

ке и внедрению системы рейтингового оценивания качества деятельности профессорско-преподавательского состава. Рекомендуется руководителям и специалистам, занимающимся проблемами оценки качества в системе высшего профессионального образования.

Рейтинг, преподаватель, педагогическая нагрузка, нормативы, виды работ, коэффициенты, заработная плата, базовый должностной оклад, мотивация

УДК 62-192÷621

ПОБУДОВА МОДЕЛЕЙ І ПРОГНОЗУВАННЯ МЕХАНІЧНОЇ НАДІЙНОСТІ ПРИ ДЕГРАДАЦІЙНИХ ВІДМОВАХ

***О. С. Гринченко, доктор технічних наук
Харківський національний технічний університет сільського господарства імені Петра Василенка***

Розглянуто загальний підхід до вирішення проблеми побудови інвертуємих стохастичних моделей механічної надійності у випадку параметричних деградаційних відмов. Запропоновані методи ілюструються реальним прикладом прогнозування довговічності при зношуванні.

Деградаційна відмова, прогнозування надійності, стохастична модель.

Постановка проблеми. Параметричні деградаційні відмови, які проявляються в процесі експлуатації мобільних машин, в основному відносяться до категорії часткових, тобто таких, які відразу після виникнення не призводять до неможливості функціонування об'єкта, але порушують його працездатність. Прикладами параметричних відмов у машинах є різні розрегулювання, ослаблення затягування різьбових з'єднань; численні відмови, обумовлені зношуванням сполучень та ін. Кожнатака відмова пов'язана з виходом одного або декількох параметрів стану об'єкта за межі, встановлені нормативно-технічною документацією. У силу специфіки параметричних відмов при зазвичай використовуваному в практиці прискореної оцінки надійності дискретному контролі параметрів точно зафіксувати моменти їх виходу на граничний рівень, як правило, не вдається. Крім того, при широко поширеному способі збору інформації методом одноразових обстежень партії машин в експлуатації і, особливо

© О. С. Гринченко, 2015

на ремонтних підприємствах, попарна відповідність між величинами параметра та напрацювання при контролі не завжди може бути встановлено. Статистичні дані в цьому випадку являють собою відповідні один одному вибірки попарно не пов'язаних між собою значень параметрів і напрацювання. При наявності таких даних побудова та оцінка параметрів прогнозуючих моделей надійності не може бути виконана традиційними для прикладної статистики регресійними методами і вимагає спеціального аналізу.

Проблема прискореної оцінки і прогнозування надійності елементів машин при параметричних відмовах не вичерпується питаннями вдосконалення методів статистичного аналізу дискретних даних із зазначеними вище особливостями. Не менш важливі питання комплексного використання при прогнозі результатів випробувань дослідних зразків і експлуатаційних даних про процес деградації у конструктивного аналога-попередника, що випускається серійно. Це вимагає побудови відповідних стохастичних моделей, що дозволяють вирішувати як пряму задачу прогнозування розподілу ресурсу елемента при проектуванні, так і здійснювати інверсію, оцінюючи характеристики деградаційної процесу за інформацією про параметричну надійність аналога.

Аналіз останніх досліджень. Питання прикладного аналізу дискретних даних про зношування, що є основним деградаційним процесом в машинах, розглядаються в багатьох роботах [1-4]. Метою цієї статті є вдосконалення методики побудови інвертируємих моделей прогнозування параметричної надійності, що дозволяють комплексно і ефективно використовувати неоднорідні дискретні дані про монотонні деградаційні процеси, об'єднуючи інформацію зі сфер експлуатації, ремонту та випробувань дослідних зразків.

Результати досліджень. Інвертируєма модель надійності при параметричних відмовах у випадку одного параметра, що визначає технічний стан, може включати три складові: нестационарну випадкову функцію, що описує одновимірний деградаційний процес зміни параметра; розподіл випадкового граничного рівня U , до якого допрацьовує об'єкт; розподіл випадкового напрацювання об'єкту до досягнення параметром стану випадкового граничного рівня. Формування напрацювань t вважатимемо, що відбувається в результаті перших перехресть випадковими реалізаціями деградаційного процесу випадкових граничних рівнів параметра U .

Розглянемо деградаційні процеси з монотонними реалізаціями (тільки зростаючими або тільки убуючими) і в якості основної ймовірнісної характеристики використовуємо одновимірну умовну щільність розподілу параметра $f_1(U/t)$, відповідну постійному значенню напрацювання $t = const$. Одновимірну умовну щільність розподілу

напрацювання, відповідну постійному значенню параметра $U = \text{const}$, позначимо $\bar{f}_1(t/U)$. При монотонних реалізаціях деградаційної процесу для будь-якої пари фіксованих значень t і U справедливі співвідношення:

- при зростаючих реалізаціях:

$$\int_0^U f_1(U/t) dU = 1 - \int_0^t \bar{f}_1(t/U) dt; \quad (1)$$

- при убуючих реалізаціях:

$$\int_0^U f_1(U/t) dU = \int_0^t \bar{f}_1(t/U) dt.$$

Якщо вважати, що реалізації деградаційної процесу не залежать від випадкового граничного рівня параметра, що має щільність розподілу $f_2(U)$, то при зростаючих реалізаціях деградаційної процесу щільність розподілу напрацювання об'єкта до випадкового граничного рівня параметра визначається виразом

$$f_3(t) = -\frac{d}{dt} \left\{ \int_0^\infty f_2(U) \left[\int_0^U f_1(U/t) dU \right] dU \right\}. \quad (2)$$

При цьому передбачається, що умовна щільність розподілу параметра стану $f_1(U/t)$ є функцією напрацювання, що підлягає диференціюванню.

Розглянемо варіант завдання щільності розподілу $f_1(U/t)$ законом Вейбулла з позитивною монотонно зростаючою функцією параметра масштабу $a(t)$:

$$f_1(U/t) = \frac{\epsilon}{a(t)} \left(\frac{U}{a(t)} \right)^{\epsilon-1} \cdot e^{-\left(\frac{U}{a(t)}\right)^\epsilon}. \quad (3)$$

Тоді, як впливає з (1), відповідна умовна щільність розподілу наробітку до досягнення параметром фіксованого значення U_n буде визначатися виразом

$$\bar{f}_1\left(\frac{t}{U_n}\right) = \epsilon \left[1 - e^{-\left(\frac{U_n}{a(o)}\right)^\epsilon} \right]^{-1} \left[\frac{U_n}{a(t)} \right]^\epsilon \cdot e^{-\left(\frac{U_n}{a(t)}\right)^\epsilon} \cdot \frac{d}{dt} [\ln a(t)], \quad (4)$$

де: $a(o)$ – величина параметра масштабу при $t = 0$.

Якщо розглядати в якості параметру стану знос сполучення, то функцію параметра масштабу можна задати у вигляді $a(t) = c \cdot t^\nu$, де показник ступеня ν залежить від виду сполучення, для багатьох вузлів тертя близький до одиниці і досить добре відомий [5]. Тоді з (4) випливає, що щільність розподілу $\bar{f}_1\left(\frac{t}{U_n}\right)$ має вигляд:

$$\bar{f}_1\left(\frac{t}{U_n}\right) = \frac{\epsilon \cdot \nu}{t} \left(\frac{U_n}{c \cdot t^\nu}\right)^\epsilon \cdot e^{-\left(\frac{U_n}{c \cdot t^\nu}\right)^\epsilon} \quad (5)$$

і відповідає відомому закону Фреше.

У цього закону середнє значення \bar{t} і коефіцієнт варіації V_t визначаються з виразів

$$\bar{t} = \left(\frac{U_n}{c}\right)^{1/\nu} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\epsilon \cdot \nu}\right), \quad \text{при } \epsilon \nu > 1; \quad (6)$$

$$V_t = \frac{\left[\Gamma\left(1 - \frac{2}{\epsilon \nu}\right) - \Gamma^2\left(1 - \frac{1}{\epsilon \nu}\right)\right]^{1/2}}{\Gamma\left(1 - \frac{1}{\epsilon \nu}\right)}, \quad \text{при } \epsilon \nu > 2 \quad (7)$$

Гамма-відсоткове напрацювання в цьому випадку визначається за формулою:

$$t_\gamma = \left(\frac{U_n}{c}\right)^{1/\nu} \left[\ln\left(\frac{1}{1-\gamma}\right)\right]^{-1/\epsilon \nu}, \quad (8)$$

де γ – задана ймовірність неперевищення рівня U_n .

Якщо постійний граничний рівень параметра стану U_n і коефіцієнти ϵ і ν функції параметра масштабу задані, а також відомий параметр форми α , що характеризує розсіювання деградаційної процесу, то формули (6), (7) і (8) дозволяють вирішувати пряму задачу прогнозування, розраховуючи основні показники довговічності по параметричним відмовам. Проте на стадії проектування оцінка величин ϵ і ν у багатьох випадках викликає труднощі. У зв'язку з цим розглянемо інші складові інвертируємої моделі параметричної надійності. За умови, що випадковий граничний рівень параметра має узагальнений гамма-розподіл з щільністю:

$$f_2(U) = \frac{\epsilon}{\Gamma(\alpha) \cdot a_u} \left(\frac{U}{a_u}\right)^{\alpha \epsilon - 1} \cdot e^{-\left(\frac{U}{a_u}\right)^\epsilon}, \quad (9)$$

з (2) з урахуванням (3) при $a(t) = c \cdot t^\nu$ отримаємо вираз для щільності розподілу напрацювання у вигляді:

$$f_3(t) = \frac{\alpha \epsilon \nu \left(\frac{c}{a_u}\right)^{\epsilon \alpha} \cdot t^{\epsilon \nu \alpha - 1}}{\left[\left(\frac{c}{a_u}\right)^\epsilon \cdot t^{\epsilon \nu} + 1\right]^{\alpha + 1}}. \quad (10)$$

Щільність (10) відповідає одному з варіантів розподілу Берра, описаного в [6]. Як впливає з виразів (9) і (10) щільності розподілів випадкового рівня параметра і відповідного напрацювання містять всі характеристики деградаційної процесу, що дозволяє проводити їх статистичну оцінку, використовуючи вибірки попарно не пов'язаних між собою значень U і t . У цьому виявляється властивість інвертируємості розглянутої стохастичної моделі параметричної надійності.

Практично це дає можливість спільно використовувати при її побудові неоднорідні дані, одержувані з різних джерел. Так, маючи вибірки попарно не пов'язаних між собою даних U_i і t_i про аналог, отриманих зі сфери ремонту, можна об'єднати їх з попарно пов'язаними результатами $(U_i^*; t_i^*)$ скорочених випробувань дослідних зразків нового (модернізованого) об'єкта, використовуючи спільну функцію правдоподібності виду:

$$L = \sum \ln f_1\left(\frac{U_i^*}{t_i^*}\right) + \sum \ln f_2(U_i) + \sum \ln f_3(t_i) \quad (11)$$

При оцінці параметрів інвертируємої моделі слід використовувати прямий пошук максимуму функції правдоподібності (11) із застосуванням, наприклад, комп'ютерного математичного пакета Mathcad, що містить вбудовану функцію Розгорнути, реалізуючу градієнтний чисельний метод пошуку екстремуму.

Таким способом була проведена оцінка характеристик процесу зношування шліців півосей задніх мостів трактора Т-150К за даними разового обстеження на ремонтних підприємствах, що представляють собою вибірки попарно не зв'язаних напрацювань t_i (в тис. мото-год): 2; 3,36 (3); 3,5 (5); 3,64 (2); 4 (2); 4,4; 4,5; 5; 5,2; 6; і спрацювань U_i шліців (в мм): 0,16; 0,18 (3); 0,24 (4); 0,26 (7); 0,28 (3); 0,32 (2); 0,33; 0,34 (2); 0,35 (2); 0,36. У дужках вказано число значень, що повторюються.

При заданому показнику ступеня $\nu = 1$, чисельний пошук максимуму функції (11) по іншим чотирьом параметрам розподілів (9) і (10) дав наступні результати:

$$a_u = 0,319 \text{ мм}; \quad \epsilon = 8,3; \quad c = 0,0778 \text{ мм/тис. мото-год}; \quad \alpha = 0,6346.$$

Розрахунок за формулами (6) і (8) дає при $U_n = 0,76$ мм прогнозовані показники довговічності: середній ресурс $\bar{t} = 10,6$ тис. мото-год; 90 % ресурс $t_{0,9} = 8,84$ тис. мото-год.

Висновок. Побудова інвертируємих стохастичних моделей параметричної надійності елементів машин при монотонних деградаційних процесах дає можливість комплексно використовувати різнорідну дискретну статистичну інформацію, що отримується шляхом разових обстежень та скорочених випробувань на стадії випуску дослідних зразків. Розвиток і вдосконалення пропонованого підходу має дати можливість ефективно проводити прогнозування параметричної надійності на стадії проектування.

Список літератури

1. *Методика* обработки результатов испытаний по малой выборке при стационарном изнашивании с использованием информации о динамике процесса накопления износа. ВНИИНМАШ. – Горький, 1975. – 24 с.
2. *Гринченко А. С.* Оценка и прогнозирование показателей надежности в случае параметрических отказов / *А. С. Гринченко* // Прогнозирование и повышение

надежности сельскохозяйственной техники: Сб. н. тр. МИИСП. – М., 1980. – С. 19–25.

3. *Методика* оценки ресурса деталей машин по статистическим данным об их изнашивании в условиях эксплуатации / [С. П. Козырев, Л. М. Лельчук, М. Е. Марон, Н. И. Селезнев, М. Я. Франкштейн]// В кн.: Теория и практика расчетов деталей машин на износ. – М.: Наука, 1983. – С. 135–141.

4. *Полисский А. Я.* Оценка ресурса деталей двигателей типа СМД по информации, полученной на ремонтных предприятиях / А. Я. Полисский, П. С. Сыромятников // Прогрессивные методы восстановления изношенных деталей сельскохозяйственных машин: Сб. н. тр. УСХА. – Киев, 1988. – С. 56–63.

5. *Михлин В. М.* Прогнозирование технического состояния машин / В. М. Михлин. – М.: Колос, 1976. – 288 с.

6. *Кендалл М.* Теория распределений / М. Кендалл, А. Стьюарт. – М.: Наука, 1966. – 588 с.

Рассмотрен общий подход к решению проблемы построения инвертируемых стохастических моделей механической надежности в случае параметрических деградационных отказов. Предложенные методы иллюстрируются реальным примером прогнозирования долговечности при изнашивании.

Деградационный отказ, прогнозирование надежности, стохастическая модель.

General approach to the decision of problem of construction of the inverted models of mechanical reliability in the case of degradation refusals is considered. The offered methods are illustrated by the real example of prognostication of longevity at the wear.

Degradation refusals, reliability of forecasting, stochastic model.

УДК 631.1

РОЗРОБКА МЕТОДИКИ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЯКОСТІ РІЗЬБОВИХ З'ЄДНАНЬ ЗЕРНОВИХ СІВАЛОК

***В. Д. Войтюк, В. І. Рубльов, доктори технічних наук
В. Г. Опалко, здобувач***

В статті представлена методика оцінки якості показників різьбових з'єднань зернових сівалок типу СЗ-3,6А і наведені результати досліджень.

Зернові сівалки, різьбові з'єднання, нормативні документи, якість.

© В. Д. Войтюк, В. І. Рубльов, В. Г. Опалко, 2015