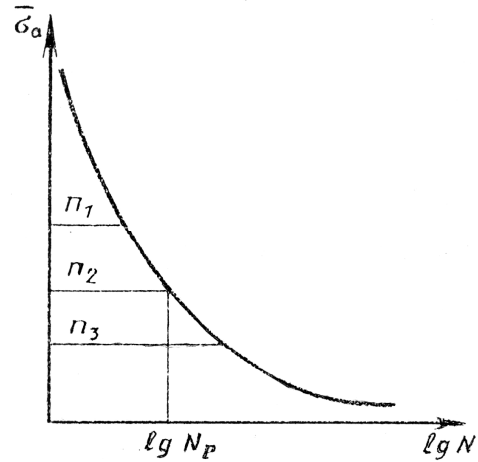


Рис. 5.3. Залежність напружень $\bar{\sigma}_a$ від циклів навантаження

При достатньо великому часі T дії навантаження кожному максимуму напруження $\bar{\sigma}_{a \max}$ можна поставити у відповідність мінімум $\bar{\sigma}_{a \min}$ такого ж абсолютного значення та розглядати цикл коливання з амплітудою

$$\bar{\sigma}_a = \left| \bar{\sigma}_{a \max} \right| - \left| \bar{\sigma}_{a \min} \right|.$$

Руйнування конструкції викликаних різними циклами напружень, різними за амплітудою, причому в наслідок стохастичної природи витривалості матеріалу кількість циклів, яка необхідна для руйнування, N є випадковою величиною.

Визначення довговічності розрахунковим шляхом ґрунтується на лінійній гіпотезі сумування пошкоджень викликаних втомою. У відповідності до цієї гіпотези введена міра пошкодження $D = \sum_1^k n_i / N_i$, де k – кількість ступенів навантаження елементів до руйнування; n_i – кількість викидів напруження $\bar{\sigma}_{ai}$; N_i – кількість циклів навантаження з напруженням $\bar{\sigma}_a$ (рис. 5.3).

У відповідності до лінійної гіпотези руйнування внаслідок втоми відбудеться, коли міра пошкодження $D = \sum_1^k n_i / N_i = 1$. Фізична сутність цього наступна. Елемент конструкції має певну роботоспроможність при цьому при кожному навантаженні витрачається частина роботоспроможності матеріалу, яка пропорційна D_i . Слід очікувати, що будь-яке мале напруження при визначеному циклі навантаження приведе до руйнування елемента. В той же час при вивченні закономірностей накопи-

чення пошкодження для нестационарного навантаження спостерігається відхилення величини D від одиниці, і практично $D = 0,2, \dots, 2,0$, [31].

В результаті статистичної обробки результатів навантаження можна визначити спектральну цільність, кореляційну функцію та середнє квадратичне відхилення. В більшості випадків випадкові процеси апроксимуються нормованою кореляційною функцією яка має вигляд $\rho(\tau) = \exp[-\alpha(\tau)]$ де α – параметр процесу, який визначається за характерними точками графіка навантаження.

Розподілення амплітуд навантажень при дії змінного навантаження підпорядковується закону Релея [31]:

$$f(\bar{\sigma}_a) = \frac{\bar{\sigma}_{a \max}}{\sigma_{\bar{\sigma}_a}^2} \exp\left[-\frac{\bar{\sigma}_{a \max}^2}{2\sigma_{\bar{\sigma}_a}^2}\right].$$

Сумарна відносна міра пошкодження, яка створюється усіма викидами за час T визначається з рівняння [31]:

$$D = n_0 T \int_0^\infty \frac{f(\bar{\sigma}_a)}{N(\bar{\sigma}_a)} d\bar{\sigma}_a, \quad (5.18)$$

де $N(\bar{\sigma}_a)$ – функція витривалості; n_0 – кількість викидів функції $\bar{\sigma}_a(t)$ (див. рис. 5.2) за нульовий рівень в одиницю часу

$$n_0 = \frac{1}{2\pi} \sqrt{\left. \frac{d^2\rho(\tau)}{d\tau^2} \right|_{\tau_0}} = \frac{1}{\sigma_{\bar{\sigma}_a} \sqrt{2\pi}} \sqrt{\int_0^\infty \omega^2 S(\omega) d\omega}.$$

На практиці використовують наближені методи аналізу показників довговічності які визначають за кривою та запасам втоми.

5.8. Коефіцієнт запасу довговічності

В якості граничного стану (здатності витривалості) при знакоперемінному навантаженні приймають границю витривалості $\bar{\sigma}_{-1}$ або τ_{-1} . Приведена напруга, яка обумовлена навантаженням яке виникає під час експлуатації, визначається з рівняння $\bar{\sigma}_{\text{пр}} = \bar{\sigma}_a + \psi\bar{\sigma}_m$. Коефіцієнт запасу довговічності для заданого циклу навантаження

$$\eta = \bar{\sigma}_{-1} / \bar{\sigma}_{\text{пр}}$$

залежить від статистичних характеристик втоми матеріалу, циклічного навантаження та заданої імовірності руйнування. Для його розрахунку необхідно мати експериментальні криві втоми або їх аналітичну апроксимацію.

В результаті узагальнення експериментальних даних для елементів привода отримані залежності середнього квадратичного відхилення логарифма циклічної довговічності в функції логарифма циклів N_i (рис. 5.4), де точками позначено експериментальні дані.

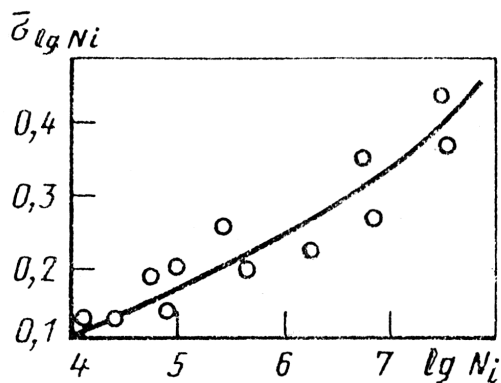


Рис. 5.4. Залежність циклічної довговічності від кількості циклів навантаження

Залежність кількості циклів навантаження до руйнування силових елементів привода під дією напруги описується рівнянням

$$N_i = c(1/\bar{\sigma})^m,$$

де c – коефіцієнт пропорційності, постійний для даного матеріалу; m – показник кривої втоми.

Для розрахунків використовують коефіцієнт запасу довговічності по навантаженню [31]

$$\eta_{\bar{\sigma}} = \bar{\sigma}_p / \bar{\sigma}_b, \quad (5.19)$$

та по циклам навантаження

$$\eta_N = N_p / N_b, \quad (5.20)$$

де індекс “р” відноситься до розрахункових параметрів, “б” – до поточних.

Розрахункова імовірність не руйнування за заданий ресурс T_p визначається з залежності

$$q_r = q T_p,$$

де q і q_r – відповідно імовірність руйнування і її граничне значення.

Для нормального закону розподілення довговічності залежності для визначення коефіцієнтів запасу довговічності [31]:

$$\eta_b = 10^{u_\gamma \sigma_{\lg N_i}}; \quad \eta_N = 10^{u_\gamma \sigma_{\lg \bar{\sigma}}}; \quad \sigma_{\lg \bar{\sigma}} = \sigma_{\lg N_i} / m. \quad (5.21)$$

З залежності (5.21) видно, що коефіцієнти запасу довговічності силових елементів привода є функціями середнього квадратичного відхи-

лення логарифма довговічності σ_{lgN} та заданої імовірності руйнування. Квантиль нормального розподілення u_γ визначається як функція заданих T_p або N_6 та імовірності руйнування за таблицею додатку Б.

5.9. Метод структурних схем

При розрахунку надійності привода доцільно подавати його (привод) як систему елементів, для яких можна визначити показники надійності. Поділення систем на елементи і вплив відмови елементів на надійність системи визначаються структурними схемами надійності. Метод структурних схем вживають для розрахунку надійності як імовірності раптової відмови за умов, що всі елементи системи є одновідмовними (тобто в елементах не може бути різних відмов одночасно) і відмови елементів незалежні.

Основою структурної схеми є умовне зображення послідовних і паралельних з'єднань елементів, які виражають безвідмовність їх функціонування. Послідовним з'єднанням можна вважати таке з'єднання елементів у системі, при якому відмова хоча б одного елемента призводить до відмови усієї системи. Паралельне з'єднання це таке з'єднання елементів у системі, при якому відмова системи трапляється тільки тоді, коли відмовляють всі елементи.

Тип з'єднання елементів у структурній схемі залежить від впливу окремих елементів на працездатність всієї системи і не завжди збігається з монтажним з'єднанням. Для ілюстрації сказаного розглянемо з'єднання двох фільтрів та включення їх в монтажну схему гідросистеми.

На рисунку 5.5 зображена схема монтажних і структурних з'єднань фільтрів. У першому випадку монтажне з'єднання є послідовним, а структура залежно від типу відмови може бути як паралельною так і послідовною. При послідовному монтажі фільтрів працездатність системи порушується при розриві сітки в обох фільтрах або при забрудненні сітки тільки в одному фільтрі. При розриві сітки в одному будь-якому фільтрі очищення рідини здійснюється другим, справним, тому структурна схема показується паралельним з'єднанням. При забрудненні одного з фільтрів система стає непрацездатною, тому для цієї відмови структурна схема являє собою послідовне з'єднання та збігається з монтажною

При паралельному монтажному з'єднанні структурних схеми з'єднання фільтрів протилежні розглянутим.

Система послідовного з'єднання елементів безвідмовна тільки тоді, коли безвідмовні всі елементи від 1 до n .

Монтажне з'єднання	Структурна схема	
	Розрив сітки	Засмічення сітки

Рис. 5.5. Схема монтажних і структурних з'єднань фільтрів

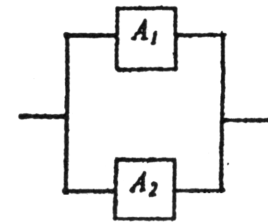


Рис. 5.6. Структурна схема паралельного з'єднання елементів

Імовірність безвідмовної роботи послідовного з'єднання елементів, згідно з теоремою множення випадкових подій, дорівнює добутку імовірності з'явлення всіх подій: $P = \prod_1^n P_i$, де P_i – імовірність безвідмовної роботи i – го елемента.

Паралельне з'єднання зображується структурними схемами надійності, як показано на рис. 5.6. Система безвідмовна, коли безвідмовні всі елементи або хоча б один з них. Можливі стани системи при паралельному з'єднанні елементів показані у таблиці 5.1, де ведені такі позначення: А – справний стан; О – відмова.

Таблиця 5.1

Стани елементів з рис. 5.6

Елементи	Стани			
	A_1	O_1	A_2	O_2
1-й елемент	A_1	O_1	A_2	O_2
2-й елемент	A_1	O_1	A_2	O_2
Система	A	A	A	A

Відповідно до теореми додавання імовірностей, імовірність безвідмовної роботи можна знайти з рівняння

$$P(A) = P(A_1) + P(A_2) - P(A_1)P(A_2).$$

Якщо імовірності безвідмовної роботи елементів однакові: $P(A_1) = P(A_2) = P_i$, тоді $P = 2P_i - P_i^2$.

Для трьох елементів, включених в структурну схему паралельно, $P = 3P_i - 3P_i^2 + P_i^3$. Якщо структурна схема складається з k паралельних

ланцюжків, у кожному з яких n елементів, то імовірність безвідмовної роботи системи знаходиться по залежності

$$P = 1 - \prod_1^k \left(1 - \prod_1^n P_i \right).$$

Правильність складання структурної схеми перевіряється принципом проходження сигналу, якій полягає у тому, що сигнали у структурній схемі проходять тільки по справних елементах (елемент, який відмовив, сигнал не пропускає). Так, при послідовному з'єднанні елементів сигнал входу на вихід не проходить, якщо відмовляє хоча б один елемент. При паралельному з'єднанні для проходження сигналу досить мати хоча б одну справну гілку.

Якщо у період експлуатування інтенсивність відмов не залежить від часу, то виконується експоненціальний закон надійності

$$P(t) = \exp(-\lambda t).$$

У цьому випадку для послідовного з'єднання елементів, яке складається з n елементів, імовірність безвідмовної роботи має вигляд:

$$P(t) = \exp\left(-\sum_1^n \lambda_i t_i\right), \quad (5.22)$$

де λ_i, t_i – інтенсивність та час справної роботи i -го елемента.

Аналіз залежності (5.22) показує, що надійність системи з послідовним з'єднанням елементів нижча від надійності менш надійного елемента. Чим складніша система, тим нижче її надійність при інших рівних умовах.

При паралельному з'єднанні імовірність безвідмовної роботи:

$$P(t) = 1 - \prod_1^n [1 - \exp(-\lambda_i t_i)]. \quad (5.23)$$

З аналізу залежностей (5.22) і (5.23) ми бачимо, що надійність паралельного з'єднання елементів при однаковій їх безвідмовності вища, ніж надійність послідовного з'єднання.

Для високонадійних елементів, коли справедлива нерівність $\lambda_i t_i < 1$ і $\exp(-\lambda_i t_i) = 1 - \lambda_i t_i$, маємо

$$P(t) = 1 - \sum_1^n \lambda_i t_i. \quad (5.24)$$

Зазвичай при розв'язанні надійності складних систем вважається, що безвідмовність кожного елемента відома або задана. При цьому враховується те, що імовірність безвідмовної роботи кожного елемента фо-

рмується під впливом різних процесів і є функцією часу. Схема формування $P_i(t)$ зображена на рисунку 5.7.

Кожна функція $F_i(t)$ отримана на основі аналізу моделі поступових відмов. При зміні періоду $t = T_p$ (ресурсу), впродовж якого розглядається робота системи, змінюється і P_i для кожного елемента. Так, при зміні T_{P1} до T_{P2} імовірність відмови першого елемента збільшується в декілька разів, другий елемент стає практично непрацездатним у зв'язку з низькою безвідмовністю, а третій елемент, як і перед цим, не лімітує $P(t)$, тому що область його відмов знаходиться в зоні $t > T_{P2}$.

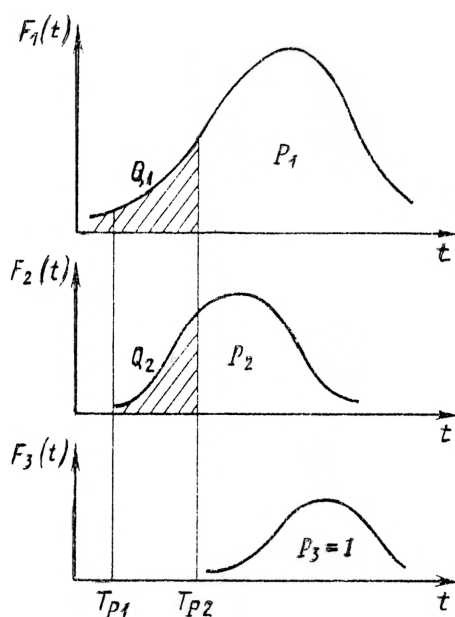


Рис. 5.7. Схема формування імовірності відмови

Знаходять по монтажній схемі. Статистичні дані показників надійності елементів визначаються на основі даних експлуатації. У результаті узагальнення даних експлуатації [30] у таблиці 5.2 показані середні інтенсивності відмов елементів приводів.

Слід зазначити, що значення інтенсивності відмов наведені у таблиці 5.2, та інших літературних джерелах, не враховують умов експлуатації привода. В статті [5] пропанується враховувати умови експлуатації шляхом введення поправочного коефіцієнта K_λ (див. табл. 5.3) і розраховувати дійсне значення інтенсивності відмов за залежністю $\lambda_d = \lambda K_\lambda$.

Якщо для оцінки надійності такої системи при збільшенні ресурсу вжити експоненціальний закон, то отримаємо невірний висновок про спроможність системи. Тому вживати формулу (5.22) необхідно, враховуючи залежність P_i від часу згідно з тією або іншою моделлю відмови.

З рівняння (5.23) та (5.24) випливає, що для розв'язання надійності будь-якої складної системи досить знати склад елементів, їх кількість, монтажне з'єднання та статичні характеристики показників надійності кожного окремого елемента, дані про склад елементів.

Таблиця 5.2

Середні інтенсивності відмов елементів приводів

Найменування агрегату	$\lambda \times 10^6$, г ⁻¹	Найменування агрегату	$\lambda \times 10^6$, г ⁻¹
Шестеренні насоси.	13	Дроселі	0,5
Насоси аксіально-поршневі нерегульованої продуктивності	9	Ущільнення поступового переміщення	0,5
Насоси аксіально-поршневі регульованої продуктивності	20	Датчики тиску, температури, рівня	3.5
Гідравлічні двигуни	4,3	Ущільнення обертання	0,7
Виконавчі гідроциліндри	0,01	Ущільнення нерухомих з'єднань	0,3
Золотникові розподільні пристрої	1	Роз'єми для швидкого з'єднання та роз'єднання	0,18
Перепускні та зворотні клапани	0,8	Пружина	0,22
Електрогідравлічні клапани	1,5	Механічні з'єднання	0,01
Електромеханічні перетворювачі	2,5	Підшипники ковзання	0,5
Потенціометричний датчик зворотного зв'язку	3	Зубчасті передачі	0,12
Індукційний датчик зворотного зв'язку	2	Шланги	2
Регулятори тиску та витрат	2,14	Баки	1.5
Фільтри	0,4	Резервуари для високого тиску	0,18
З'єднання трубопроводів	0,03	Виконавчі електродвигуни	0,23
Пневматичні регулятори	2,4	Приводні електродвигуни	4,3
Сопло – заслінка	1,5		

Таблиця 5.3

Значення коефіцієнта K_λ у залежності від умов експлуатації

Умови експлуатації	K_λ
В лабораторних та сприятливих умовах	1
В стаціонарних наземних умовах	10
На пароплавах при монтажі приладів в захищених відсіках	17
На автомобільних причепах	25
На платформах залізничних колій	25 – 30
У високогірній апаратурі	80
У складі бортової апаратури	
на літаках	120 – 150
на снаряді який керується	300 – 350
на сучасних ракетах	900 – 1000

Розв'язання надійності за структурними схемами краще проводити по блоках або вузлах привода. Це дозволяє порівняти вузли по надійності, виявити “слабкі” вузли і намітити шляхи підвищення надійності на стадії проектування та експлуатації. Рекомендується такий порядок розрахунку:

1. Сформулювати поняття відмови привода;
2. Збудувати структурну схему надійності, на якій вказати часові інтервали роботи кожного елемента або вузла. Усі однотипні елементи з однаковим часом роботи й показниками надійності об'єднати в групи (елементи розв'язку);
3. Скласти таблицю надійності (табл. 5.4), у якій введені такі позначення: n – кількість елементів i -го типу у блоці; k – кількість типів елементів;
- 4 На основі таблиці 5.4 розрахувати кількісні характеристики надійності блоків та зробити їх порівняння та аналіз;

Таблиця 5.4

Тип елемента	λ_i, Γ^{-1}	Елемент розрахунку					
		Блок 1		Блок 2		Блок 3	
		n	$n\lambda$	n	$n\lambda$	n	$n\lambda$
Золотникові розподільники Не регульовані дроселі Силові циліндри k – й тип							

5. Розрахувати кількісні характеристики надійності всієї системи. Визначити сумарну інтенсивність відмов

$$\Lambda = \sum_{i=1}^{k_1} n_i \lambda_i + \sum_{j=1}^{k_2} n_j \lambda_j + \dots + \sum_{l=1}^{k_3} n_l \lambda_l,$$

середній час безвідмовної роботи

$$T_{cp} = 1/\Lambda$$

та імовірність без безвідмовної роботи за час t .

Приклад 5.1. Розрахунок надійності аксіально-поршневого насоса. Для аксіально-поршневого насоса (рис. 5.8) дана імовірність забезпечення ресурсу роботи до капітального ремонту $P_m = 0,8$. Імовірність забезпечення ресурсу деталей складає: для деталі 1 – 0,99; деталей 2-7 – 0,9; деталей 8-9 – 0,95. Треба визначити імовірність безвідмовної роботи насоса.

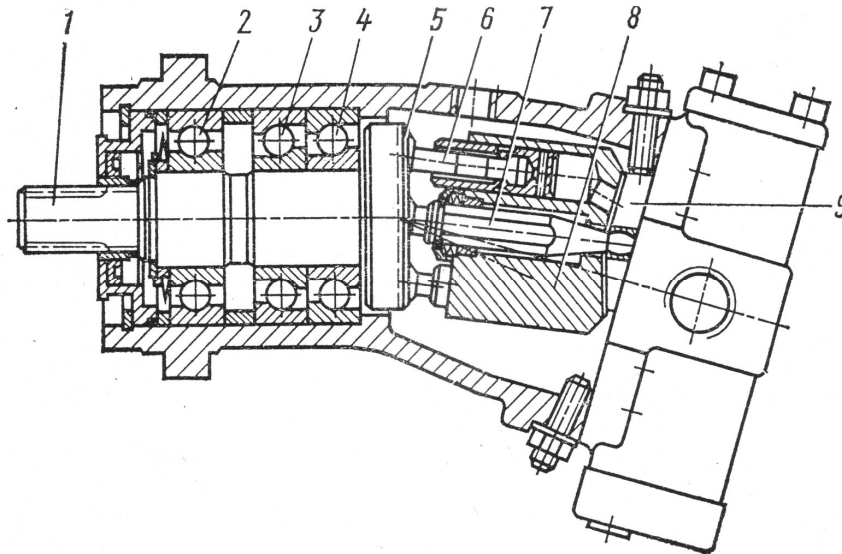


Рис. 5.8. Схема аксіально-поршневого насоса:

1 – вал; 2-4 – радіальні підшипники; 5 – пружина яка притискає; 6 – шатун з поршнем; 7 – центральний шип; 8 – блок циліндрів; 9 – розподільник

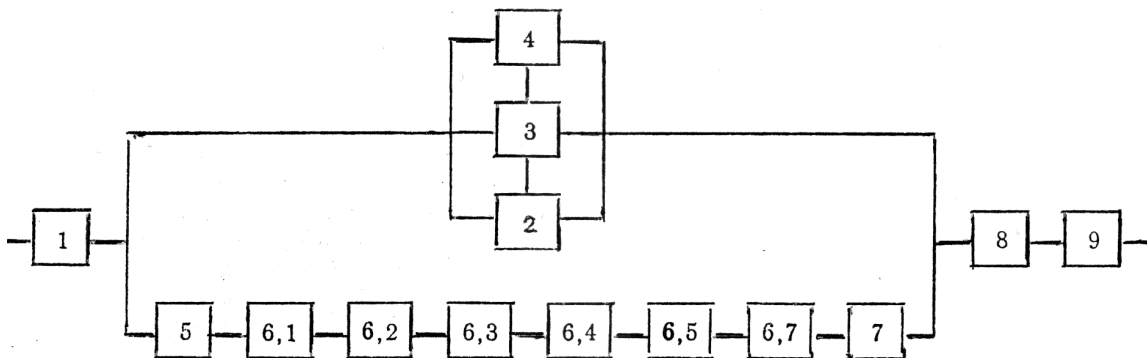


Рис. 5.9. Структурна схема аксіально-поршневого насоса.

Базовими деталями насоса, які визначають необхідність його розбирання для капітального ремонту, є вал 1, блок циліндрів 8, розподільник 9. Ці деталі в структурній схемі надійності повинні знаходитись послідовно. Інші варіанти капітального ремонту визначаються необхідністю сумісної заміни крайнього підшипника 4 з будь-яким елементом шатунно-поршневої групи 5, 6, 7. Ці комбінації в структурній схемі надійності з'єднуються паралельно (рис. 5.9).

Рівняння імовірності безвідмовної роботи має вигляд

$$P = P_1 P_{4-7} P_8 P_9$$

Імовірність безвідмовної роботи паралельних з'єднань:

$$P_{4-7} = 1 - (1 - P_9 P_6^6 P_7) \times (1 - P_4) = 1 - (1 - 0,95 \times 0,96 \times 0,9) \times (1 - 0,9) = 0,955$$

Підставивши це значення в перше рівняння, отримаємо:

$$P = 0,99 \times 0,995 \times 0,95 \times 0,95 = 0,85.$$

Через те, що $P > P_m$, тоді при вибраних умовах значення імовірності забезпечення ресурсу насоса до капітального ремонту декілька вище заданого, що визначає деякий запас надійності.

Приклад 5.2. Порівняння надійності мехатронних гідроагрегатів, реалізованих за різними конструктивними схемами [7]. Використовували метод структурних схем. Приймали, що всі складові елементи гідроагрегатів є одновідмовні та відмови елементів незалежні. Відомі, також, зв'язки між окремими елементами та час їх функціонування. Вважали, що однотипні елементи є рівнонадійні, режими їх роботи відповідають номінальним, а параметри оточуючого середовища – технічним вимогам. Вважали, що термін роботи окремих елементів гідроагрегата визначається експоненціальним законом розподілення.

Розглядали наступні мехатронні гідроагрегати керування виконавчими механізмами:

– рисунок 5.10, відмінною особливістю якого є те, що завдяки виконанню пристрою регулювання витратом насоса у вигляді гідроциліндра з регульованою пружиною, шток якого може займати два крайні положення у залежності від рівня тиску з виходу насоса, забезпечуючи, таким чином на виході з насоса номінальний та мінімальний витатки, при знаходженні регулюючо-розподільчого пристрою у нейтральному положенні тиск на виході з насосу максимальний, а його витаток мінімальний;

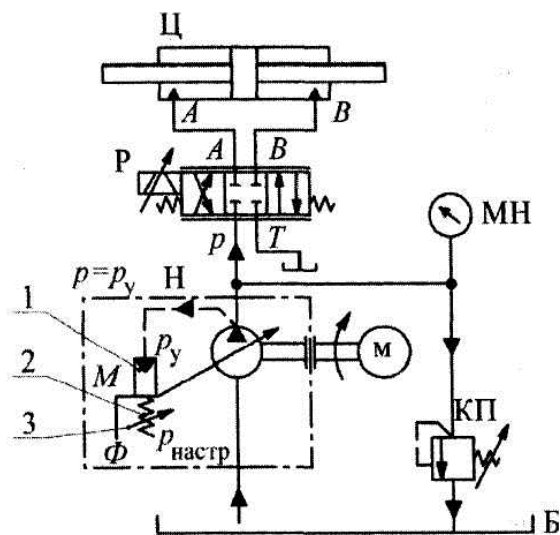


Рис. 5.10. Принципова схема мехатронного гідроагрегата керування виконавчим механізмом: 1 – гідроциліндр регулювання робочого об'єму насоса; 2 – пружина гідроциліндру 1; 3 – пристрій для налаштування зусилля пружини; Б – бак; Н – насос з автоматичним регулятором; М – електродвигун; Р – дроселюючий гідророзподільник; Ц – гідроциліндр; МН – манометр; КП – запобіжний клапан

– рисунок 5.11, відмінною особливістю якого є те, що він забезпечує постійну потужність на виході виконавчого механізму, підвищує точність позиціонування виконавчого механізму та дозволяє проводити діагностування мехатронного гідроагрегата підчас його роботи;

– рисунок 5.12, відмінною особливістю якого є те, що запропоноване схемне розв'язання дозволяє, у широкому діапазоні, змінювати частоту обертання асинхронного електродвигуна, у залежності від навантаження на виконавчому механізмі та здійснювати його реверс, що забезпечує регулювання витратом нерегульованого насоса від нуля до двох номінальних значень, в обох напрямках, ліквідувати витоки в розподільчому пристрої, зупиняти асинхронний електродвигун, а отже і насос при відсутності зовнішнього сигналу керування на переміщення гідроциліндра, ліквідуючи, таким чином, злив надлишку робочої рідини з мехатронного гідроагрегату через запобіжний клапан, внаслідок чого відбувається її нагрівання, зменшити енергоспоживання, проводити діагностування мехатронного гідроагрегату підчас його ро-

Для розрахунку надійності мехатронних гідроагрегатів керування виконавчим механізмом склали їх структурні схеми (рис. 5.13 – 5.15).

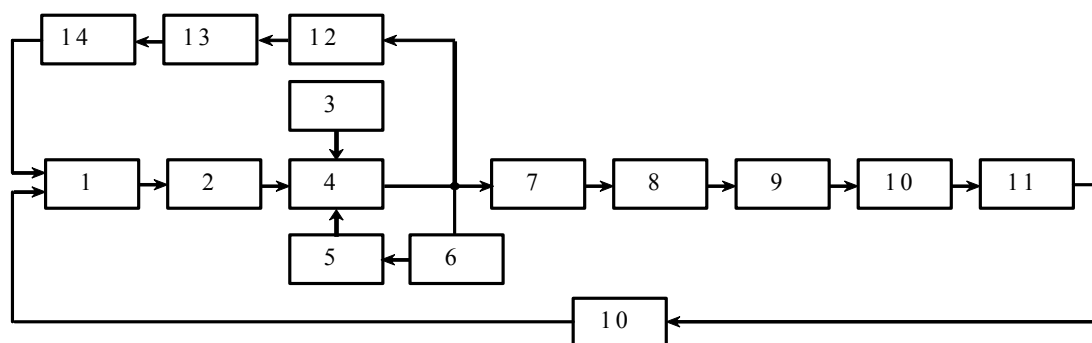


Рис. 5.13. Структурна схема мехатронного гідроагрегата керування виконавчим механізмом, рис. 5.10.: 1 – бак; 2, 6, 7, 9, 11, 12, 14 – трубопроводи; 3 – електродвигун; 4 – насос; 5 – регулятор тиску; 8 – дроселюючий гідророзподільник; 10 – гідроциліндр; 13 – запобіжний клапан

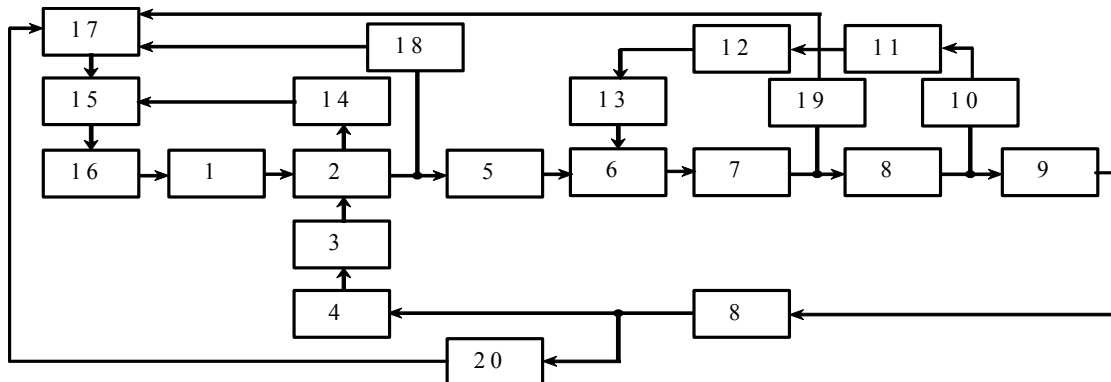


Рис. 5.14. Структурна схема мехатронного гідроагрегата керування виконавчим механізмом, рис. 5.11.: 1 – електродвигун; 2 – насос; 3, 5, 7, 9 – трубопроводи; 4 – бак; 6 – дроселюючий розподільник; 8 – гідроциліндр; 10 – датчик переміщення; 11 – перетворювач з системою керування; 12 – блок керування; 13 – кроковий електродвигун; 14 – тахогенератор; 15 – електричний регулятор частоти обертання; 16 – перетворювач частоти асинхронного електродвигуна; 17 – електронний блок керування; 18, 19, 20 – датчики тиску

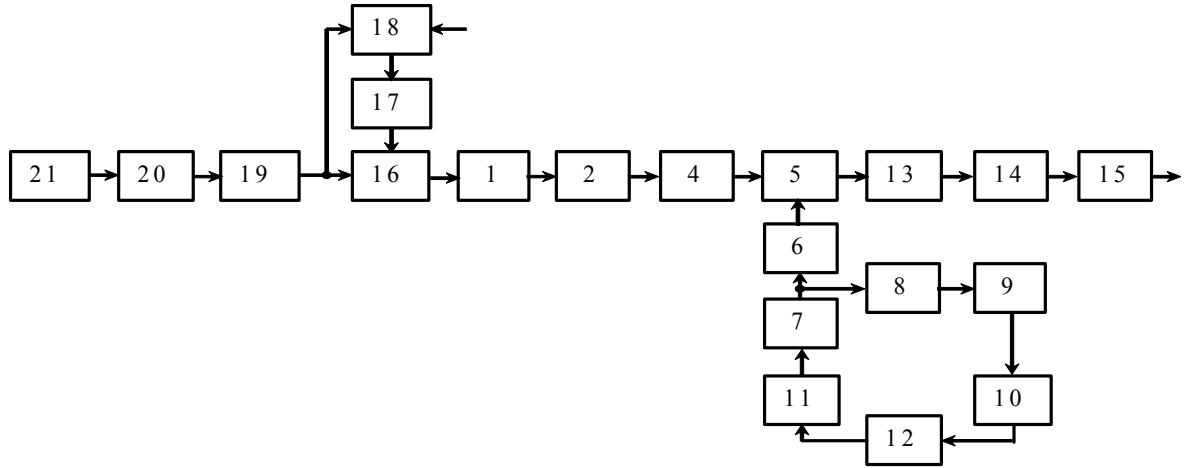


Рис. 5.15. Структурна схема мехатронного гідроагрегата керування виконавчим механізмом, рис. 5.12.: 1 – електродвигун; 2 – насос; 3, 6, 8, 10, 11, 13 – трубопроводи; 4 – два запобіжних клапани; 5 – два зворотних клапани; 7 – допоміжний насос; 9 – запобіжний клапан; 12 – бак; 14 – гідрозамок; 15 – гідроциліндр; 16 – електронний блок керування; 17 – генератор керування частотою; 18 – нелінійний перетворювач; 19 – резистор; 20 – конденсатор; 21 – трьохфазний випрямляч

За структурними схемами гідроагрегатів, використовуючи формули (5.5) і (5.6), отримали розрахункові залежності імовірності безвідмовної роботи:

для гідроагрегата, рис. 5.10

$$P_{\Sigma}(t) = (P_1 P_2 (P_3 P_4 + P_5 P_6 - P_3 P_4 P_5 P_6) (1 - P_{12} P_{13} P_{14}) + P_{12} P_{13} P_{14}) \times P_7 P_8 P_9 P_{10} P_{11} (1 - P_{10}) + P_{10}; \quad (5.25)$$

для гідроагрегата, рис. 5.11

$$P_{\Sigma}(t) = \left[(P_{19} [P_5 P_6 P_7 P_{11} P_{12} P_{13} (1 - P_8 P_{10}) + P_8 P_{10}] (1 - P_{18}) + P_{18}) \left[1 - P_8^2 P_9 \times (P_5 P_6 P_7 P_{11} P_{12} P_{13} (1 - P_8 P_{10}) + P_8 P_{10}) \right] + P_8^2 P_9 (P_5 P_6 P_7 P_{11} P_{12} P_{13} (1 - P_8 P_{10}) + P_8 P_{10}) \right] \times \left[1 - P_{17} P_{20} [P_{14} P_{15} P_{16} P_1 P_2 P_3 P_4 + P_8^2 P_9 (P_5 P_6 P_7 P_{11} P_{12} P_{13} (1 - P_8 P_{10}) + P_8 P_{10})] \right] + P_{17} P_{20} [P_{14} P_{15} P_{16} P_1 P_2 P_3 P_4 + P_8^2 P_9 (P_5 P_6 P_7 P_{11} P_{12} P_{13} (1 - P_8 P_{10}) + P_8 P_{10}) - P_{14} P_{15} P_{16} P_1 P_2 P_3 P_4 P_8^2 P_9 (P_5 P_6 P_7 P_{11} P_{12} P_{13} (1 - P_8 P_{10}) + P_8 P_{10})]; \quad (5.26)$$

для гідроагрегата, рис. 5.12

$$P_{\Sigma}(t) = P_1 P_2 P_3 P_4 P_5 P_6 P_{13} P_{14} P_{15} P_{19} P_{20} P_{21} (P_{16} + P_{17} P_{18} - P_{16} P_{17} P_{18}) \times (P_7 + P_8 P_9 P_{10} P_{11} P_{12} (1 - P_7)); \quad (5.27)$$

З літератури [18] знаходили інтенсивність відмов окремих елементів гідроагрегата (табл. 5.5).

Таблиця 5.5

Інтенсивність відмов елементів гідроагрегатів

Інтенсивність відмов	$\lambda \times 10^6, \text{г}^{-1}$	Інтенсивність відмов	$\lambda \times 10^6, \text{г}^{-1}$
Трубопровід	0,7	Резистор	0,01
Електродвигун	4,3	Конденсатор	0,011
Насос	8,74	Трьохфазний випрямляч	0,06
Запобіжний клапан	6,3	Дроселюючий розподільник	3,36
Зворотний клапан	5,7	Датчик переміщення	3,2
Допоміжний насос	1,4	Перетворювач з системою керування	4,5
Бак	0,48	Блок керування	1,5
Гідрозамок	3,65	Кроковий електродвигун	3,23
Гідроциліндр	0,8	Тахогенератор	1,4
Електронний блок керування	1,5	Електричний регулятор частоти обертання	1,0
Генератор керування частотою	0,12	Перетворювач частоти асинхронного електродвигуна	1,2
Нелінійний перетворювач	0,01	Датчик тиску	3
Регулятор тиску	2,14		

За залежностями (5.25) – (5.27), попередньо задавшись часом роботи гідроагрегата, знаходили імовірності безвідмовної роботи мехатронного гідроагрегата (табл. 5.6). Знаючи імовірності його безвідмовної роботи, знаходили час безвідмовної роботи за залежністю

$$T = 1/\Lambda, \quad (5.28)$$

де Λ – сумарна інтенсивність відмов гідроагрегата, яку визначали з (3.12), розраховували середній час безвідмовної роботи гідроагрегата (табл. 5.6).

Таблиця 5.6

Імовірності та середній час безвідмовної роботи мехатронного гідроагрегата

Гідроагрегат	$P_{\Sigma}(1000)$	T , годин	$P_{\Sigma}(10000)$	T , годин
Рис. 5.10	0,99993	$1,429 \cdot 10^8$	0,999	$9,995 \cdot 10^6$
Рис. 5.11	0,8311	$2,02 \cdot 10^5$	0,582	$2,113 \cdot 10^4$
Рис. 5.12	0,965	$2,807 \cdot 10^5$	0,709	$2,908 \cdot 10^4$

Проведений порівняльний аналіз надійності мехатронних гідроагрегатів показав, що гідроагрегат з частотним керуванням, крім переваг відмічених вище, має добру надійність.

Запитання для самоконтролю

1. Перелічіть вимоги, які ставляться до розрахунку надійності в процесі проектування, виробництва та експлуатації привода.
2. Запишіть загальні рівняння надійності привода.
3. Що таке коефіцієнт кореляції?

4. У чому полягає сутність методу не перевищень?
5. Дайте визначення статистичного коефіцієнта запасу роботоспроможності.
6. Запишіть умови роботоспроможності привода.
7. У чому полягає сутність надійності привода за міцністю?
8. Як визначити імовірність безвідмовної роботи привода, при дії знакоперемінного навантаження?
9. Як розраховують довічність через граничні коефіцієнти навантаження?
10. Дайте визначення і запишіть залежність для розрахунку коефіцієнта запасу довговічності.
10. Охарактеризуйте метод структурних схем і межі його ефективного використання при розрахунку надійності привода.

РОЗДІЛ 6. ПРОГНОЗУВАННЯ НАДІЙНОСТІ ПРИВОДІВ

6.1. Задачі та методи прогнозування

Нормування та оцінка надійності за результатами обробки апріорної інформації констатує фактичний стан привода в даний момент і в заданих умовах експлуатації. Передбаченням поведінки привода в майбутньому у залежності від зміни параметрів та умов експлуатації займається прогнозування.

Прогнозування – це вирішення імовірнісної задачі про поведінку системи в майбутньому у залежності від можливих режимів та умов роботи. На основі результатів прогнозування можна керувати надійністю в процесі роботи і експлуатації приводів шляхом планування випробувань, технічного обслуговування та ремонтів.

До основних задач прогнозування відносяться:

- 1) прогнозування закономірності зміни надійності привода у зв'язку з перспективою розвитку виробництва, впровадження нових матеріалів, підвищення параметрів робочого процесу та іншими тенденціями;
- 2) передбачення показників надійності конкретного привода на підставі зміни його параметрів;
- 3) передбачення надійності привода, який працює в екстремальних умовах експлуатації.

Усі задачі прогнозування, у загальному випадку, узгоджуються з етапами проектування, виробництва і експлуатації, та взаємно пов'язані, а їх розв'язання потребує розробки спеціальних методів. Розглянемо три найбільш прості метода прогнозування: шляхом побудови кривих зміни надійності, марківську апроксимацію і метод експертних оцінок.

На всіх етапах життєвого циклу привода його надійність суттєво змінюється. Для оцінки надійності необхідно строго визначити об'єкт, властивості якого розглядаються, режими і умови його використання, експлуатаційні показники та допустимі межі їх зміни для кожної умови використання. Розглянемо зміну цих факторів в процесі життєвого циклу привода.

На етапі проектування надійність привода визначають за даними проекту. Надійність, в цьому випадку, відображає проектні режими і умови роботи, які відповідають схемі привода та показникам надійності елементів, які визначають за довідковою літературою або за результатами лабораторних випробувань. У процесі проектування (час $T_{пр}$) покращують схему привода, вибирають більш надійні елементи, збільшують запаси міцності та отримують потрібну його надійність $P_{пр} = P_{пот}$.

На наступному етапі доопрацювання і виробництва $T_{\text{вир}}$ проводять лабораторні і стендові випробування окремих елементів та привода в цілому. Визначають показники їх надійності. Однак умови випробувань не відповідають реальним умовам експлуатації. Показники надійності на цьому етапі визначають з використанням методів структурних схем. Зазначимо, що у разі виникнення похибки виготовлення у будь-якому дослідному елементі в результаті якого в приводі виникають відмови, то надійність такого привода буде дорівнювати нулю.

У ході доопрацювання допрацьовують схему, конструкцію та технологію виготовлення, в результаті чого надійність привода збільшується та досягає потрібного значення $P_{\text{вир}} = P_{\text{пот}}$.

На етапі експлуатації (T_e) об'єктом аналізу надійності є реальний привод, який працює в реальних умовах. Під дією експлуатаційних факторів заданих на етапі показник P_e надійності може відрізнитися від $P_{\text{вир}}$, який досягнуто в процесі доопрацювання.

У результаті дослідної та підконтрольної експлуатації виявляються дефекти і причини відмов, які усуваються, що приводить до росту надійності. В процесі експлуатації системою технічного обслуговування та ремонтів надійність підтримується на досягнутому рівні. Потім внаслідок старіння і виробітку ресурсу надійність зменшується.

Таким чином, на етапі експлуатації діють чотири групи факторів, що приводять до зміни надійності: доопрацювання в процесі підконтрольної експлуатації, технічне обслуговування і ремонт, підвищення досвіду операторів та експлуатації, старіння та зношування. Перші три групи факторів підвищують надійність, четвертий – знижує її. Підвищення надійності шляхом доопрацювання конструкції і технології виробництва та технічного обслуговування потребують менше коштів, якщо вони проводяться на ранніх стадіях створення привода. Отже варіюванням витрат на кожному етапі життєвого циклу, можна керувати процесом зміни надійності. Для цього необхідно мати аналітичний опис імовірності безвідмовної роботи $P(t)$ і в першу чергу в періоди доопрацювання та експлуатації.

6.2. Модель зміни надійності привода в період доопрацювання та виробництва

При побудові моделі зміни надійності привода в процесі доопрацювання і виробництва слід мати на увазі, що його надійність може змінюватися тільки після доопрацювання. При кожному випробуванні, яке може закінчитися справною роботою, чи відмовою, отримуємо інформацію о стані привода, яку можна використовувати для розробки заходів які підвищують надійність.

Процес доопрацювання привода є цілеспрямованим, однак випадковим. Оскільки доопрацювання зв'язане з послідовністю подій (випробувань) $j = 1, 2, \dots, N$, зручно розглядати дискретну функцію надійності, яка залежить тільки від номера випробування $P(j) = P_j$.

Виділимо довільну ланку процесу доопрацювання, яка включає в себе результат випробування (справна робота або відмова) та наслідок (проведення або відсутність доопрацювання). Цим подіям відповідають певні імовірності P_j – імовірність справної роботи у j -му випробуванні, Π_1 і Π_2 – імовірності проведення доопрацювання після успішного випробування і відмови. Після любого випробування можуть виникнути дві не сумісні події: проведення та відсутність доопрацювання. Тому імовірність відсутності доопрацювання після успішного випробування дорівнює $1 - \Pi_1$, а після відмови $2 - \Pi_2$. відповідно і приріст надійності за рахунок доопрацювання після справної роботи ΔP_{1j} а після відмови ΔP_{2j} .

На підставі викладеного приріст надійності визначається лінійними рівняннями

$$\Delta P_{1j} = a_{1j}(1 - P_{j-1}) - b_{1j}P_{j-1}; \quad (6.1)$$

$$\Delta P_{2j} = a_{2j}(1 - P_{j-1}) - b_{2j}P_{j-1}, \quad (6.2)$$

де a_{1j} і a_{2j} – коефіцієнти, які характеризують ефективність доопрацювання; b_{1j} і b_{2j} – коефіцієнти, які характеризують негативні наслідки доопрацювання, а саме зменшення досягнутої к j -му випробуванню надійності P_{j-1} .

Нехай проведена серія з n випробувань ($j = 1, 2, \dots, n$), підчас яких виконано $k \leq n$ доопрацювань ($i = 1, 2, \dots, k$). Відомі моменти зроблених доопрацювань, тобто визначений зв'язок $i(j)$. Наприклад, перше доопрацювання зроблено після другого випробування, друге – після п'ятого і т.д.

Оскільки моменти виконання до робіток відомі, можна ввести тільки один оператор P_i зміни надійності після i -го доопрацювання, а не два оператори (6.1) і (6.2). Використовуємо лінійний оператор (6.1), який описує приріст показника надійності після успішного і неуспішного результатів випробувань:

$$\Delta P_i = a_i(1 - P_{i-1}) - b_iP_{i-1}, \quad (6.3)$$

де a_i і b_i – коефіцієнти, які відображають ефективність доопрацювання.

Введемо припущення: $a_i = c_i a$, $b_i = c_i b$, де c_i – кількість причин відмов, які усунені в одному доопрацюванні (визначається після проведення випробувань); a , b – постійні в ході доопрацювання коефіцієнти,

які характеризують ефективність усунення причин відмов. З урахуванням введених співвідношень оператор (6.3) прийме вигляд:

$$\Delta P_i = c_i a(1 - P_{i-1}) - c_i b P_{i-1}. \quad (6.4)$$

Таким чином, шукана функція залежить від трьох параметрів:

$$P_i = P(P_0, a, b, i), \quad (6.5)$$

де P_0 – початкове значення показника надійності.

Формулу для знаходження P_i можна отримати, якщо врахувати, що при доопрацюванні показник надійності дискретно збільшується:

$$P_i = P_0 + \sum_{i=1}^k \Delta P_i. \quad (6.6)$$

Таким чином, шукана функція зміни надійності – східчаста, вона змінюється в точках $i = 1, 2, \dots, k$. Так як відомий зв'язок $i(j)$, тобто кількість випробувань між двома сусідніми доопрацюваннями, можна побудувати таку функцію $P_{j(i)}$, яка має стрибки тільки в тих точках j , у яких проводилося доопрацювання. Підставляючи оператор (6.4) в формулу (6.6), отримали

$$P_i = P_0 + \sum_{i=1}^k c_i [a(1 - P_{i-1}) - b P_{i-1}]. \quad (6.7)$$

Виразимо P_i через значення P_{i-1} :

$$P_i = P_{i-1} + \Delta P_i = P_{i-1} c_i + [a(1 - P_{i-1}) - b P_{i-1}]. \quad (6.8)$$

Вводимо позначення: $A = a + b$, $P_\infty = a/(a + b)$ і з (6.8) отримали

$$P_i = P_\infty - (P_\infty - P_{i-1})(1 - A c_i). \quad (6.9)$$

У відповідності до (6.9) можна скласти ряд P_i [31]

$$P_i = P_\infty - (P_\infty - P_0) \prod_{i=1}^i \left(1 - \frac{A c_i}{P_\infty}\right). \quad (6.10)$$

При однаковій кількості відмов, які усуваються в кожному доопрацюванні, тобто при $c_i = c = \text{const}$, рівняння (6.10) спрощується

$$P_i = P_\infty - (P_\infty - P_0) e^{-\mathcal{E}_1 i}, \quad (6.11)$$

де $\mathcal{E}_1 = \ln(1 - a_c/P_\infty)$.

У рівнянні (6.11) функція надійності зв'язана з номером доопрацювання i . На практиці в процесі доопрацювання темп внесення доопрацювань нерівномірний. Введемо ще одне припущення. Припустимо, що

при проведенні n випробувань k доопрацювань проведено рівномірно, тобто кількість випробувань міжлюбими двома доопрацюваннями залишається постійною – $i = kj/n$. Тоді з рівняння (6.11) маємо

$$P_j = P_\infty - (P_\infty - P_0) e^{-\mathcal{E}j}, \quad (6.12)$$

де $\mathcal{E} = \mathcal{E}_1 k/n$.

Аналіз процесу зміни надійності при відпрацюванні вказує, що з збільшенням кількості доопрацювань імовірність безвідмовної роботи наближається до величини P_∞ . Якщо прийняти $P_\infty = 1$, то з рівняння (6.12) маємо

$$P_j = 1 - (1 - P_0) e^{-\mathcal{E}j}. \quad (6.13)$$

Параметр \mathcal{E} характеризує середнє збільшення імовірності безвідмовної роботи за рахунок одного доопрацювання.

Якщо встановити потрібне значення показника надійності $P_{\text{пот}}$, яке необхідно досягти після доопрацювання, то задавшись P_0 і \mathcal{E} , можна визначити необхідну кількість випробувань $n_{\text{пот}}$. Дійсно з формули (6.13)

$$P_j = 1 - (1 - P_0) e^{-\mathcal{E}n_{\text{пот}}},$$

звідки

$$n_{\text{пот}} = \frac{1}{\mathcal{E}} \ln \frac{1 - P_0}{1 - P_{\text{пот}}}. \quad (6.14)$$

Функції (6.11) та (6.13) описують зміну надійності в процесі доопрацювання при невідомих параметрах P , P_∞ , a , c_i . Задачу статистичного оцінювання можна розв'язати, якщо буде встановлено закон розподілення оцінок P_i^* для усіх $i = 1, 2, \dots, k$. Приймаючи закон розподілення P_i^* нормальним, визначаємо дисперсію $\sigma^2(P_i) = \sigma_i^2$ та оцінки a^* , P_0^* , P_∞^* .

Оцінка функції

$$P_i^* = P_\infty^* - (P_\infty^* - P_0^*) \prod_1^k (1 - a_c^*/P_\infty^*). \quad (6.15)$$

Середнє квадратичне відхилення цієї оцінки

$$\sigma_i^2 = \sum (\partial P_i / \partial x)^2 \sigma_x^2 + 2 \sum (\partial P_i / \partial x_i) (\partial P_i / \partial x_z) \sigma_{x_i} \sigma_{x_z} \rho_{x_i x_z}, \quad (6.16)$$

де $x = P_0, P_\infty, a$;

$$\begin{aligned} \partial P_i / \partial a &= -(P_\infty^* - P_0^*) C_i E_i / P_\infty^*; & \partial P_i / \partial P_0 &= C_i; \\ \partial P_i / \partial P_\infty &= 1 - C_i (1 - a^* / P_\infty^*) (\partial P_i / \partial a); \end{aligned}$$

$$C_i = \prod (1 - a^* c_i / P_\infty^*); E_i = \sum c_i / [1 - (a^* c_i / P_\infty^*)].$$

Всі ці величини визначаються з залежності (6.15).

Довірчі границі оцінки у кожному перетині

$$P_i^* - u_\gamma \sigma_i < P_i < P_i^* + u_\gamma \sigma_i. \quad (6.17)$$

Розглянемо методику визначення оцінок. Нехай відома кількість випробувань n_i між $(i - 1)$ -й та i -тим доопрацюваннями; m_i – кількість відмов у n_i випробуваннях; c_i – кількість причин відмов які усунені у i -тому доопрацюванні. Нехай задача визначення оцінок a^* , P^* зводиться до визначення таких параметрів функції (6.10), при яких оцінки функції (6.15) найкращім чином наближуються до експериментальних оцінок $P_i^* = m_i / n_i$.

Складність задачі полягає в тому, що на практиці значення n_i мале та часто $n_i = 1$. При цьому експериментальне значення P^* буде 0 або 1. Оцінки a^* , P^* , P_∞^* отримують за допомогою метода правдоподоби. У першому наближенні задачу знаходження оцінок розв'язуємо наступним чином.

Так-як $P_\infty^* \approx 1$, приймаємо $P_\infty^* = 1$. Оцінку P_0^* визначаємо за результатами $e = 5 \dots 10$ випробуваннями:

$$P_{0l}^* = 1 - m_i / e, \quad (6.18)$$

де m_i – кількість відмов у перших e випробуваннях.

Для визначення a^* використовуємо останні $z = 5 \dots 10$ випробувань та знаходимо показники надійності P_n у n -ному перетині:

$$P_{nz}^* = 1 - m_z / z, \quad (6.19)$$

де m_z – кількість відмов у останніх z випробуваннях.

Середнє значення кількості ліквідованих причин відмов у одному доопрацюванні

$$c^* = (1/k) \sum_I^k c_i. \quad (6.20)$$

При умові, що у кожному доопрацюванні $c_i = c^*$ і $P_\infty^* = 1$, з формули (6.15) отримуємо

$$P_{nz}^* = 1 - (1 - P_0^*) \prod_I^k (1 - a c^*)^k,$$

звідкіля

$$a = \frac{1}{c^*} \left[1 - \left(\frac{1 - P_{nz}}{1 - P_{0l}^*} \right)^{1/k} \right]. \quad (6.21)$$

Підставляючи в у формулу (6.21) оцінки параметрів отриманих вище, знаходимо

$$a^* = \frac{1}{c^*} \left[1 - \left(\frac{1 - P_{nz}^*}{1 - P_{0l}^*} \right)^{1/k} \right]. \quad (6.22)$$

Наближене середнє квадратичне відхилення величини можна визначити за формулою

$$\sigma_{P^*} = (0,8 \dots 0,9) \sqrt{\frac{P_{nz}^* (1 - P_{nz}^*)}{n}},$$

де P_n^* – оцінка в перетині $i = n$.

Приклад 6.1. Припустимо, що у результаті відпрацювання привода отримані наступні вихідні дані:

Номер i -го доопрацювання	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Кількість n_i випробувань	2	1	1	2	1	1	1	2	1	1	1	2	1	1	3	1
Кількість m_i відмов	2	0	1	1	0	1	1	0	1	1	1	0	0	0	0	1
Кількість c_i причин відмов, які усунено	0	1	2	4	1	2	1	3	1	6	2	1	1	2	1	1

Визначити криву росту надійності за результатами доопрацювань. Загальна кількість випробувань $n = \sum_I^k n_i = 22$, загальна кількість відмов $m = \sum_I^k m_i = 10$, загальна кількість доопрацювань $k = \sum_I^k i = 15$. Середня кількість причин відмов які усунено в одному доопрацюванні $c^* = \frac{1}{k} \sum_I^k c_i = \frac{29}{15} = 1,87$.

Таблиця 6.1

Результати розрахунку P_i^* та P_{ni}

Показник	i							
	0	2	3	6	8	10	12	14
c_i	0	3	8	10	14	22	24	27
$\sigma_{P_i^*}$	0,28	0,24	0,16	0,14	0,1	0,99	0,99	0,07
P_i^*	0,33	0,39	0,47	0,50	0,56	0,65	0,67	0,70
P_{ni}	0	0,08	0,26	0,32	0,40	0,53	0,55	0,63

Визначимо оцінки наближення за першими шести випробуваннями ($e = 6$): $P_{0l}^* = 1 - m_i/e = 1 - 4/6 = 0,33$, та за останніми шести випробуваннями ($z = 6$): $P_{nz}^* = 1 - m_z/z = 1 - 2/6 = 0,67$. Тоді

$$a^* = \frac{1}{c^*} \left[1 - \left(\frac{1 - P_{nz}^*}{1 - P_{0l}^*} \right)^{1/k} \right] = \frac{1}{87} \left[1 - \left(\frac{1 - 0,67}{1 - 0,33} \right)^{1/15} \right] = 0,33.$$

Функція зросту надійності $P_i^* = 1 - (1 - P_{0l}^*) \prod_1^i (1 - a^* c_i)^k$. У кожному i -му пере-

тині визначаємо $\sigma_{P_i^*} = 0,85 \sqrt{\frac{P_i^*(1 - P_i^*)}{n_i}}$ та при заданій довірчій імовірності $\gamma = 0,9$ знаходимо нижню границю імовірності безвідмовної роботи

$$P_{ni} = P_i - u_\gamma \sigma_i. \quad (6.23)$$

Результати розрахунку безвідмовної роботи привода наведені у таблиці 6.1, а графічна залежність від часу на рисунку 6.1.

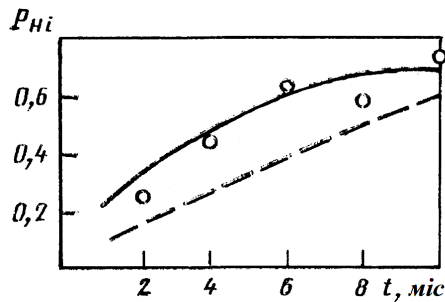


Рис.6.1. Зміна в часі нижньої границі безвідмовної роботи привода: точки – експеримент; суцільна лінія – залежність (6.23); штрихова – нижня границя безвідмовної роботи привода

6.3. Прогнозування надійності привода в процесі експлуатації

В процесі експлуатації привода проводять його технічне обслуговування, ремонти при яких ліквідують несправності та проводять заміну або ремонт потенційно ненадійних елементів. Внаслідок чого на початковій стадії експлуатації має місце збільшення надійності. Припускаємо, що це можливо тільки в моменти технічного обслуговування внаслідок усунення несправностей. У період між перевірками, внаслідок старіння та спрацювання, надійність поступово зменшується.

При експлуатації привода на відтинку часу $0, T$ задана періодичність перевірок при технічному обслуговуванні, а час між перевірками ($j - 1$)-й та j -й становить τ_j . Можна вважати, що імовірність безвідмовної роботи на інтервалі між перевірками падає згідно експоненціальному закону з інтенсивністю λ .

$$P_j = P_{j0} e^{-\lambda \tau_j}. \quad (6.24)$$

В результаті заміни елементів та ремонту в процесі технічного обслуговування імовірність безвідмовної роботи зміниться на величину

$$\Delta P_j = a_{т.о} k_j (1 - P_{j-1}) - b_{т.о} k_j P_{j-1}, \quad (6.25)$$

де $a_{т.о}$ і $b_{т.о}$ – коефіцієнти, які характеризують ефективність і негативність усування причин відмов при технічному обслуговуванні привода; k_j – частота усування несправностей (заміна та ремонт елементів) при j -й періодичній перевірці.

Використовуючи рівняння (6.24) і (6.25), можна записати рекурентні співвідношення для визначення процесу зміни надійності:

$$\begin{aligned} \Delta P_{j+1} &= P_{(j+1)0} e^{-\lambda \tau_{j+1}}; \\ \Delta P_j &= a_{т.о} k_j (1 - P_{j-1}) - b_{т.о} k_j P_{j-1}; \end{aligned} \quad (6.26)$$

$$P_{(j+1)0} = P_j + \Delta P_j.$$

Невідомими параметрами в цих рівняннях є $P_{(j+1)0}$, λ , $a_{т.о}$, $b_{т.о}$, τ_j .

Очевидно, що кількість несправностей, а отже і доопрацювань (замін та ремонтів елементів) досягає максимуму в першій половині терміну експлуатації. Тому періодичність між перевірками під час експлуатації τ_j повинна бути різною. Аналогічно змінюється і кількість доопрацювань в одиницю часу $k = dk/dt$ (рис. 6.2).

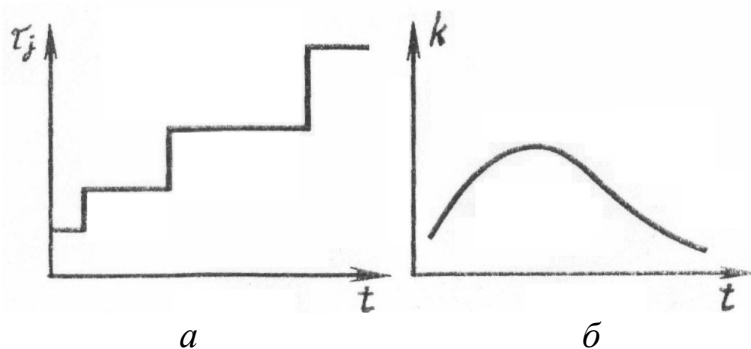


Рис. 6.2. Зміни в часі, побудовані за апіорною інформацією; a – періодичності перевірок при технічному обслуговуванні; b – інтенсивності доопрацювання

Якщо вести дані з рисунку 6.2, які апроксимуються екс потенційними залежностями, у рівняння (6.18) можна отримати функцію надійності, яка залежить від часу і постійних параметрів, однак для практичних розрахунків вона досить складна.

На практиці доцільно використовувати спрощену експоненціальну модель, аналогічно до (6. 12):

$$P_j(t) = P_\infty - (P_\infty - P_0) e^{-\lambda t}, \quad (6.27)$$

в якій постійні параметри P_∞ , P_0 , \mathcal{E} , характеризують граничну та початкову надійність, а також ефективність технічного обслуговування.

Якщо прийняти $P_\infty = 1$, то отримаємо модель зміни надійності, яка залежить від двох параметрів:

$$P_j(t) = 1 - (1 - P_0) e^{-\mathcal{E}j}. \quad (6.28)$$

Так як в процесі експлуатації показники надійності оцінюють за великим об'ємом інформації, можна вважати, що оцінка P має нормальне розподілення. Тому для визначення оцінок P^* , P_0^* , \mathcal{E}^* можна використати частковий випадок метода правдоподоби – метод найменших квадратів.

Прологарифмувавши рівняння (6.28) та введемо позначення $A = \ln(1 - P_0)$, $Z_i = \ln(1 - P_j)$. При цьому $Z_i = A - \mathcal{E}t$.

В результаті отримаємо лінійну функцію Z_i відносно аргументу t , для якої нормальне рівняння має вид [5]:

$$\sum_I^n (Z_i + \mathcal{E}t - A)t = 0; \quad \sum_I^n (Z_i + \mathcal{E}t - A) = 0. \quad (6.29)$$

З розв'язання (6.29) знаходимо:

$$\mathcal{E}^* = \frac{\sum_I^n Z_i t_i + t^* \sum_I^k Z_i}{n t^* - \sum_I^n t_i^2}; \quad A^* = \frac{1}{n} \sum_I^n Z_i - \mathcal{E}^* t^*; \quad t^* = \frac{1}{n} \sum_I^n t_i, \quad (6.30)$$

де $*$ – позначені шукані параметри.

Початкову імовірність безвідмовної роботи оцінюють за залежністю

$$P_0^* = 1 - e^{-\Lambda^*}, \quad (6.31)$$

де Λ^* – сумарна інтенсивність відмов привода.

6.4. Прогнозування характеристик привода методом марківської апроксимації

Експлуатація привода супроводжується зношуванням елементів, незворотними змінами властивостей матеріалів, старінням й іншими процесами, які залежать від часу. Тому прогнозування дозволяє визначити зміну характеристик привода в часі у залежності від даних факторів.

У результаті опрацювання даних експлуатації для елементів привода можна побудувати розподілення параметра, який характеризує його роботу спроможність в часі. Наприклад на рисунку 6.3 показано розподілення зазорів поршневої пари аксіально-поршневої групи аксіально-

поршневого двигуна у залежності від часу напрацювання (штриховою лінією вказано допуск на зазори). Для кількісного прогнозування роботоспроможності необхідно формалізувати функціонування, тобто вибрати математичну модель. У загальному випадку сукупність параметрів привода, які характеризують його роботу спроможність, можна представити як компонент випадкового вектора $V(t)$ у n -мірному просторі, де n – кількість параметрів. Внаслідок того, що всі функціональні параметри привода задаються допустимими границями зміни, для кожного параметра y_i визначений інтервал можливих значень $[a_i b_i]$, у межах якого забезпечується нормальне функціонування. У загальному випадку прогнозування стану привода у довільний момент часу можна здійснити розв'язанням стохастичного рівняння виду $V(t) - a = 0$, де $V(t)$ – випадковий вектор параметрів; a – область його допустимих значень. Зазначимо, що розв'язання цього рівняння пов'язане з великими труднощами.

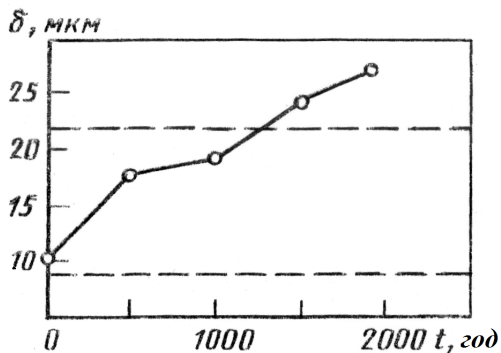


Рис. 6.3. Розподілення зазорів у поршневій парі

Однак роботоспроможність привода можна характеризувати одним чи декількома узагальненими параметрами. Внаслідок цього загальне стохастичне рівняння у n -мірному просторі може бути зведено до рівняння виду $y(t) - a(t) = 0$ [де $y(t)$ – випадкова функція зміни в часі визначального параметра; $a(t)$ – часткові допустимі значення випадкової функції в різні моменти часу], яке описує одномірний випадковий процес. Випадкову функцію $y(t)$ можна отримати на основі обробки стохастичних даних, отриманих від заводу, ремонтних підприємств та заводів у яких експлуатується привод. В деяких випадках функцію $y(t)$ апроксимують лінійною залежністю, тоді для двостороннього обмеження рівняння прогнозу можна представити у вигляді $y_0 + y_1(t) - a = 0$; $y_0 + y_2(t) - b = 0$, де y_0 – випадкове початкове значення параметра; y_1 і y_2 – випадкові швидкості зміни параметра.

Час роботоспроможного стану визначається мінімальним часом, отриманим з співвідношення $t_1 = (a_1 - y_0)/y_1$; $t_2 = (b_1 - y_0)/y_2$. Аналогі-

чно можна прогнозувати роботоспроможний стан при будь-кому законі апроксимації випадкового процесу $y(t)$.

Модель прогнозування яка розглядалась, дійсно, не повністю описує динаміку функціонування та потребує різномірної статистичної інформації.

В деякій мірі вказаний недолік можна усунути, якщо використати марківський процес з кусково-лінійною апроксимацією. Марківський процес визначається двомірною щільністю імовірності

$f(y_0, y_1, t_0, t_1) = f(y_0, t_0)P\left(\frac{y_1, t_1}{y_0, t_0}\right)$, де $f(y_0, t_0)$ – одномірна щільність

імовірності; $P\left(\frac{y_1, t_1}{y_0, t_0}\right)$ – щільність імовірності переходу y_0 в стан y_1 .

Таким чином, використовуючи марківське співвідношення, прогнозування стану привода можна здійснити тільки по одному його параметру, і задача зводиться до визначення імовірності того, що в деякий момент часу $t > t_0$ параметр стану привода знаходиться в заданих межах $a < y < b$.

Нехай роботоспроможність привода прогнозується параметром $y(t)$, наприклад значенням зазору в механічній парі. Проведемо квантування випадкової функції $y(t)$ (рис. 6.4). для цього увесь діапазон допустимих змін $y(a, b)$ розіб'ємо на декілька рівнів, наприклад $\Delta y_1, \Delta y_2, \Delta y_3$.

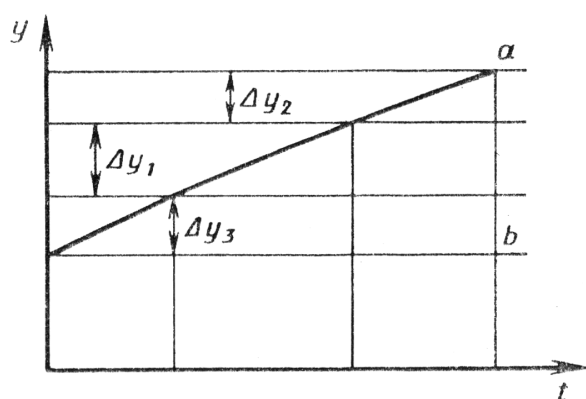


Рис.6.4. Квантування функції за часом

Привод знаходиться у роботоспроможному стані, якщо $y(t)$ знаходиться в інтервалі квантування $(a, b) = \Delta y_i, i = 0, 1, 2$. Інтенсивність (швидкість) перетину процесом $y(t)$ рівня квантування Δy позначимо через v , вона визначається за статистичними даними. Величина v_i характеризує середню швидкість збільшення параметра y в інтервалі квантування.

Ймовірність перебування привода у момент часу t у i -му стані (рівні квантування) визначається рівнянням марківського процесу [31]:

$$P_i = -v_i P_i(t) + v_{i-1} P_{i-1}(t), \quad i = 0, 1, 2. \quad (6.32)$$

Початкові умови: при $t_0 = 0$ $P_i(0) = P_0$.

Систему рівнянь (6.32) розв'язуємо за допомогою перетворення Лапласа:

$$P_0(t) = P_0 e^{-v_0 t}; \quad P_1(t) = \frac{v_0 P_0}{v_1 - v_0} e^{-v_0 t} + \left(P_1 - \frac{v_0 P_0}{v_1 - v_0} \right) e^{-v_1 t};$$

$$P_2(t) = \frac{v_0 v_1 P_0}{(v_1 - v_0)(v_2 - v_0)} e^{-v_0 t} + \left[\frac{v_1 P_1}{v_2 - v_1} - \frac{v_0 v_1 P_0}{(v_1 - v_0)(v_2 - v_1)} \right] e^{-v_1 t} +$$

$$+ \left[P_2 + \frac{v_1 P_1}{v_2 - v_1} + \frac{v_0 v_1 P_0}{(v_1 - v_0)(v_2 - v_0)} \right] e^{-v_2 t};$$

$$P_3(t) = 1 - \sum_0^2 P_i(t).$$

З урахуванням системи рівнянь (6.33) ймовірність безвідмовної роботи привода визначалась наступною залежністю

$$P(t) = 1 - P_3(t). \quad (6.34)$$

Щільність цієї ймовірності

$$f(t) = P(t) \sum v_i. \quad (6.35)$$

Математичне очікування

$$m_y(t) = P(t) \sum y_i. \quad (6.36)$$

Дисперсія

$$\sigma_y^2(t) = P(t) \sum y_i^2 - m_y(t)^2. \quad (6.37)$$

Квантування рівня y_i треба вибирати оптимальними з точки зору найменшого відхилення характеристики $y(t)$ від експериментальних даних. Дослідження показали, що задовільний збіг експериментальних даних з теоретичним розподіленням дає залежність [31]:

$$y_i^* = y_i - k \Delta \delta_i, \quad (6.38)$$

де $k = 0,67 \dots 0,8$ – коефіцієнт осереднення.

Приклад 6.2. Здійснити прогнозування надійності лабіринтно-гвинтового насосу методом марківської апроксимації. В [17] встановлено, що визначальним параметром який характеризує роботоспроможність лабіринтно-гвинтового насосу є зношення виступів нарізок втулки та гвинта. За даними експериментальних досліджень проведеними в ПАТ “ХЕМЗ-ІРЕС” лабіринтно-гвинтового насосу з 18 однаковими робочими органами встановлені значення зношення виступів нарізок втулки та гвинта – δ . Результати експериментальних значень (точки) δ у залежності від часу експлуатації t зображено на рисунку 6.5.

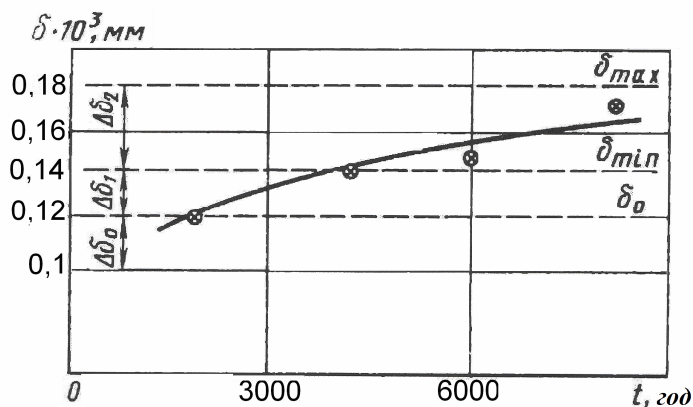


Рис. 6.5. Зміна зазору між нарізками гвинта та втулки лабіринтно-гвинтового насосу

Ймовірність знаходження відносного значення зношення виступів нарізок втулки та гвинта в момент часу t в i -тому стані (рівні квантування) – P_i (ймовірність безвідмовної роботи насоса) визначається рівняннями марківського процесу (6.32)

Використовували формули (6.32) – (6.37) в які замість y_i підставляли δ – значення діаметрального зазору між нарізками гвинта та втулки. Так як на початку експлуатації $\delta = 0$, то в якості початкових значень ймовірностей станів при $t = 0$ приймали $P_0 = 1, P_1 = P_2 = P_3 = 0$. Відмітимо, що на рис. 6.5 границі поля допусків $\delta_{\max} = a$ і $\delta_{\min} = b$ задані технічними умовами. На трьох рівнях робили квантування поля зношування:

$$t_0 = 2000 \text{ год}; \Delta\delta_0 = \delta(t_0) - \delta_0(0) = 0,019 \cdot 10^{-3} \text{ мм};$$

$$t_1 = 2500 \text{ год}; \Delta\delta_1 = \delta(t_1) - \delta(t_0) = 0,037 \cdot 10^{-3} \text{ мм};$$

$$t_2 = 10000 \text{ год}; \Delta\delta_2 = \delta(t_2) - \delta(t_1) = 0,076 \cdot 10^{-3} \text{ мм}.$$

Визначали інтервали квантування в часі: $t_0^* = 2000$ год; $t_1^* = 2500$ год; $t_2^* = 10000$ год. Розраховували інтенсивності переходів по рівням квантування – коефіцієнти рівнянь ймовірності роботоспроможного стану насосу:

$$v_0 = 1/t_0^* = 1/2000 = 0,5 \cdot 10^{-3}; v_1 = 1/t_1^* = 1/2500 = 0,4 \cdot 10^{-3}; v_2 = 1/t_2^* = 1/10000 = 0,09 \cdot 10^{-3}.$$

Задавалися часом t та за системою рівнянь (6.33) знаходили значення $P_i(t)$ та за формулою (6.34) $P(t)$. Результати розрахунків наведено на рисунку 6.6.

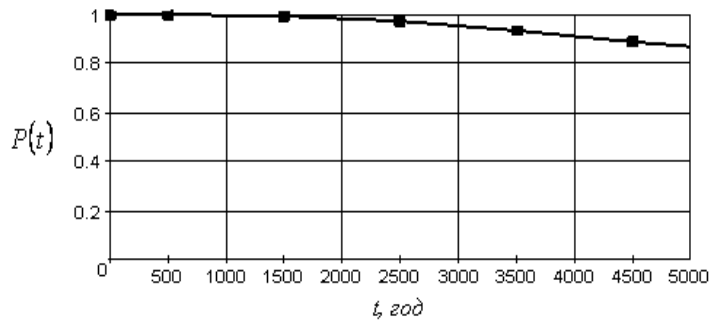


Рис. 6.6. Залежність ймовірності безвідмовної роботи насоса від часу

Ймовірності безвідмовної роботи лабіринтно-гвинтового насоса для 4500 годин роботи становить 0,891, при цьому математичне очікування зміни зазору між нарізками гвинта та втулки становить $0,12 \cdot 10^{-3}$ мм, а дисперсія – $0,0011 \cdot 10^{-6}$ мм². Таким чином ймовірності безвідмовної роботи насоса розрахована з задовільною точністю.

6.5. Прогнозування надійності привода методом експертних оцінок

Розглянуті методи прогнозування надійності і характеристик привода потребують інформацію о його роботоздатності, яку можна отримати після тривалої експлуатації привода, що знижує цінність цінності отриманих відомостей. Це пояснюється тим, що конструкція привода і технологія його виготовлення безперервно удосконалюються та змінюється. Крім того, багато важливих факторів, які впливають на надійність привода, взагалі не виділяються та не аналізуються. Тому в прогнозуванні надійності крім методів статистичного аналізу використовують і евристичні методи, зокрема, метод експертних оцінок, який базується на здатності експерта (висококваліфікованого фахівця в даній області) дати корисну інформацію в умовах кількісної невизначеності. Відомий достатньо древній метод експертної оцінки Дельфа, при якому експерти проводять оцінювання ізольовано один від іншого в три тура.

У першому турі всі експерти встановлюють оцінки явища яке розглядається. В другому турі експерти знайомляться з оцінками інших експертів, авторство яких невідомо, і здійснюють обмін думками з аргументацією та критикою оцінок. У третьому турі встановлюються екстремальні та середні результатів опитування усіх експертів. При збігу думки усіх експертів подальше опитування припиняється.

Найбільш ефективним є метод незалежного експертного оцінювання або метод рангової кореляції. Сутність метода полягає в тому, що групі фахівців-експертів ставляться ряд питань, які стосуються явища яке прогнозується. Кожний експерт на підставі свого досвіду та знань виказує свою думку. Прогноз визначається відповідним опрацюванням відповідей експертів. У цьому випадку думка експертів інтерпретується у вигляді інтелектуального статистичного експерименту.

Метод експертних оцінок доцільно використовувати для розв'язання наступних задач:

1) прогнозування перспектив розвитку, обґрунтування розроблення нових схем та покращення параметрів привода;

2) визначення показників надійності в умовах, коли використання інших методів неможливо із-за відсутності апріорної інформації;

3) ранжування випадкових величин у порядку значимості (показників надійності, факторів, які визначають надійність тощо).

Прогнозування цим методом проводиться наступним чином. Перед усім ставиться задача прогнозування. Наприклад, необхідно ранжувати, тобто розташувати в ряд за значимістю, фактори, які визначають надійність привода з підвищенням тиску у гідроприводі. При розв'язанні задачі прогнозування може бути два варіанти: експертам пред'являються набір факторів та ставиться завдання ранжувати ці фактори або експерти самі призначають фактори і їх ранжують. У подальшому розглядаємо тільки перший варіант розв'язання, як найбільш розповсюджений.

Формується група експертів, при цьому перед усім до неї залучають фахівців даної області науки, які мають схильність до аналізу та узагальнення, достатньо ерудовані у сумісних областях техніки. Крім того, експерти не повинні бути особисто зацікавлені у результатах прогнозування. Зазначимо, що збільшення кількості експертів приводить до надлишку інформації та до росту інтелектуального шуму. Тому, як показують дослідження. Оптимальна кількість експертів становить 5 ...10.

Наступним принциповим моментом метода експертних оцінок при ранжуванні будь-яких явищ або процесів є оцінка ваги (рангу) явища у загальній сукупності. Зазвичай ранги позначають порядковими чи дрібними числами. Експерт присвоює кожному фактору відповідний ранг. Найбільш несприятливому факторові присвоюють високий ранг, а фактору, який має найменший вплив на надійність – більш низький ранг. Значення тих чи інших ознак, які можна виміряти, представляють в рамках шкали вимірів випадкових величин з присвоєними відповідними рангами. Таке підпорядкування не є точним способом порядкових відношень ряду між експертами і не дозволяє судити, наскільки вони близько розташовані один до іншого на шкалі вимірів. Однак втрачаючи в точності, процес ранжування виграє в узагальненні підходів, так як підпорядкування елементів інваріантної відносної зміни масштабу шкали виміру.

Для визначення функцій, які нормують вагу характеристик $\varphi(i)$, де i – характеристика або фактор, який необхідно нормувати. Можна записати наступні умови спільності:

$$\varphi(i) = 1, \text{ при } i = 1; \varphi(i) = 0, \text{ при } i = \infty;$$

$$\lim \frac{\varphi(i+1)}{\varphi(i)} = 1 < \rho, \text{ при } i \rightarrow \infty; |\varphi(i)| > |\varphi(i+1)|, \text{ при } 1 < i < \infty.$$

Перші дві умови відображає той факт, що в ранжуванні послідовності характеристик вага першої дорівнює одиниці, а остання при наближенні їх до нескінченності, нулю. Це не виключає можливості мати вагу декількох характеристик, які дорівнюють нулю або одиниці. Перші три умови визначають функцію ваги яка нормує вигляді:

$$\varphi(i) = i/a^{i-1}.$$

Четверта умова може бути виконана шляхом підбору параметра a . Встановлено, що $a = 2$ [31]. Таким чином функція ваги яка нормує визначається за залежністю

$$\varphi(i) = i/2^{i-1}. \quad (6.39)$$

У відповідності до залежності (6.39) експерт кожному фактору присвоює ранг від 1 до 0 за ступенем зменшення його впливу на явище яке розглядається. Коли такі оцінки отримані від експертів, то вважають, що дійсне значення величини яка досліджується знаходиться всередині діапазону оцінок та узагальнена колективна думка є цілком достовірна.

Оцінка усіх експертів зводиться в матрицю рангів

$$|\varphi(j, i)| = \begin{vmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \dots & \varphi_{1n} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \dots & \varphi_{2n} \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \varphi_{1m} & \varphi_{2m} & \dots & \varphi_{mn} \end{vmatrix},$$

де $\varphi(j, i)$ – ваги або ранги факторів; i – номер експерта ($i = 1, 2, \dots, n$); j – номер фактора ($j = 1, 2, \dots, m$).

Так як експерти присвоюють рангів у порядку зменшення впливу несприятливих факторів, самим впливовим факторів буде той, у якого сума рангів найбільша.

Метод експертних оцінок має два способи обробки думки експертів. Перший базується на використанні звичайних правил математичної статистики. Другий є евристичним. Експертам надається послідовність характеристик чи факторів, які вони ранжують, шляхом присвоєння кожній i -й характеристиці ваги $\varphi(i)$. На підставі цих даних можна встановити аналітичний зв'язок між вагою характеристики і номером, який вона займає у ранжованій послідовності.

Середнє арифметичне значення ваги i -й характеристики за думкою усіх експертів визначають за формулою

$$\bar{\varphi}_{i,j} = \frac{1}{n} \sum_1^n \varphi_{i,j}, \quad (6.40)$$

де n – кількість експертів; $\varphi_{i,j}$ – вага, вказана i -м експертом за j -ю характеристикою.

Середню відносну вагу фактора розраховували за формулою

$$\tilde{\varphi}_{0i,j} = \bar{\varphi}_{i,j} / \sum_1^m \varphi_{i,j}, \quad (6.41)$$

де m – кількість факторів які оцінюються.

Розташування цих характеристик в ряду факторів (i) є достатнім для ранжування факторів, так як розташовані за величинами $\varphi(i)$ або $\tilde{\varphi}_0(i)$ вже вказує на розташування рангів, а отже, і на значимість факторів.

Ступінь узгодженості думки експертів оцінюється статистичними та евристичними показниками. Статистичними показниками є дисперсія і коефіцієнт варіації.

За кожним фактором якій оцінюється j , середньоквадратичне відхилення фактора та коефіцієнт варіації які розраховують за наступними формулами:

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_1^m [\varphi_{i,j} - \bar{\varphi}_{i,j}]^2}, \quad (6.42)$$

$$\tilde{\nu}_i = \sigma_i / \bar{\varphi}_{i,j}. \quad (6.43)$$

Коефіцієнт варіації є непрямим показником узгодженості думки експертів по даному фактору. Чим менше коефіцієнт варіації, тим більше узгодженість думки експертів. Кінцевий висновок об узгодженості думки експертів формулюються за загальною сукупністю характеристик та факторів на підставі евристичних показників. Зазвичай використовують коефіцієнт конкордації (узгодженості) [31]

$$\tilde{W} = \frac{12 \sum_1^m \tilde{d}_i^2}{n^2(m^3 - m) - n \sum_1^m \tilde{T}_i}. \quad (6.44)$$

Для визначення коефіцієнта конкордації необхідно визначити порядковий номер (місце), яке має даний ранг у послідовності яка ранжується, призначена експертами по всім факторам. Якщо декілька експертів указали однакову вагу, то ранг визначається як середнє значення ві-

дповідних номерів. Критерій $\tilde{W} = 1$ свідчить о повній узгодженості думки експертів, $\tilde{W} = 0$ – о повній неузгодженості.

В формулі (6.44) відхилення суми рангів від середньоарифметичного значення розраховують за залежністю

$$\tilde{d}_i = \tilde{s}_i - \bar{s}, \quad (6.45)$$

а показник зв'язку рангів

$$\tilde{T}_i = \sum_1^{\tilde{L}} (\tilde{t}_i^3 - \tilde{t}_i), \quad (6.46)$$

де \tilde{L} – кількість груп рангів; \tilde{t}_i – кількість зв'язаних рангів в \tilde{L} -ій групі.

Сума рангів та середня сума рангів розраховуються за залежностями:

$$\tilde{s}_i = \sum_1^n \tilde{\rho}_j, \quad \bar{s} = \sum_1^m \tilde{s}_i / m, \quad (6.47)$$

де $\tilde{\rho}_j$ – ранг характеристики фактора який впливає на надійність привода.

Значення коефіцієнта конкордації підпорядковуються χ^2 -розподілу, який розраховують за залежністю [31]

$$\chi_{\text{ср}}^2 = \frac{12 \sum_1^m \tilde{d}_i^2}{n m (m+1) - \frac{1}{n-1} \sum_1^v \tilde{T}_i}. \quad (6.48)$$

Розраховують ступінь числа свободи $\tilde{\nu} = n - 1$, та задаються рівнем довіри $\tilde{\gamma}$. За таблицями, додаток Б, знаходять значення квантиля $\chi_{\text{т}}^2(\tilde{\gamma}, \tilde{\nu})$ -розподілу. Роблять висновок, щодо узгодженості оцінок експертів при заданому рівню довіри $\tilde{\gamma}$.

Приклад 6.3, [17]. При прогнозуванні надійності лабіринтно-гвинтового насоса методом експертних оцінок залучалися п'ять провідних фахівців ПАТ “ХЕМЗ-ІРЕС”. На першому етапі експерти визначили фактори, які на їх думку, найбільш суттєво впливають на надійність лабіринтно-гвинтового насоса. Це: 1 – зношення виступів нарізок втулки та гвинта; 2 – зношення гвинтової канавки втулки та гвинта; 3 – зношення торцевого ущільнення; 4 – запарафування гвинтової канавки втулки та гвинта.

На другому етапі, експерти, незалежно один від одного, присвоїли кожному фактору ранг від 1 до 0 за ступенем зменшення його впливу на явище яке розглядається, табл. 6.2. Зазначимо, що дійсне значення рангу кожного фактора знаходиться всередині діапазону оцінок та узагальнена думка експертів є цілком достовірною.

На третьому етапі розраховували середньоарифметичну вагу, середню відносну вагу і середньоквадратичне відхилення фактора та коефіцієнт варіацій. Для роз-

рахунку використовували формули (6.40) – (6.43). Результати розрахунку наведено в нижній частині табл. 6.2.

На четвертому етапі визначали ранги характеристик факторів які впливають на надійність лабіринтно-гвинтового насоса, суми рангів, відхилення суми рангів від середньоарифметичного значення та показників зв'язку рангів. Для визначення рангів заповнювали (табл. 6.3). В лівому верхньому куту якої записані ваги характеристик взятих з верхньої частини (табл. 6.2). Якщо у вагах в послідовності, що ранжуються, k експертів вказали однакову вагу, то рангом є середнє значення натурального ряду чисел. Якщо вага зустрічалась один раз, то ранг є наступним членом натурального ряду чисел.

Таблиця 6.2.

Вага, середньоарифметична вага, середня відносна вага і середньоквадратичне відхилення факторів які впливають на надійність лабіринтно-гвинтового насоса та коефіцієнт варіацій

№ експерта, j	Номер фактора, i			
	1	2	3	4
1	1,0	0,9	0,8	0,4
2	1,0	0,8	0,9	0,5
3	0,8	1,0	0,9	0,5
4	0,9	0,7	0,8	1,0
5	0,8	0,5	1,0	0,6
Розраховані параметри				
$\bar{\varphi}_{i,j}$	0,9	0,78	0,88	0,6
$\tilde{\varphi}_{0 i,j}$	0,28	0,247	0,278	0,19
σ_i	0,09	0,172	0,075	0,21
\tilde{V}_i 100 %	9,89	22,05	8,52	35,0

Таблиця 6.3.

Ранги характеристик факторів які впливають на надійність лабіринтно-гвинтового насоса та суми рангів, відхилення суми рангів від середньоарифметичного значення та показників зв'язку рангів

	$i = 1$	$i = 2$	$i = 3$	$i = 4$
	1,0	1,0	1,0	1,0
	$(1+2) \frac{1}{2} = 1,5$	1,0	1,0	1,0
	0,9	0,9	0,9	0,9
	3,0	2,0	$(2+3) \frac{1}{2} = 2,5$	0
	0,8	0,8	0,8	0,8
	$(4+5) \frac{1}{2} = 4,5$	3,0	$(4+5) \frac{1}{2} = 4,5$	0
	0,7	0,7	0,7	0,7
	-	4,0	-	0
	0,6	0,6	0,6	0,6
	-	0	-	5,0
	0,5	0,5	0,5	0,5
	-	6,0	-	$(6+7) \frac{1}{2} = 6,5$
	0,4	0,4	0,4	0,4
	-	-	-	8,0
Розраховані параметри				
\tilde{s}_i	9,0	16,0	8,0	20,5
\tilde{d}_i	-4,375	2,625	-5,375	7,125
\tilde{T}_i	12	0	12	6

Суми рангів характеристик факторів які впливають на надійність лабіринтно-гвинтового насоса, відхилення суми рангів від середньоарифметичного значення та показник зв'язку рангів розраховували за формулами (6.45) – (6.47). Результати розрахунку наведено в нижній частині (табл. 6.3).

Висновки щодо узгодженості думки експертів формулювали використовуючи коефіцієнт конкордації (узгодженості). Розрахований за формулою (6.44) коефіцієнт конкордації склав 0,9394. Таким чином думка експертів є узгодженою, $\tilde{W} \approx 1$. Розраховували квантиль $\chi_{\text{ср}}^2$ -розподілу за залежністю (6.48).

Розраховували ступінь числа свободи $\tilde{\nu} = m - 1 = 5 - 1 = 4$, та задавались рівнем довіри $\tilde{\gamma} = 0,95$. За таблицями додаток Б знаходили значення квантиля $\chi_{\text{т}}^2(\tilde{\gamma}, \tilde{\nu})$ -розподілу. Для $\chi_{\text{т}}^2(0,95,4) = 9,49$, а розрахований за формулою (6.48) – 13,71. $\chi_{\text{ср}}^2 > \chi_{\text{т}}^2(\tilde{\gamma}, \tilde{\nu})$, тобто оцінки експертів є узгодженими при заданому рівню довіри $\tilde{\gamma} = 0,95$.

Ранжування факторів за даними з таблиці 6.2 дозволило встановити, що параметрами визначаючими надійність лабіринтно-гвинтового насоса є: $\bar{\varphi}(1) = 0,9$ – зношення виступів нарізок втулки та гвинта; $\bar{\varphi}(2) = 0,88$ – зношення торцевого ущільнення; $\bar{\varphi}(3) = 0,78$ – зношення гвинтової канавки втулки та гвинта; $\bar{\varphi}(4) = 0,6$ – запарафування гвинтової канавки втулки та гвинта. Таким чином при проектуванні лабіринтно-гвинтового насоса необхідно в першу чергу забезпечити зменшення зношення виступів нарізок втулки та гвинта.

6.6. Визначення параметричних запасів працездатності

Припустимо, що процес функціонування привода описується функціональними параметрами $y_1, y_2, \dots, y_i, \dots, y_z$ і для кожного з них у технічному завданні (ТЗ) визначені допустимі межі $[y_1]^{\text{ТЗ}}, [y_2]^{\text{ТЗ}}, \dots, [y_i]^{\text{ТЗ}}, \dots, [y_z]^{\text{ТЗ}}$.

Під запасом працездатності привода за y_i функціональним параметром будемо розуміти різницю $\Delta y_i^{\text{сп}}(t)$ між нормованим за ТЗ значенням i -го параметру $[y_i]^{\text{ТЗ}}$ і його реалізацією $\tilde{y}_i(t)$ у момент наробітку t , тобто $\Delta y_i^{\text{сп}}(t) = [y_i]_{\text{В}}^{\text{ТЗ}} - \tilde{y}_i(t)$ у разі обмеження параметра зверху; $\Delta y_i^{\text{сп}}(t) = \tilde{y}_i(t) - [y_i]_{\text{Н}}^{\text{ТЗ}}$ у разі обмеження параметра знизу.

Під коефіцієнтом запасу працездатності привода за y_i -м функціональним параметром $\eta_{y_i}(t)$ розуміють співвідношення між нормованим за ТЗ значенням y_i -го функціонального параметра $[y_i]^{\text{ТЗ}}$ і його реалізацією $y_i(t)$ в момент наробітку t , тобто [27]: $\eta_{y_i}(t) = [y_i]_{\text{В}}^{\text{ТЗ}} / y_i(t)$ у разі обмеження параметра зверху; $\eta_{y_i}(t) = y_i(t) / [y_i]_{\text{Н}}^{\text{ТЗ}}$ у разі обмеження параметра знизу.

Визначення, на етапі проектування приводів, значень запасів працездатності за змінами його вихідних функціональних параметрів $\Delta y_{i0}^{\text{сп}}(t_0)$

та відповідних коефіцієнтів запасу працездатності $\eta_{y_0}(t_0)$, що забезпечили протягом усього періоду експлуатації привода перебування функціональних параметрів у межах допустимої області із заданою імовірністю $[P_{y_i}]^{\Gamma 3}$ будувється на імовірнісних оцінках можливості виходу функціональних параметрів за доступні межі у будь-який довільний момент експлуатації.

Розглянемо вирішення цієї задачі для двох випадків обмеження y_i -го функціонального параметра привода: зверху й низу. Приймаємо наступні припущення: зміна функціонального параметра $y_i(t)$ привода протягом періоду його експлуатації є випадковим процесом з нормальним розподілом; зміна детермінованої основи (математичного очікування) y_i -го функціонального параметра $m_{y_i}(t)$ може бути представлено монотонно-зростаючою (чи монотонно-спадаючою) степеневою функцією від наробітку t у вигляді

$$m_{y_{i1}}(t) = m_{y_{i0}}(t_0) + ct^\alpha,$$

або у залежності від кількості блок-циклів спрацювання $n_{\text{бц}}$

$$m_{y_{iN}}(n_{\text{бц}}) = m_{y_{i0}} + kn_{\text{бц}}^\beta,$$

де c і k – коефіцієнти, що визначають швидкість зміни математичного очікування $m_{y_i}(t)$ y_i -го функціонального параметру відповідно наробітку t або блок-циклів спрацювань привода $n_{\text{бц}}$; α і β – відповідні степеневі коефіцієнти степеневої функції.

Окремим випадком степеневої функції за $\alpha = 1$ (чи $\beta = 1$) розглядається лінійний закон зміни математичного очікування параметра $m_{y_i}(t)$ y_i -го функціонального параметру, а закон розподілу $m_{y_i}(t)$ y_i -го функціонального параметру у кожному t_j -му перерізі процесу експлуатації не змінюється протягом заданого наробітку.

Запаси працездатності привода за y_i -м параметром після $n_{\text{бц}}$ блок-циклів спрацювання визначається як:

- у разі обмеження параметра зверху $\Delta y_{i_n}(t) = [y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} - m_{y_n}$;
- у разі обмеження параметра знизу $\Delta y_{i_n}(t) = m_{y_n} - [y_i]_{\text{Н}}^{\Gamma 3}$.

Тоді умова працездатності привода має вигляд:

$$\Delta y_{1_n} \geq 0; \Delta y_{2_n} \geq 0; \dots \Delta y_{i_n} \geq 0; \dots \Delta y_{z_n} \geq 0. \quad (6.49)$$

Дослідження змін функціональних параметрів привода, доповнені за результатами ресурсних випробувань, свідчать про те, що вони носять не відновлювальний характер і можуть бути зображені випадковим процесом з монотонними реалізаціями.

У разі обмеження y_i -го функціонального параметру привода зверху (або знизу) оцінку імовірності безвідмовної роботи привода за змінами їх функціональних параметрів можна одержати з виразу [35]

$$P_{y_i}(t, n) = F(u_{y_i}); \quad (6.50)$$

$$u_{y_i} = \frac{[y_i]_{\text{B}}^{\Gamma 3} - m_{y_{in}}}{S_{y_{in}}} = \frac{[y_i]_{\text{B}}^{\Gamma 3} - m_{y_{in}}}{m_{y_{in}} v_{y_{in}}}, \quad (6.51)$$

якщо $y_i \leq [y_i]_{\text{B}}^{\Gamma 3}$; або

$$u_{y_i} = \frac{\tilde{y}_{in} - [y_i]_{\text{H}}^{\Gamma 3}}{\tilde{y}_{y_{in}}} = \frac{\tilde{y}_{in} - [y_i]_{\text{H}}^{\Gamma 3}}{\tilde{y}_{y_{in}} v_{y_{in}}}, \quad (6.51a)$$

якщо $y_i \geq [y_i]_{\text{H}}^{\Gamma 3}$,

де $F(\cdot)$ – знак функції нормованого нормального розподілу; u_{y_i} – квантиль розподілу y_i параметра; $m_{y_{in}}$, $S_{y_{in}}$ і $v_{y_{in}}$ – вибіркові оцінки математичного очікування, середнього квадратичного відхилення і коефіцієнта варіації y_i -го функціонального параметру привода $n_{\text{бц}}$ блок-циклів відпрацювання.

Аналіз виразів (6.51) і (6.51 а), який ще називають “рівнянням зв’язку”, показує, що на етапі проектування приводів, коли $[y_i]_{\text{B}}^{\Gamma 3} = \text{const}$, оцінка імовірності безвідмовної роботи проектованого привода залежить від параметрів $m_{y_{in}}$, $S_{y_{in}}$ і $v_{y_{in}}$. Таким чином, розподіл випадкових значень y_i -го функціонального параметру в t -му перерізі процесу відпрацювання ресурсу (або після $n_{\text{бц}}$ блок-циклів відпрацювань) визначається параметрами $m_{y_{it}}$, $S_{y_{it}} = m_{y_{it}} v_{y_{it}}$ (або $m_{y_{in}}$, $S_{y_{in}} = m_{y_{in}} v_{y_{in}}$).

Так як параметри розподілу $m_{y_{in}}$ та $v_{y_{in}}$ змінюються під дією експлуатаційних навантажень $R_{\text{екс}}^{\Sigma}$ і за кількістю блок-циклів спрацювань $n_{\text{бц}}$, їх можна зобразити у вигляді функцій

$$m_{y_{in}} = f_{m_{y_i}}(R_{\text{екс}}^{\Sigma}, n_{\text{бц}}); \quad (6.52)$$

$$v_{y_{in}} = f_{v_{y_i}} \left(R_{\text{екс}}^{\Sigma}, n_{\text{бц}} \right), \quad (6.53)$$

де $R_{\text{екс}}^{\Sigma}$ – сумарні експлуатаційні навантаження різної природи, які викликають не відновлювальні зміни у конструкції привода.

Параметри розподілу y_i -го функціонального параметру привода після $n_{\text{бц}}$ блок-циклів спрацювань можуть бути визначені через їхні початкові значення $m_{y_{i0}}$ та $v_{y_{i0}}$ та відповідні прирости $\Delta m_{y_{in}}$, $\Delta m_{y_{iR}}$, $\Delta v_{y_{in}}$, $\Delta v_{y_{iR}}$ унаслідок дії навантажень, що виникають підчас спрацювання привода, та дії інших експлуатаційних факторів (інших експлуатаційних навантажень):

$$m_{y_{in}} = m_{y_{i0}} \left(1 + \Delta m_{y_{in}} / m_{y_{i0}} + \Delta m_{y_{iR}} / m_{y_{i0}} \right) = m_{y_{i0}} \left(1 + \Delta \bar{m}_{y_{in}} + \Delta \bar{m}_{y_{iR}} \right); \quad (6.54)$$

$$v_{y_{in}} = v_{y_{i0}} \left(1 + \Delta v_{y_{in}} / v_{y_{i0}} + \Delta v_{y_{iR}} / v_{y_{i0}} \right) = v_{y_{i0}} \left(1 + \Delta \bar{v}_{y_{in}} + \Delta \bar{v}_{y_{iR}} \right), \quad (6.55)$$

де $\Delta m_{y_{in}} / m_{y_{i0}} = \Delta \bar{m}_{y_{in}}$, $\Delta m_{y_{iR}} / m_{y_{i0}} = \Delta \bar{m}_{y_{iR}}$ – відносна зміна математичного очікування параметра y_i після N блок-циклів спрацювань внаслідок дії навантажень, що виникають підчас спрацювання привода, та внаслідок дії за цей час інших експлуатаційних факторів; $\Delta v_{y_{in}} / v_{y_{i0}} = \Delta \bar{v}_{y_{in}}$, $\Delta v_{y_{iR}} / v_{y_{i0}} = \Delta \bar{v}_{y_{iR}}$ – відносна зміна коефіцієнта варіації параметра y_i після N блок-циклів спрацювань внаслідок дії навантажень, що виникають підчас спрацювання привода, та внаслідок дії за цей час інших експлуатаційних факторів.

Подальше розв'язання задачі зводиться до пошуку початкових значень $m_{y_{i0}}$, $v_{y_{i0}}$ та відповідних приростів $\Delta m_{y_{in}}$, $\Delta m_{y_{iR}}$, $\Delta v_{y_{in}}$, $\Delta v_{y_{iR}}$. Ці дані можуть бути знайдені шляхом узагальнення експериментальних даних, одержаних в результаті досліджень виробів-аналогів.

Якщо не розглядати випадковості, пов'язані з помилками виконавців або порушень технології виготовлення приводів, то у процесі зміни їх функціональних параметрів можна виділити наступні закономірності:

– функціональні параметри привода однієї фізичної природи під впливом тих самих експлуатаційних навантажень змінюються подібним чином;

– початкові значення коефіцієнта варіації $v_{y_{i0}}$ функціональних параметрів привода однієї фізичної природи і діапазони їх можливих змін зберігаються у порівняно вузьких діапазонах у вибірках аналогічних виробів;

– найбільш суттєвий вплив на зміни коефіцієнтів варіації функціональних параметрів привода має кількість блок-циклів спрацювання $n_{\text{бц}}$.

Характерні зміни коефіцієнта варіації v_{y_i} функціонального параметра привода проаналізуємо на прикладі зміни коефіцієнта варіації привода, рис. 6.7.

На осі наробітку t можна виділити чотири характерні ділянки:

– I – ділянка нестабільної зміни коефіцієнта варіації функціонального параметра з напрацюванням $v = f(t)$; коефіцієнт варіації, як правило, зменшується у залежності від початкового стану поверхонь тертя частин, які переміщуються одна відносно другої;

– II – ділянка яка характеризується стабілізацією процесу функціонування привода; на цій ділянці $v \equiv \text{const}$;

– ділянка III – коефіцієнт варіації $v = f(t)$ збільшується з напрацюванням; у приводі відбуваються невідновні зміни стану поверхонь тертя, геометричних параметрів деталей та вузлів;

– ділянка IV – швидкість зміни коефіцієнта $v = f(t)$ варіації зростає з напрацюванням; ця ділянка відповідає фазі інтенсифікації деградаційних процесів у приводі, як правило, ділянка IV фізично відповідає переходу привода у непрацездатний стан.

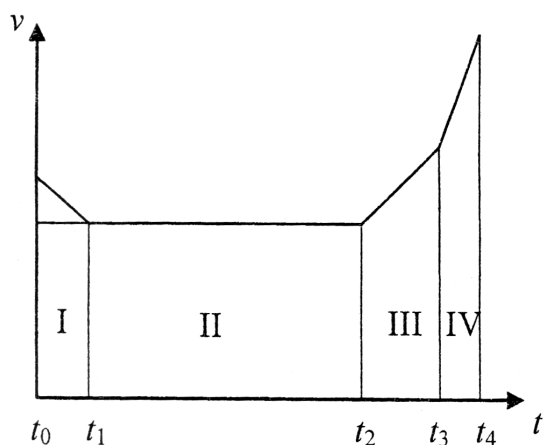


Рис. 6.7. Зміна коефіцієнта варіації привода з електромагнітним клапаном з однопозиційним штовхачем

Аналіз показаної на рисунку 6.7 залежності $v = f(t)$ свідчить, що у випадку, коли ресурс привода обмежено величиною наробітку t_2 (або відповідною кількістю спрацювань n_{t_2}), на етапі проектування привода у першому наближенні можна прийняти коефіцієнт варіації $v_{y_{i0}} \approx v_{y_{in}} \approx \text{const}$, який узагальнюють шляхом узагальнення досвіду експлуатації приводів-аналогів.

У загальному випадку за даними відпрацювань та ресурсних випробувань виробів аналогів для кожного функціонального параметра y_i проектованого привода можна побудувати емпіричну функцію $v_{y_{in}} = f_{y_{in}}(n_{\text{бц}})$, яка поєднує коефіцієнти варіації $v_{y_{in}}$ y_i -го функціона-

льного параметру привода з напрацюванням (кількістю блок-циклів спрацювань N).

За даним статті [27] зміни математичного очікування функціональних параметрів такого привода, у першому наближенні, може бути описані степеневими або навіть лінійними функціями вигляду:

а) у разі обмеження y_i параметра зверху:

$$m_{y_{in}} = m_{y_{i0}} \left(1 + \Delta \bar{m}_{y_{iR}}\right) + k_{y_i} n_{\text{бц}}^\beta, \quad (6.56)$$

або при $\beta \approx 1$

$$m_{y_{in}} = m_{y_{i0}} \left(1 + \Delta \bar{m}_{y_{iR}}\right) + k_{y_i} n_{\text{бц}}; \quad (6.56 \text{ а})$$

б) у разі обмеження y_i параметра знизу:

$$m_{y_{in}} = m_{y_{i0}} \left(1 - \Delta \bar{m}_{y_{iR}}\right) - k_{y_i} n_{\text{бц}}^\beta, \quad (6.57)$$

або при $\beta \approx 1$

$$m_{y_{in}} = m_{y_{i0}} \left(1 - \Delta \bar{m}_{y_{iR}}\right) - k_{y_i} n_{\text{бц}}; \quad (9\text{а})$$

де k_{y_i} – коефіцієнт, що відображає швидкість зміни y_i -го функціонального параметру привода з напрацюванням.

Для прогнозування очікуваного значення коефіцієнта варіації $v_{y_{in}}$ y_i -го параметру проектованого привода після $n_{\text{бц}}$ блок-циклів спрацювання слід враховувати тільки ті зміни коефіцієнта варіації, що являють собою негативну тенденцію (збільшення $v_{y_{i0}}$ з напрацюванням $n_{\text{бц}}$):

$$v_{y_{in}} = v_{y_{i0}} \left[1 + (\Delta v_{y_{in}} + \Delta v_{y_{iR}}) / v_{y_{i0}}\right], \quad (6.58)$$

де $(\Delta v_{y_{in}} + \Delta v_{y_{iR}}) / v_{y_{i0}}$ – відносний сумарний приріст коефіцієнта варіації v_{y_i} параметра y_i після напрацювання $n_{\text{бц}}$ блок-циклів.

Підставивши наведені значення $m_{y_{in}}$ і $v_{y_{in}}$ у рівняння (6.51) або (6.51 а) отримаємо

а) для випадку обмеження y_i параметра зверху значенням $[y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3}$:

$$u_{y_i}^{\text{В}} = \frac{[y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} - \left[m_{y_{i0}} \left(1 + \Delta \bar{m}_{y_{iR}}\right) + k_{y_i} n_{\text{бц}}^\beta \right]}{v_{y_{i0}} \left(1 + \Delta \bar{v}_{y_{in}}^\Sigma\right) \left[m_{y_{i0}} \left(1 + \Delta \bar{m}_{y_{iR}}\right) + k_{y_i} n_{\text{бц}}^\beta \right]}; \quad (6.59)$$

б) для випадку обмеження y_i параметра знизу значенням $[y_i]_{\text{Н}}^{\Gamma 3}$

$$u_{y_i}^H = \frac{[m_{y_{i0}} (1 - \Delta \bar{m}_{y_{iR}}) - k_{y_i} n_{\sigma_{\text{Ц}}}^\beta] - [y_i]_{\text{H}}^{\Gamma 3}}{v_{y_{i0}} (1 + \Delta \bar{v}_{y_{in}}^\Sigma) [m_{y_{i0}} (1 - \Delta \bar{m}_{y_{iR}}) - k_{y_i} n_{\sigma_{\text{Ц}}}^\beta]}. \quad (6.60)$$

У разі можливості апроксимації зміни математичного очікування $m_{y_{in}}$ параметра y_i і його коефіцієнта варіації $v_{y_{in}}$ лінійними функціями від кількості блок-циклів спрацювання $n_{\sigma_{\text{Ц}}}$ маємо:

а) для випадку обмеження y_i параметра зверху значенням $[y_i]_{\text{B}}^{\Gamma 3}$:

$$u_{y_i}^B = \frac{[y_i]_{\text{B}}^{\Gamma 3} - [m_{y_{i0}} (1 + \Delta \bar{m}_{y_{iR}}) + k_{y_i} n_{\sigma_{\text{Ц}}}] }{v_{y_{i0}} (1 + \Delta \bar{v}_{y_{in}}^\Sigma) [m_{y_{i0}} (1 + \Delta \bar{m}_{y_{iR}}) + k_{y_i} n_{\sigma_{\text{Ц}}}]}; \quad (6.59 \text{ а})$$

б) для випадку обмеження y_i параметра знизу значенням $[y_i]_{\text{H}}^{\Gamma 3}$:

$$u_{y_i}^H = \frac{[m_{y_{i0}} (1 - \Delta \bar{m}_{y_{iR}}) - k_{y_i} n_{\sigma_{\text{Ц}}}] - [y_i]_{\text{H}}^{\Gamma 3}}{v_{y_{i0}} (1 + \Delta \bar{v}_{y_{in}}^\Sigma) [m_{y_{i0}} (1 - \Delta \bar{m}_{y_{iR}}) - k_{y_i} n_{\sigma_{\text{Ц}}}]}. \quad (6.60 \text{ а})$$

З використанням виразів (6.59), (6.60) або (6.59 а), (6.60 а) для кожного y_i -го функціонального параметру привода може бути виконана оцінка імовірності невиходу його значення за допустиму межу. Функціональний параметр, якому відповідає мінімальне значення $P(t)$, може розглядатися як параметр, що лімітує безвідмовність проектованого привода.

Аналогічним чином можуть бути визначені коефіцієнти запасу працездатності проектованого привода за його вихідними функціональними параметрами.

Розглянемо випадок обмеження y_i функціонального параметра зверху. Приведемо вираз (6.51) до безрозмірної форми, поділивши чисельник і знаменник на $m_{y_{in}}$. Тоді “рівняння зв’язку” набуде вигляду:

$$u_{y_{in}} = (\eta_{y_{in}} - 1) / v_{y_{in}}, \text{ якщо } y_i \leq [y_i]_{\text{B}}^{\Gamma 3}. \quad (6.61)$$

Вирішивши рівняння (6.61) відносно $\eta_{y_{in}}$ для граничної умови $u_{y_{in}} = [u_{y_i}]_{\text{H}}^{\Gamma 3}$, отримаємо

$$\eta_{y_{in}} = [u_{y_i}]_{\text{H}}^{\Gamma 3} v_{y_{in}} + 1. \quad (6.62)$$

Рівняння (6.62) дає можливість за відомими значеннями коефіцієнта варіації y_i функціонального параметра привода $v_{y_{in}}$ визначити кое-

фіцієнт запасу працездатності привода після $n_{\text{бц}}$ блок-циклів напрацювання або коефіцієнт запасу працездатності привода після виробітку встановленого ресурсу n_p , якщо $n_{\text{бц}} = n_p$.

Тоді початковий запас працездатності клапана за y_i функціональним параметром визначиться, як

$$\eta_{y_{i0}} = \eta_{y_{in}} + \Delta\eta_{y_{in}}, \quad (6.63)$$

де $\Delta\eta_{y_{in}} = f(n_{\text{бц}})$ – зменшення запасу працездатності привода за y_i функціональним параметром внаслідок експлуатаційних змін технічного стану привода під дією експлуатаційних навантажень під час виробітку ресурсу.

З виразу (6.63) випливає

$$\Delta\eta_{y_i} = \eta_{y_{i0}} - \eta_{y_{in}} = [y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} / m_{y_{i0}} - [y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} / m_{y_{in}},$$

або

$$\Delta\eta_{y_i} = \frac{[y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} (m_{y_{in}} - m_{y_{i0}})}{m_{y_{in}} m_{y_{i0}}}. \quad (6.64)$$

З урахуванням того, що $m_{y_{in}} = m_{y_{i0}} + k_{y_i} n_{\text{бц}}^{\beta}$, отримаємо

$$\Delta\eta_{y_i} = \frac{[y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} k_{y_i} n_{\text{бц}}^{\beta}}{(m_{y_{i0}})^2 + m_{y_{i0}} k_{y_i} n_{\text{бц}}^{\beta}}. \quad (6.64 \text{ а})$$

Підставивши у формулу (6.63) вирази (6.62) і (6.64) отримаємо шукане значення запасу працездатності привода для початкового перерізу процесу $\eta_{y_{i0}}$:

$$\eta_{y_{i0}} = 1 + [u_{y_i}]^{\Gamma 3} (v_{y_{i0}} + \Delta v_{y_{in}}) + \frac{[y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} (m_{y_{in}} - m_{y_{i0}})}{m_{y_{in}} m_{y_{i0}}}. \quad (6.65)$$

Для випадку, коли зміна математичного очікування параметра y_i близька до лінійного закону $m_{y_{in}} = m_{y_{i0}} + k_{y_i} n_{\text{бц}}$, то

$$\Delta\eta_{y_i} = \frac{[y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} k_{y_i} n_{\text{бц}}}{(m_{y_{i0}})^2 + m_{y_{i0}} k_{y_i} n_{\text{бц}}} = \frac{[y_i]_{\text{В}}^{\Gamma 3} k_{y_i} n_{\text{бц}}}{m_{y_{i0}} (m_{y_{i0}} + k_{y_i} n_{\text{бц}})}. \quad (6.66)$$

Аналогічним чином можна отримати формули для розрахунку значення запасу працездатності привода. Зазначимо, що для визначення

параметричного коефіцієнту запасу працездатності за y_i функціональним параметром на етапі проектування необхідні наступні статистичні дані:

– відомості про вихідне значення математичного очікування $m_{y_{i0}}$ й коефіцієнта варіації $v_{y_{i0}}$;

– дані щодо прогнозованих значень $m_{y_{in}}$ та $v_{y_{in}}$ у перерізі процесу, що відповідає наробітку $n_{\text{бц}}$;

– відповідності про характер зміни функціональних параметрів із наробітком $m_{y_{in}} = f(n_{\text{бц}})$.

Ці дані визначаються на підставі узагальненого досвіду експлуатації приводів-аналогів, а також за результатами ресурсних випробувань дослідних зразків приводів, що проектується.

Запитання для самоконтролю

1. Які основні задачі прогнозування?
2. Яким чином змінюється надійність привода на етапах його життєвого циклу?
3. Які методи використовуються при прогнозуванні надійності привода?
4. Яким чином доопрацювання впливає на надійність привода?
5. Як змінюється надійність привода в процесі експлуатації?
6. Які приймають припущення при розробці моделі росту надійності привода в процесі виробництва та доопрацювання?
7. Перерахуйте вихідні дані які необхідні для прогнозування надійності привода методом марківської апроксимації.
8. В яких випадках доцільно використовувати метод експертних оцінок для прогнозування надійності привода?
9. За яким критерієм роблять висновок, щодо узгодженості експертних оцінок?
10. Які потрібні вихідні дані для розрахунку значення запасу працездатності привода?
11. Внаслідок чого відбувається зменшення запасу працездатності привода за y_i функціональним параметром?
12. Яким чином можуть бути визначені коефіцієнти запасу працездатності проектного привода за його вихідними функціональними параметрами?

ДОДАТКИ

Додаток А

ТИПОВІ НЕСПРАВНОСТІ В ГІДРОПРИВОДІ І СПОСОБИ ЇХ УСУНЕННЯ

В системі немає тиску. Можливі причини: низький рівень масла в баці; неправильний напрямок обертання валу насоса, насос не обертається (зрізана шпонка); неправильно відрегульований запобіжний клапан; масло, яке подає насос, вільно зливається в бак через розподільник або будь-який несправний вузол гідроприводу. Слід пам'ятати, що коли насос подає масло, то для утворення тиску повинен бути опір потоку рідини. Для усунення дефекту необхідно простежити за потоком масла в гідросистемі, навіть якщо для цього потрібно роз'єднати трубопроводи або заглушити окремі ділянки. Якщо весь потік масла зливається в бак через запобіжний клапан, то останній або неправильно відрегульований, або знаходиться в положенні розвантаження (можливе також протікання масла в лінії керування), або несправний (клапан). Якщо потоку масла через клапан немає або він дуже слабкий, то в цьому випадку в гідросистемі можливі з'єднання напірної і зливної ліній, а також можлива несправність насоса або його привода. Щоб відшукати місця з'єднання ліній рекомендується відключити половину гідросистеми і таким чином виявити, в якій половині знаходиться дефектний вузол, а потім вести пошук далі тим же методом.

В системі недостатній тиск. Можливі причини: неправильне настроювання або несправність запобіжного клапана; відсутній опір руху виконавчого, органу або надмірно велика швидкість, при якій практично все масло, яке подається насосом, надходить у гідродвигун і не залишається надлишку витрати, який потрібен для нормальної роботи запобіжного клапана; наявність забруднень в маслі, які не дають можливості запобіжному, клапану щільно закриватися; забруднення фільтра; спрацювання насоса. Для усунення несправності потрібно зменшити швидкість руху виконавчих механізмів, перевірити запобіжний клапан, профільтрувати масло в гідросистемі, замінити фільтроелемент. Спрацьований насос необхідно замінити новим.

Гідродвигун не працює. Можливі; причини: несправність насоса; не перемикається гідророзподільник; блокування не дозволяє здійснити рух; недостатній робочий тиск в гідросистемі; підвищене тертя в направляючих через надмірне затягування клинів або непаралельність напра-

вляючих відносно осі циліндра; несправність гідродвигуна; забруднення дроселя, який регулює швидкість переміщення гідродвигуна. Для виявлення причини несправності необхідно відрегулювати, зусилля затягування направляючих та, якщо можливо, перемістити виконавчий орган вручну і оцінити необхідне для цього зусилля, порівнюючи його із розрахованим зусиллям яке розвиває гідродвигун. Після перевірки блокування перемкнути золотник гідророзподільника. Відмова гідророзподільника можлива через відсутність живлення або несправність електромагніту, кінцевого вимикача або реле, а також через виходу із ладу пружини (заклинювання золотника), низького рівня тиску керування, забруднення дроселя, який регулює час реверсу (для розподільника з гідравлічним та електрогідравлічним керуванням). Якщо рух не виникає внаслідок забруднення дроселя, що регулює швидкість гідродвигуна, необхідно дросель декілька разів повернути або розібрати і промити, а також використовувати заходи для очищення масла в гідросистемі. Несправний гідродвигун підлягає ремонту або заміні новим.

Недостатня швидкість руху гідродвигуна. Можливі причини: невідповідність подачі насоса розрахованим витратам, які необхідні для забезпечення потрібної швидкості руху гідродвигуна; спрацювання насоса; недостатня частота обертання гідродвигуна привода насоса; велике внутрішнє витікання у вузлах гідросистеми; неправильний вибір типорозміру регулятора потоку; коливання тиску в напірній лінії через несправність або забруднення запобіжного клапана; підвищена в'язкість масла (холодне масло); несправність або забруднення регулятора потоку; закупорка трубопроводу.

Нерівномірність руху або автоколювання робочого органу. Можливі причини: наявність повітря в маслі; низький рівень масла в баці; підвищене тертя в рухомих з'єднаннях (особливо при наявності характеристики тертя, яке зменшується); надмірно велике співвідношення величини ходу циліндра до діаметра; низька жорсткість трубопроводів і відсутність їх закріплення; коливання запірно-регулюючих елементів клапанів; динамічна нестійкість замкнених систем автоматичного регулювання; недостатній протитиск у зливній лінії гідросистеми.

Підвищене нагрівання масла. Можливі причини: тиск масла в гідросистемі значно перевищує величину, необхідну для нормальної роботи; несправність системи охолодження (відсутність або недостатню подачу, води в водяний теплообмінник внаслідок того, що радіатор розташований біля стіни; немає потоку масла через радіатор); несправність пристроїв розвантаження; підвищений рівень внутрішнього витікання у вузлах гідроприводу; знижена в'язкість масла; забруднення фільтра; експлуатація гідроприводу в режимах, які не передбачені технічною документацією.

Підвищений шум насоса. Можливі причини: кавітація через забруднення всмоктувального фільтра, підвищену в'язкість масла, низьку робочу температуру або підвищену частоту обертання насоса; потрапляння повітря в гідросистему внаслідок низького рівня масла в баці, поганого ущільнення всмоктувального трубопроводу або ущільнення вала насоса, наявність піни в баці через неправильну конструкцію зворотних трубопроводів (злив, дренаж); заїдання пластини або поршня насоса; недостатній тиск у всмоктувальній лінії насосів які несамовсмоктують; спрацювання статора насоса; неспіввісність валів і привідного електро-двигуна; спрацювання чи пошкодження підшипників насоса; відсутність звукопоглинаючих елементів між корпусом насоса і деталями гідросистеми, які мають велику звуковипромінюючу поверхню (наприклад, кришками співвісних установок).

Підвищення витоків по стикових поверхнях апаратів. Можливі причини: кільця для ущільнення або канавки під кільця не відповідають стандарту; недостатня рівність плоскості плити та стикової поверхні апарата; на різьбових отворах плити не зняті фаски і задири, які перешкоджають щільному приляганню стикових площин; недостатня жорсткість плити чи кріпильних гвинтів, яка веде до розкриття стику під дією робочого тиску; надто слабе затягування кріпильних гвинтів (надмірно затягувати гвинти також непотрібно, оскільки це спричиняє деформацію корпусу і заклинювання запірно-регулюючого елемента гідроапарата).

Додаток Б

Значення квантелів нормального розподілення

$$\Phi(u_\gamma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{u_\gamma} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \gamma; \quad u_{1-\gamma} = -u_\gamma$$

γ	u_γ	γ	u_γ	γ	u_γ	γ	u_γ
0,50	0	0,66	0,412	0,82	0,915	0,970	1,881
0,51	0,025	0,67	0,440	0,83	0,954	0,975	1,960
0,52	0,050	0,68	0,468	0,84	0,994	0,980	2,054
0,53	0,075	0,69	0,496	0,85	1,036	0,990	2,326
0,54	0,100	0,70	0,524	0,86	1,080	0,991	2,366
0,55	0,126	0,71	0,553	0,87	1,126	0,992	2,409
0,56	0,151	0,72	0,583	0,88	1,175	0,993	2,457
0,57	0,176	0,73	0,613	0,89	1,227	0,994	2,512
0,58	0,202	0,74	0,643	0,90	1,282	0,995	2,576
0,59	0,228	0,75	0,674	0,91	1,341	0,996	2,652
0,60	0,253	0,76	0,706	0,92	1,405	0,997	2,748
0,61	0,279	0,77	0,739	0,925	1,440	0,9975	2,807
0,62	0,305	0,78	0,772	0,93	1,476	0,9980	2,878
0,63	0,332	0,79	0,806	0,94	1,555	0,9990	3,090
0,64	0,358	0,80	0,842	0,95	1,645	0,9995	3,291
0,65	0,385	0,81	0,878	0,96	1,751	0,9999	3,719

Додаток В

Інтенсивності відмов деяких гідравлічних агрегатів та елементів

Агрегат, елемент	Інтенсивність відмов $\lambda(t) \cdot 10^6$ 1/год.		
	найменша	середня	найбільша
1	2	3	4
Насоси:	2,7	13,5	24,3
шестеренні	-	13	-
аксіально-поршневі, нерегульовані	-	9	-
аксіально-поршневі, регульовані	-	20	-
з механічним приводом	3,33	13,5	31,3
з електричним приводом	2,9	13,5	27,4
з гідравлічним приводом	6,4	14,0	49,0
з пневматичним приводом	6,9	14,7	47,0
вакуумні	1,9	9,0	16,1
Повітродувки	0,09	2,237	4,38
Гідравлічні циліндри	0,12	0,808	1,87
Пневматичні циліндри	0,002	0,004	0,10
Гідравлічні поршні	0,08	0,2	0,35
Гідромотори	1,45	4,3	7,15
Приводи постійної швидкості пневматичні	0,3	2,8	6,2
Електродвигуни:			
приводні	-	4,3	-
виконавчі	-	0,23	-
Клапани:			
шарові	2,0	5,1	8,0
дренажні	1,11	4,6	7,7
впускні	2,24	5,7	8,94
перепускні	1,33	3,4	5,33
контрольні	1,41	5,88	8,19
розвантажувальні	1,9	10,8	19,0
чотирьохходові	1,817	4,6	7,22
трьохходові	1,87	4,6	7,41
запобіжні	7,9	10,3	14,8
зворотні	3,27	5,7	14,1
резервуарні	2,7	6,88	10,8
стопорні	1,98	6,5	10,2
послідовної дії	2,1	4,6	8,1
пілоти	2,89	6,9	9,76
перемикачі	0,26	0,5	1,62
поплавкові	5,6	8,0	11,2
тиску	0,112	5,6	32,5
важільні	1,08	4,6	7,4
регулятора	-	0,56	-
імпульсні	0,26	0,5	2,24

Продовження додатку В

1	2	3	4
Електрогідравлічні клапани	-	1,5	-
Клапани регулювальні золотникові	-	7,0	-
Клапани перемикачі	0,112	6,5	10,2
ручної дії	-	0,112	-
з моторним приводом	-	3,36	-
з пневматичним приводом	-	0,56	-
Плунжерні перемикачі	0,041	0,054	0,112
Сервоклапани	16,8	30,0	56,0
Регулятори:			
витрати чи тиску	0,7	2,14	5,54
пневматичні	0,77	2,4	6,21
Золотникові розподільчі пристрої	-	1,0	-
Золотник:			
силовий	-	5,0	-
вимірювальний	-	3,0	-
Дроселі	0,3	1,5	3,0
Електромеханічні перетворювачі	-	2,5	-
Датчики зворотного зв'язку:			
потенціометричний	-	3,0	-
індукційний	-	2,0	-
Датчики тиску, температури, рівня	-	3,5	-
Манометри	0,135	1,3	15,0
Тахометри	0,25	0,3	0,55
Вимикачі, перемикачі, тумблери пневматичні	-	3,0	-
Сопло	0,01	0,15	2,11
яке регулюється	0,045	0,55	3,71
Фільтри:			
гідравлічні	-	0,4	-
пневматичні	-	0,3	-
Акумулятори гідропневматичні	-	0,2	-
Теплообмінники	2,21	15,0	18,6
Вентилятори	0,89	2,4	3,57
Баки	0,48	1,5	2,52
Резервуари (малі):			
для високого тиску	0,044	0,08	0,144
для нормального тиску	0,18	0,18	0,324
Трубопровід високого тиску	-	0,7	-
Шланги:			
напірні	0,05	2,0	3,2
пневматичні	5,22	3,937	5,2
	-	0,06	-
Фітінги	0,01	0,15	2,11
Роз'єми для швидкого з'єднання та роз'єднання	-	0,18	-

Продовження додатку В

1	2	3	4
Мембрани:			
гумові	-	3,0	-
із гумового полотна	-	2,0	-
металеві	-	0,4	-
Діафрагми	0,1	0,6	0,9
Сильфони металеві	-	0,03	-
Вентиляційні канали	0,89	2,4	3,57
Пружини:	0,004	0,1125	0,221
калібровані	0,009	0,22	0,42
прості зворотні	0,001	0,012	0,022
З'єднання:			
шарнірні	0,80	2,4	4,0
гідравлічні	-	0,02	-
металічні	-	0,04	-
паяні	-	0,04	-
пневматичні	-	0,1	-
трубопроводів	-	0,03	-
Ущільнення:			
обертання	0,23	0,7	1,12
переміщення	0,11	0,3	0,92
Муфти:			
з'єднання валів	0,001	0,025	0,049
фрикційні	0,07	0,30	0,94
Прокладки:			
пробкові	0,003	0,004	0,077
змащені	0,05	0,137	0,225
Підшипники:			
голчаті роликові	0,02	0,5	1,0
ковзання	0,008	0,21	0,42
кульові легких серій	0,075	0,875	1,72
кульові важких серій	0,072	1,8	3,53
Передачі:			
гвинтові	0,002	0,05	0,098
зубчаті	0,0118	0,12	0,20
Клино-пасові приводи	0,142	3,878	15,0
Шестерні (пара):			
приладів	-	0,5	-
силові	-	2,0	-
Кулачки	0,001	0,002	0,004
Пилозахисні кожухи	0,002	0,006	0,01
Амортизатори	-	1,0	-

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Андренко П.М. Поліпшення енергетичних характеристик об'ємних гідроагрегатів / П.М. Андренко, А.Ю. Лебедєв // Вісник Чернігівського Державного технологічного університету. – Чернігів: ЧДТУ, 2011. – № 2 (49). – С. 98-101.
2. Андренко П.М., Дмитрієнко О.В., Свиначенко М.С. Гасителі пульсацій тиску об'ємних гідроагрегатів: Монографія. / П.М. Андренко, О.В. Дмитрієнко, М.С. Свиначенко. Х.: Видавництво “НТМТ”, 2012. – 160 с.
3. Андренко П. Исследование волновых процессов в гидроагрегате питания гидросистем / П. Андренко, О. Панамарёва // MOTROL: Commission of motorization and energetics in agriculture: Polish Academy of sciences. – Lublin. – 2012. – Vol. 14. No 1 – p. -9.
4. Андренко П.М. Розвиток наукових основ проектування апаратів з гідравлічною осциляцією для систем гідроприводів: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня док. техн. наук: спец. 05.02.02 “Машинознавство” / П.М. Андренко. – Київ, 2009. – 35 с.
5. Ащеулов А.В. Анализ интенсивности отказов гидравлического оборудования / А.В. Ащеулов // Гидравлика пневматика приводы. – 2010. – № 1 (3). – С. 8 – 9.
6. Банди Б. Методы оптимизации. Вводный курс / Б. Банди Пер. с англ. – М.: Радио и связь, 1988. – 128 с.
7. Батлук В.А. Оцінка надійності мехатронних гідроагрегатів на стадії їх проектування / В.А. Батлук, І.М. Федоренко // Східно-Європейський журнал передових технологій. – 2009. – №5/6 (41). – С. 21-24.
8. Бондар В.А. Новые решения в гидроприводе тракторов / В.А. Бондар // Промислова гідравліка і пневматика. – 2003. – № 2. – С. 81 – 84.
9. Волков А.И. Надежность летательных аппаратов / А.И. Волков, А.М. Шишкевич и др. – М. : Высшая школа, 1975. – 296 с.
10. Волков Е.Б. Основы теории надежности ракетных двигателей / А.И. Волков, Р.С. Судаков, Т.А. Сырицын . М.: Машиностроение, 1974. – 400 с.
11. Гидравлика, гидромашины и гидроприводы : учеб. для машиностр. вузов / Т.М. Башта, С.С. Руднев, Б.Б. Некрасов и др. – М. : Машиностроение, 1982. – 423 с.

12. Гидроприводы объемные, пневмоприводы, и смазочные системы. Оценка технического уровня и качества : ОСТ2 Н06-35–84. – М.: ВНИИТЭМР, 1985. – 39 с. (Отраслевой стандарт).
13. Данилов Ю.А. Аппаратура объемных гидроприводов: Рабочие процессы и характеристики / Ю.А. Данилов, Ю.Л. Кирилловский, Ю.Г. Колпаков. – М.: Машиностроение, 1990. – 272 с.
14. ДСТУ 3455.1 – 96. Гідроприводи об'ємні та пневмоприводи. Ч.1. Загальні поняття терміни та визначення.
15. Колисниченко К.А. Резонансные явления в системах с высокооборотными насосами / К.А. Колисниченко, В.А. Коротков // Гидропривод и гидропневмоавтоматика. – 1970. – Вып. 6. – С. 115-123.
16. Колот О.В. Наукові основи підвищення ефективності систем приводів шляхом врахування стохастичності їх характеристик : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня док. техн. наук : спец. 05.02.03 “Системи приводів” / О.В. Колот. – Х., 2005. – 31 с.
17. Лебедев А.Ю. Прогнозування надійності лабіринтно-гвинтового насоса. / А.Ю. Лебедев // Механіка та машинобудування. Х.: НТУ “ХП”, 2012. – № 1. – С. 24-32.
18. Методичні вказівки до практичних занять “Вивчення принципу дії, експлуатації та розрахунку надійності гідроапаратів із вібраційною лінеаризацією” з курсу “Надійність та експлуатація гідромашин і гідроприводів”. / П.М. Андренко, І.П. Гречка та ін. – Х.: НТУ “ХП”, 2003. – 72 с.
19. Методичні вказівки з виконання бакалаврського проекту (роботи) для студентів економічного факультету спеціальності 6.050107 “Економіка підприємств”, денної та заочної форм навчання / А.І. Яковлев. – Х. : НТУ “ХП”, 2007. – 28 с.
20. Объемные гидравлические приводы / Башта Т.М., Зайченко И.З., Ермаков В.В. и др. ; под ред. Т.М. Башты. – М.: Машиностроение, 1968. – 628 с.
21. ООО “ТЕХРЕЗЕРВ-УКРАИНА”. Прайс лист : [Электронный ресурс] // Режим доступа : kharkov@tchrezerv.ru, www.tchrezerv.ru.
22. Планування та обробка результатів випробувань гідропневмо-систем : навч. посібник / Коваленко А.О., Сьомін Д.О., Роговий А.С., Пілавов М.В. – Луганськ: Вид-во СНУ ім. В. Даля, 2011. – 216 с.
23. Подураев Ю.В. Принципы построения и современные тенденции развития мехатронных систем / Ю.В. Подураев, В.С. Кулешов // Мехатроника. – М.: Машиностроение, 2000. – № 1. – С. 5-10.
24. Попов Е.П. Динамика систем автоматического регулирования / Е.П. Попов. – М.: Гос. изд. техн.-теорет. лит., 1954. – 798 с.

25. Проектирование и изготовление гидроприводов машин с учетом обеспечения минимального шума : метод. рекомендации. – М.: НИИмаш, 1979. – 55 с.
26. Рабочие жидкости систем гидропривода: учеб. пособие / В.А. Трофимов, О.М. Яхно, А.П. Губарев, Р.И. Соломин. – К.: НТУУ “КПИ”, 2009. – 184 с.
27. Рикуніч Ю.М. Визначення парметричних запасів працездатності електромагнітних клапанів. / Ю.М. Рикуніч, О.Є. Ситніков, Г.Й. Зайончковський // Промислова гідравліка і пневматика. – Вінниця: ВДАУ, 2011 – №4(34). – С. – 50 – 54.
28. Свешников В.К. Новейшие гидроприводы стационарных машин. / В.К. Свешников // Гидравлика & Пневматика, 2005. – №20. – С. 3-11. : [Электронный ресурс] // – Режим доступа: [http:// www.hap.ru](http://www.hap.ru)
29. Система показателей качества продукции. Гидроприводы объемные, пневмоприводы, и смазочные системы. Номенклатура показателей: ГОСТ 4.37-90. Введен в действие 1990-06-09. – М.: Изд-во стандартов, 1990. – 39с.
30. Сырицын Т.А. Надежность гидро – и пневмопривода \ Т.А. Сырицын. – М.: Машиностроение, 1981. – 216 с.
31. Сырицын Т.А. Эксплуатация и надежность гидро – и пневмоприводов / Т.А. Сырицын. – М.: Машиностроение, 1990. – 248 с.
32. Финкельштейн З.Л. Эксплуатация гидравлического оборудования : учеб. пособ. / З.Л. Финкельштейн. – Алчевск: ДонГТУ, 2008. – 123 с.
33. Яковлев А.І. Соціально-економічна ефективність за умов ринку : навч. посібник / А.І. Яковлев. – К.: ІСДО, 1994. – 228 с.
34. Яковлев А.І. Надійність занурю вальних асинхронних електродвигунів та їхня економічна ефективність / А.І. Яковлев, Ю.М. Стеценко, Ю.Ю. Стеценко – Х. : Бурун Книга. – 2007. – 96 с.
35. Andrenko P. Some aspects of designing hydraulic valves with dither linearization / P. Andrenko // Hydraulika a Pneumatika. – 2003. – № 4. – P. 5-7.
36. Kollek W. Wplyw parametrow eksploatacyjnych pomp zebatych na wspolczynnik wypromieniowania gzwieku / W. Kollek // II Konferencja pneumatyczne I hydrauliczne elementy automatyki przemyslowej, 1981. – Warszawa, 1981. – S. 473 – 478.
37. Pizon A. Stan aktualny i tendensje rozwojowe hydraulicznych urzadzen automatyki / A. Pizon // XI Krajowa konferencja automatyki. 17-20 wrzesnia, 1991 r. Bialystok – Bialowieza : Referaty – Bialystok: PPB, 1991. Tom 1. – S. – 99 – 109.

НАВЧАЛЬНЕ ВИДАННЯ

*Фінкельштейн Зельман Лазаревич
Андренко Павло Миколайович
Дмитрієнко Ольга Вячеславівна*

НАДІЙНІСТЬ ТА ЕКСПЛУАТАЦІЯ ГІДРОМАШИН ТА ГІДРОПРИВОДІВ

Навчальний посібник

В авторській редакції

Комп'ютерна верстка Дмитрієнко О.В.

Підп. до друку 02.10.2013. Формат 60×84¹/₁₆. Папір офс.
Друк RISO. Ум. друк. арк. 12,5 Зам. № 215. Пробний наклад 10 пр.
Видавництво не несе відповідальність за зміст матеріалу, наданого автором до друку.

Видавець та виготівник:
Донбаський державний технічний університет
пр. Леніна, 16, м. Алчевськ, Луганська обл., 94204.
Web-site: <http://www.dmmi.edu.ua> E-mail: info@dmmi.edu.ua
(Видавництво «ЛДДО», каб.2113, 2-58-59
Web-site: <http://www.testlado.com.ua>)
Свідоцтво Держкомтелерадіо серія ДК, №2010 від 12.11.2004