

Роговський І.Л.
Національний університет біоресурсів і
природокористування України
E-mail: rogovskii@nubip.edu.ua

МЕТОДИЧНІ ПОЛОЖЕННЯ ВИЗНАЧЕННЯ
ЙМОВІРНІСТІ БЕЗВІДМОВНОЇ РОБОТИ
САМОХІДНИХ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ
МАШИН

УДК 631.04.001

Роговський І.Л. *«Методичні положення визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин»*

В статті розкрито проблематику пошуку алгоритму методичного положення визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин і, насамперед, як показника експлуатаційної надійності складної технічної системи. В роботі наведено, що при досить великій статистиці середнє значення параметру потоку відмов агрегату самохідних сільськогосподарських машин прагне до математичного сподівання і параметру потоку відмов допустимо надати цей статус. Внаслідок процедур, передбачених при технічному обслуговуванні самохідних сільськогосподарських машин, параметри потоків відмов агрегатів систем сільськогосподарських машин підтримуються на постійному рівні. Більше того, верхні межі параметрів потоків відмов обмежуються нормативами, а таким чином, однозначно пов'язані з параметром потоку відмов. В статті наведені результати, які дають підстави для сумнівів як у правомірності побудови експоненціальної моделі визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин, так і в можливості її використання в розрахунках показників безвідмовності, а також переконують в неправомірності використання умовних ймовірностей і умовних щільностей в математичних моделях ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин. Задача вирішувалась чисельним методом. В роботі показана блок-схема алгоритму виявлення циклічних структур програмного комплексу для практичної реалізації запропонованих алгоритмів виявлення спеціальних структур на контрольній карті Хотеллінга. Програмний комплекс призначений для діагностики порушень при базатовимірному статистичному контролі технологічного процесу втрати працездатності самохідних сільськогосподарських машин. Вихідні дані – результати спостережень за параметрами процесу – включають кількість параметрів, кількість спостережень у вибірці, кількість вибірок, результати вимірювань. Застосування запропонованого алгоритму для контролю процесу визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин підвищує його ефективність за кількістю спостережень, необхідних для виявлення порушення в діапазоні найбільш важливих для практики значень параметра нецентральності в діапазоні від 1 до 3 в 1,3–2,8 рази.

Ключові слова: безвідмовність, модель, машина, ймовірність, параметр, розподіл, щільність.

Роговский И.Л. *«Методические положения определения вероятности безотказной работы самоходных сельскохозяйственных машин»*

В статье раскрыта проблематика поиска алгоритма методического положения определения вероятности безотказной работы самоходных сельскохозяйственных машин и, прежде всего, как показателя эксплуатационной надежности сложной технической системы. В работе показано, что при достаточно большой статистике среднее значение параметра потока отказов агрегата самоходных сельскохозяйственных машин стремится к математическому ожиданию и параметра потока отказов допустим предоставить этот статус. Вследствие процедур, предусмотренных при техническом обслуживании самоходных сельскохозяйственных машин, параметры потоков отказов агрегатов систем сельскохозяйственных машин поддерживаются на постоянном уровне. Более того, верхние пределы параметров потоков отказов ограничиваются нормативами, а таким образом, однозначно связаны с параметром потока отказов. В статье приведены результаты, которые дают основания для сомнений как в правомірности построения экспоненциальной модели определения вероятности безотказной работы самоходных сельскохозяйственных машин, так и в возможности ее использования в расчетах показателей безотказности, а также убеждают в неправомірности использования условных вероятностей и условных плотностей в математических моделях вероятности безотказной работы самоходных сельскохозяйственных машин. Задача решалась численным методом. В работе показана блок-схема алгоритма выявления циклических структур программного комплекса для практической реализации предложенных алгоритмов выявления специальных структур на контрольной карте Хотеллинга. Программный комплекс предназначен для диагностики нарушений при многомерном статистическом контроле технологического процесса потери работоспособности самоходных сельскохозяйственных машин. Выходные данные – результаты наблюдений за параметрами процесса – включают количество параметров, количество наблюдений в выборке, количество выборок, результаты измерений. Применение предложенного алгоритма для контроля процесса определения вероятности безотказной работы самоходных сельскохозяйственных машин повышает его эффективность по количеству наблюдений, необходимых для выявления нарушения в диапазоне наиболее важных для практики значений параметра нецентральности в диапазоне от 1 до 3 в 1,3–2,8 раза.

Ключевые слова: безотказность, модель, машина, вероятность, параметр, распределение, плотность.

I.L. Rogovskii «Methodical provisions for determining the probability of failure-free operation of self-propelled agricultural machines»

The article reveals the problem of finding the algorithm of the methodological position for determining the probability of failure-free operation of self-propelled agricultural machines and, above all, as an indicator of operational reliability of a complex technical system. In the paper it is given that at rather big statistics the average value of parameter of a stream of failures of the unit of self-propelled agricultural machines aspires to mathematical expectation and parameter of a stream of failures it is admissible to give this status. Due to the procedures provided for the maintenance of self-propelled agricultural machinery, the parameters of the failure flows of the units of agricultural machinery systems are maintained at a constant level. Moreover, the upper limits of the failure flow parameters are limited by the regulations, and thus are uniquely related to the failure flow parameter. The article presents result that give grounds for doubt both in the legitimacy of constructing an exponential model for determining the probability of failure-free operation of self-propelled agricultural machines, and in the possibility of its use in the calculation of failure rates, and also convince in the illegality of conditional probabilities and conditional densities trouble-free operation of self-propelled agricultural machines. The problem was solved by numerical method. The paper shows a block diagram of the algorithm for detecting cyclic structures of the software package for the practical implementation of the proposed algorithms for detecting special structures on the control chart of Hotelling. The software package is designed to diagnose violations in multidimensional statistical control of the technological process of disability of self-propelled agricultural machinery. The initial data – the results of observations of process parameters – include the number of parameters, the number of observations in the sample, the number of samples, the measurement results. The application of the proposed algorithm to control the process of determining the probability of failure of self-propelled agricultural machines increases its efficiency by the number of observations required to detect violations in the range of most important for practice values of non-centrality in the range from 1 to 3 in 1.3–2.8 times.

Key words: failure, model, machine, probability, parameter, distribution, density.

Вступ

Одним з напрямків забезпечення безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин при агропромисловому виробництві сільськогосподарських культур є статистичний контроль процесу втрати працездатності. При контролі незалежних параметрів досліджуваного процесу нормативи передбачають застосування карт Шухарта і кумулятивних сум. У разі контролю декількох корельованих параметрів безвідмовності самохідних сільськогосподарських машин рекомендуються до використання карти Хотеллінга і багатовимірних експоненціально зважених середніх, а також їх модифікації.

Актуальність проблеми

Різні наукові праці зарубіжних і вітчизняних авторів розглядають застосування методів статистики для проведення контролю технологічних процесів втрати працездатності самохідних сільськогосподарських машин. Виявлення порушень процесу, як правило, проводиться на основі виходу контрольованої статистики за задані межі карти. В той же час, для одновимірного контролю широко використовуються і інші критерії, зокрема, пошук структур спеціального виду на карті Шухарта: якщо на карті має місце структура, ймовірність появи якої може наблизитися до ймовірності виникнення відмови, то це свідчить про порушення процесу експлуатації.

Використовуються і карти з попереджувальними межами: потрапляння кількох точок між кордонами також вказує на порушення процесу експлуатації самохідних сільськогосподарських машин. Сучасна комп'ютерна техніка та програмне забезпечення дозволяють застосувати аналогічні підходи і при багатовимірному статистичному контролі процесу втрати працездатності самохідних сільськогосподарських машин.

Актуальність проблеми підтверджується постійним зростанням в останні десятиліття кількості публікацій з різних аспектів багатовимірних методів статистичного контролю втрати працездатності самохідних сільськогосподарських машин в зарубіжних і вітчизняних виданнях.

Це наукові праці з вдосконалення контролю шляхом використання карт на головних компонентах, на регресійних залишках, зміни режимів технологічного процесу при зміні

нормального розподілу контрольованих параметрів безвідмовності самохідних сільськогосподарських машин.

Аналіз останніх досліджень

У розрахунках надійності самохідних сільськогосподарських машин та інших критичних по надійності складних технічних систем агропромислового комплексу [1], при моделюванні надійності агрегатів, для визначення функції ймовірності безвідмовної роботи $p(t)$ використовується експоненціальний розподіл [2]:

$$p(t) = e^{-\omega t}, \quad (1)$$

де: ω – параметр потоку відмов агрегату самохідних сільськогосподарських машин, який визначається за планом випробувань [3] відновлюваних агрегатів і дорівнює середньому значенню числа відмов в одиницю часу t .

При досить великій статистиці середнє значення параметру потоку відмов агрегату самохідних сільськогосподарських машин прагне до математичного сподівання і параметру потоку відмов ω допустимо надати цей статус.

Внаслідок процедур, передбачених при технічному обслуговуванні самохідних сільськогосподарських машин, параметри потоків відмов агрегатів систем сільськогосподарських машин підтримуються на постійному рівні [4]. Більш того, верхні межі параметрів потоків відмов обмежуються нормативами, а таким чином, однозначно пов'язані з параметром потоку відмов.

Експоненціальна модель ймовірності відмови самохідних сільськогосподарських машин $q(t)$ являє собою загальновідому монотонно зростаючу функцію часу (рис. 1):

$$q(t) = 1 - e^{-\omega t}. \quad (2)$$

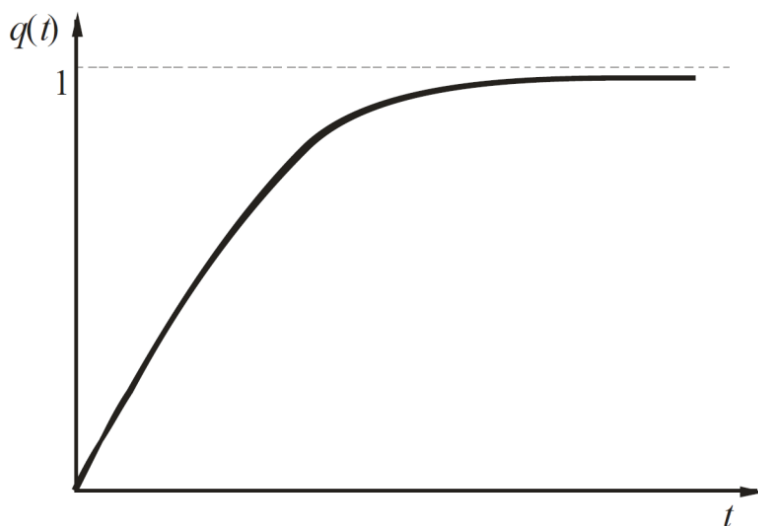


Рис. 1. Графічна інтерпретація моделі ймовірності відмови самохідних сільськогосподарських машин за виразом (2)

В агропромисловості, у відповідності до норм і нормативів, ймовірність відмов агрегатів самохідних сільськогосподарських машин нормуються в ймовірностях відмов за годину, яка призводить до відмов різної групи складності [5]. Тому година є величиною третього-четвертого порядку малості у порівнянні з математичним очікуванням сезонного наробітку самохідних сільськогосподарських машин. Тоді ймовірність відмови за годину $q(1)$ може бути визначена у виді похідної за виразом (2) наступним чином (рис. 2):

$$q(1) = \omega \cdot e^{-\omega t}. \quad (3)$$

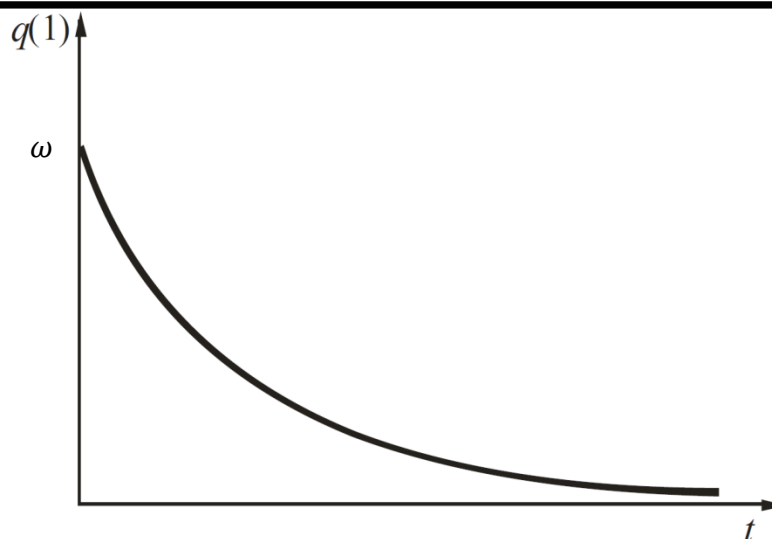


Рис. 2. Графічна інтерпретація моделі ймовірності відмови за годину експлуатації самохідних сільськогосподарських машин за виразом (3)

Зменшення ймовірності відмови за годину в функції часу експлуатації самохідних сільськогосподарських машин протирічить, по-перше незалежності математичного очікування кількості відмов за годину, яка рівна ω , від часу експлуатації машини; по-друге, інженерній практиці, так як в процесі експлуатації самохідних сільськогосподарських машин в їх системах неминуче розвиваються деградаційні процеси, і ймовірність відмови за годину ніяк не може зменшуватись [6].

На практиці таку ймовірність можна підтримувати технічним обслуговуванням самохідних сільськогосподарських машин на визначеному рівні [7]. Подібні дослідження з неадекватності експоненціальної моделі фактичним процесам зміни показників безвідмовності агрегатів сільськогосподарських машин розглянуто професором Козаченком О. В. [2].

Таким чином [8], доцільно розглянути процедури побудови математичних моделей, представлених експоненціальним розподілом, заснованих на використанні умовних ймовірностей і умовних щільностей ймовірностей, які застосовуються в науковій літературі [9].

Математичні моделі агрегатів самохідних сільськогосподарських машин в теорії надійності представлені в формі інтегральних функцій ймовірностей безвідмовної роботи $p(t)$, ймовірності відмов $q(t)$ і їх щільності ймовірностей (диференціальних функцій) $f(t)$.

У багатьох європейських джерелах в області надійності складних технічних систем [10] умовна ймовірність безвідмовної роботи на відрізу часу $[t_a; t_b]$, ($t_a < t_b$) визначена, як ймовірність безвідмовної роботи на момент t_b , якщо до моменту часу t_a відмови не було, і має вигляд:

$$p(t_b/t_a) = \frac{p(t_b)}{p(t_a)}. \quad (4)$$

Однак, в наведеному виразі (3) формулювання не відповідає виразу (4), оскільки, якщо до моменту t_a відмови не було, то ймовірність безвідмовної роботи на ділянці $[0; t_a]$ $p(t_a) = 1$. В роботі [7] представлено більш коректне формулювання, в якій відсутність відмови до моменту часу t_a визначено з певною ймовірністю $p(t_a)$. Вираз (4) отримано з таких міркувань. Подія A визначає безвідмовну роботу агрегату за час $[0; t_a]$, а подія B – безвідмовну роботу за $[0; t_b]$. Тоді ймовірність спільного події $A \cdot B$ має вигляд:

$$p(A \cdot B) = p(A) \cdot p(B/A), \quad (5)$$

тобто дорівнює добутку ймовірності події A на умовну ймовірність події B за умови, що A сталося. У зв'язку з цим прийнято, що подія A поглинається подією B , тобто якщо відбулася подія B , то сталося і подія A . Отже, замість (5) можна записати:

$$p(B) = p(A) \cdot p(B/A), \quad (6)$$

Виконавши перехід подій від часу t_a і t_b , отримаємо:

$$p(t_b) = p(t_a) \cdot p(t_b/t_a), \quad (7)$$

звідси умовну ймовірність ототожнюється виразу (4).

Некоректність наведеного міркування полягає в тому, що події A і B прийняті як визначальні безвідмовної роботи за час $[0; t_a]$ і від $[0; t_b]$ відповідно, але не визначено з якими ймовірностями. Вираз (6) отримано в припущенні, що відбулася подія B і подія A . В разі якщо ймовірність безвідмовної роботи $p(t_b) \neq 1$, то подія B не обов'язково поглинає подію A . Але якщо мали місце події безвідмовної роботи при зміні часу від $[0; t_a]$ до $[0; t_b]$, то ймовірності їх реалізації $p(B) = p(A) = p(t_b) = p(t_a) = 1$. Тоді, неясно, що визначають вирази (4), (6) і (7).

Є ще один аспект цієї проблеми. Інтегральна функція ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин $p(t)$, для якої визначається умовна ймовірність $p(t_b/t_a)$ будується за результатами випробувань великої групи однотипних самохідних сільськогосподарських машин. Одні з них відмовляють при менших значеннях часу, інші – при великих. Час, при якому самохідні сільськогосподарські машини відмовляли, визначається тільки їх власними властивостями. Тому на кількість і ймовірність відмови самохідних сільськогосподарських машин на відрізку $t_a < \tau < t_b$ не може вплинути кількість і ймовірність відмови агрегатів при $\tau < t_a$. В цьому і полягає умова відсутності післядії в потоці відмов самохідних сільськогосподарських машин внаслідок незалежності подій відмов самих машин. Виконання цієї умови виключає можливість визначення умовних ймовірностей.

В теорії ймовірностей ймовірність реалізації події на відрізку $t_a < \tau < t_b$, наприклад, ймовірність відмови визначена як приріст інтегральної функції на цьому відрізку:

$$q(\tau) = q(t_b) - q(t_a). \quad (8)$$

Цей вираз (8) також певним чином враховує умову реалізації відмови на відрізку τ , оскільки враховує можливість відмови при всіх $\tau < t_a$ з ймовірністю $q(t_a)$, але без порушення умови відсутності післядії. Оскільки ймовірність відмови $q(t) = 1 - p(t)$, перепишемо (8) в ймовірностях безвідмовної роботи:

$$p(\tau) = 1 + p(t_b) - p(t_a). \quad (9)$$

Порівнюємо значення ймовірностей безвідмовної роботи на відрізку τ , визначені за виразами (4) і (9). Оскільки ці вирази справедливі для будь-яких законів розподілу ймовірностей безвідмовної роботи, для простоти і наочності візьмемо розподіл з рівномірною щільністю ймовірності, при якому:

$$p(t) = 1 - \omega t, \quad (10)$$

Підставимо вираз (10) у (9) отримаємо:

$$p(\tau) = 1 - \omega \tau = \text{const}, \quad (11)$$

яка не залежить від положення відрізка τ на осі часу t .

У традиційній теорії надійності особливе значення відводиться умовній щільності ймовірності відмов, яка визначається як щільність ймовірності відмови в моменти часу $t \geq t_1$, за умови, що до моменту t_1 відмови не було.

Розглянемо міркування, що визначають правомірність умовної щільності ймовірності відмови, за яким передбачається, що самохідна сільськогосподарська машина пропрацювала част t_1 і в момент часу t_1 залишилась працездатною, тобто відмови немає (рис. 3). За час, що залишився $t > t_1$ самохідна сільськогосподарська машина повинна відмовити, тобто відмовити з ймовірністю, що дорівнює одиниці. Отже, площа під кривою щільності ймовірності $f(t)$, розташована правіше t_1 , чисельно повинна дорівнювати одиниці. Щоб виконувалася ця умова, всі ординати щільності $f(t)$, що лежать правіше t_1 , авторами запропоновано розділити на нормующее число, рівне значенню площі $f(t)$ на інтервалі від t_1 до ∞ , тобто саме на себе. Оскільки:

$$\int_{t_1}^{\infty} f(t) dt = 1 - \int_0^{t_1} f(t) dt = 1 - q(t_1) = p(t_1), \quad (12)$$

тоді

$$p(t/t_1) = \frac{f(t)}{p(t_1)}. \quad (13)$$

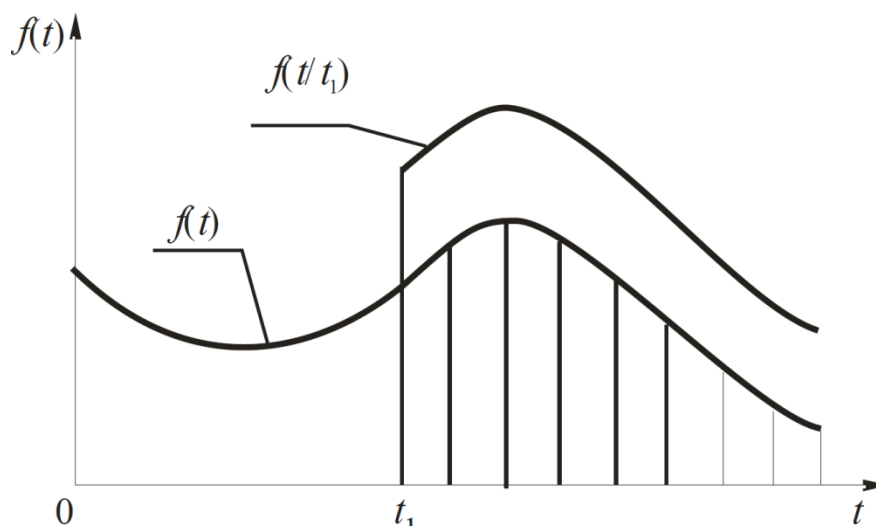


Рис. 3. Графічна інтерпретація моделі щільності ймовірності і умовної щільності ймовірності відмови самохідних сільськогосподарських машин

Проти такої форми визначення умовної щільності ймовірності за виразами (12) і (13) слід висловити ряд заперечень:

- по-перше, розглядається ймовірнісна задача (в ймовірнісному трактуванні) і в ній визначальною функцією (ймовірності відмови) є детерміністичне трактування. Передбачається, що при всіх $t > t_1$, відмови не було з ймовірністю, яка дорівнює одиниці, а положення t_1 на осі часу ніяк не обмежена;

- по-друге, щільність ймовірності відмови для окремої самохідної сільськогосподарської машини визначається із статистики випробувань великої групи таких машин і є розподілом, ординати якого визначені з досліду і не підлягають зміні навіть при необхідності формування умовної щільності;

- по-третє, як і при визначенні умовної ймовірності безвідмовної роботи проігноровано принцип відсутності післядії;

- по-четверте, в теорії ймовірностей визначення умовних ймовірностей і умовних щільностей ймовірностей передбачає наявність системи двох залежних випадкових величин.

В даному випадку випадкова величина – одна ймовірність безвідмовної роботи. Ймовірність відмови величина протилежна їй. При побудові умовної щільності ймовірності відповідно до розглянутої процедури пропонується ординати правіше точки t_1 збільшити, використовуючи нормують множник, визначений за умови, що до точки t_1 відмов не було. Але експериментально побудована щільність ймовірності може містити статистичну інформацію про те, що до точки t_1 відмови були. Виникає питання: на якій підставі експериментально побудована щільність ймовірності піддається трансформації, при якій до точки t_1 її ординати прирівнюються до 0, а після t_1 – збільшуються за допомогою нормують множника. Для теорії надійності це питання надзвичайно важливе, оскільки відповідь на нього характеризує правомірність визначення інтенсивності відмов $\lambda(t)$ і подальшої побудови математичної моделі ймовірності безвідмовної роботи агрегатів у вигляді експоненціального розподілу.

У роботах по надійності інтенсивність відмов $\lambda(t)$ визначається як миттєва умовна щільність ймовірності відмов:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{p(t)}. \quad (14)$$

Тут (14) щільність ймовірності відмов $f(t)$ при кожному поточному значенні t множиться на той же, що нормує множник $1/p(t)$, визначений на даний момент часу, а обмеження на вид розподілу $p(t)$ не накладається.

При стаціонарному пуассоновському потоці відмов математичне очікування кількості відмов в одиницю часу ω залишається постійним, а при використанні розподілу з рівномірною щільністю ймовірності, коли $q(t) = \omega \times t$, $f(t) = q'(t)$ чисельно дорівнює ω , тоді:

$$\lambda(t) = \frac{\omega}{1-\omega \cdot t}. \quad (15)$$

З (15) очевидно, що при стаціонарному потоці відмов $\lambda(t)$ не є постійною величиною і не може бути дорівнює ω . Разом з цим в [7] зазначається, що простий спосіб визначення постійної інтенсивності відмов $\lambda(t)$ полягає в підтримці постійним кількості машин в процесі випробувань, шляхом заміни тих, що відмовили. Але ця процедура випробувань відома як план випробувань відновлюваних машин, при якому визначається параметр потоку відмов ω , використаний нами в вираженні (15).

Крім того, в [5] зазначається, що в разі, коли відмови відбуваються у випадкові моменти часу, і середня кількість відмов на рівних відрізках часу не залежить від їх положення на осі часу, надійність машини визначається добре відомою експоненціальною залежністю (1).

Це твердження виключає можливість визначення умовної щільності ймовірності у вигляді виразів (13) і (14), з яких експоненціальний розподіл і отримано. Разом з цим, незалежність кількості відмов від положення відрізка на осі часу вказує на той факт, що відмови розподілені з рівномірною щільністю ймовірності.

Зміст таких визначень, як інтегральна функція ймовірності відмови $q(t)$, щільність ймовірності відмови $f(t)$, параметр потоку відмов ω , цілком зрозуміло. Який сенс поняття інтенсивності відмов $\lambda(t)$? Для чого знадобилося збільшувати в $1/p(t)$ раз значення щільності ймовірностей відмов $f(t)$, отримані зі статистичних матеріалів?

З виразу (14) після заміни в ньому $f(t)$ на $dp(t)/dt$, поділу змінних і інтегрування, отримують показниковий розподіл ймовірності безвідмовної роботи:

$$p(t) = e^{-\int_0^t \lambda(\tau) d\tau}. \quad (16)$$

Передбачається, що в разі стаціонарного процесу $\lambda(t) = const$, вираз (16) набуває вигляду експоненціального розподілу:

$$p(t) = e^{-\lambda t}. \quad (17)$$

Оскільки в вихідному виразі (14) обмеження на вид функцій $f(t)$ і $p(t)$ не накласти, то при довільних законах розподілу $f(t)$ і $p(t)$ інтенсивність $\lambda(t)$ постійної бути не може. Вираз (14) звертається в тотожність $\lambda(t) = 1$ тільки при підстановці $p(t)$ у вигляді (17) і $f(t)$ у вигляді похідної від неї. Але це і природно, оскільки (17) отримано з виразу (14).

Формування мети дослідження

Метою дослідження є пошук алгоритму методичного положення визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин. Практичним результатом буде обґрунтованість формування аналітичних положень для контролю процесу визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин.

Результати досліджень

Застосувавши (10) до (4), отримаємо вираз:

$$p(t_b/t_a) = p(\tau) = \frac{1-\omega \cdot (t_a+\tau)}{1-\omega \cdot t_a}. \quad (18)$$

Характер зміни $p(t_b/t_a)$ для $\omega = 0,1$ і $\tau = 1$ показаний на рис. 4. Звідси випливає, що умовна ймовірність безвідмовної роботи на відрізку t фіксованої довжини істотно нелінійна, що, при постійній щільності ймовірності відмови, представляється не виправданим.

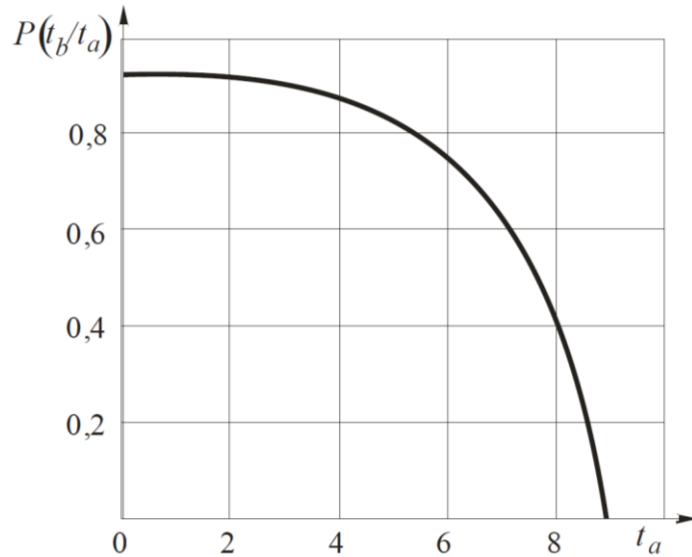


Рис. 4. Залежність умовної ймовірності відмови сільськогосподарських машин від координати початку при $\omega = 0,1$ і $\tau = 1$ за виразом (18)

При заміні в (16) $\lambda(t)$ на (12) і використанні в (12) розподілу з рівномірною щільністю ймовірності, знайдемо

$$p(t) = e^{-\int_0^t \frac{\omega}{1-\omega \cdot \tau} d\tau}. \quad (19)$$

Результати розрахунку $p(t)$, виконані за виразом (19), показані пунктирною лінією 2, і по інтегральній функції ймовірності безвідмовної роботи, відповідного розподілу з рівномірною щільністю $p(t) = 1 - \omega \cdot t$, при $\omega = 0,1$, наведені на рис. 5. Розбіжності результатів очевидні.

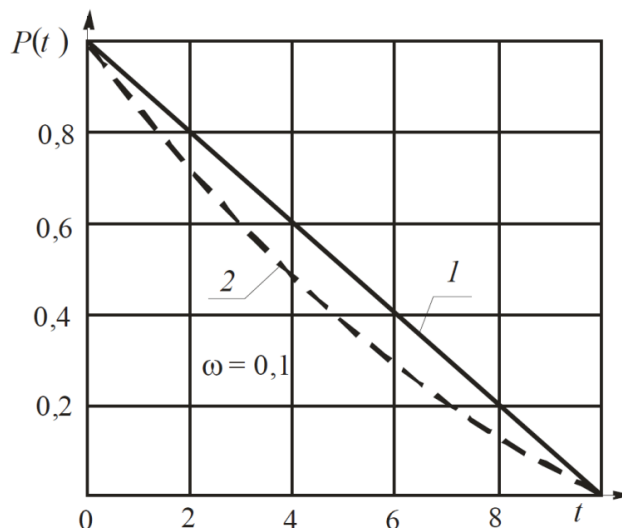


Рис. 5. Залежність ймовірності відмови сільськогосподарських машин від координати початку при $\omega = 0,1$ за виразом (19)

Наведені результати (рис. 4 і рис. 5) дають підстави для сумнівів як у правомірності побудови експоненціальної моделі визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин, так і в можливості її використання в розрахунках показників безвідмовності, а також переконують в неправомірності використання умовних ймовірностей і умовних щільностей в математичних моделях ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин. Задача вирішується чисельним методом.

На рис. 6 показана блок-схема алгоритму виявлення циклічних структур програмного комплексу для практичної реалізації запропонованих алгоритмів виявлення спеціальних структур на контрольній карті Хотеллінга.

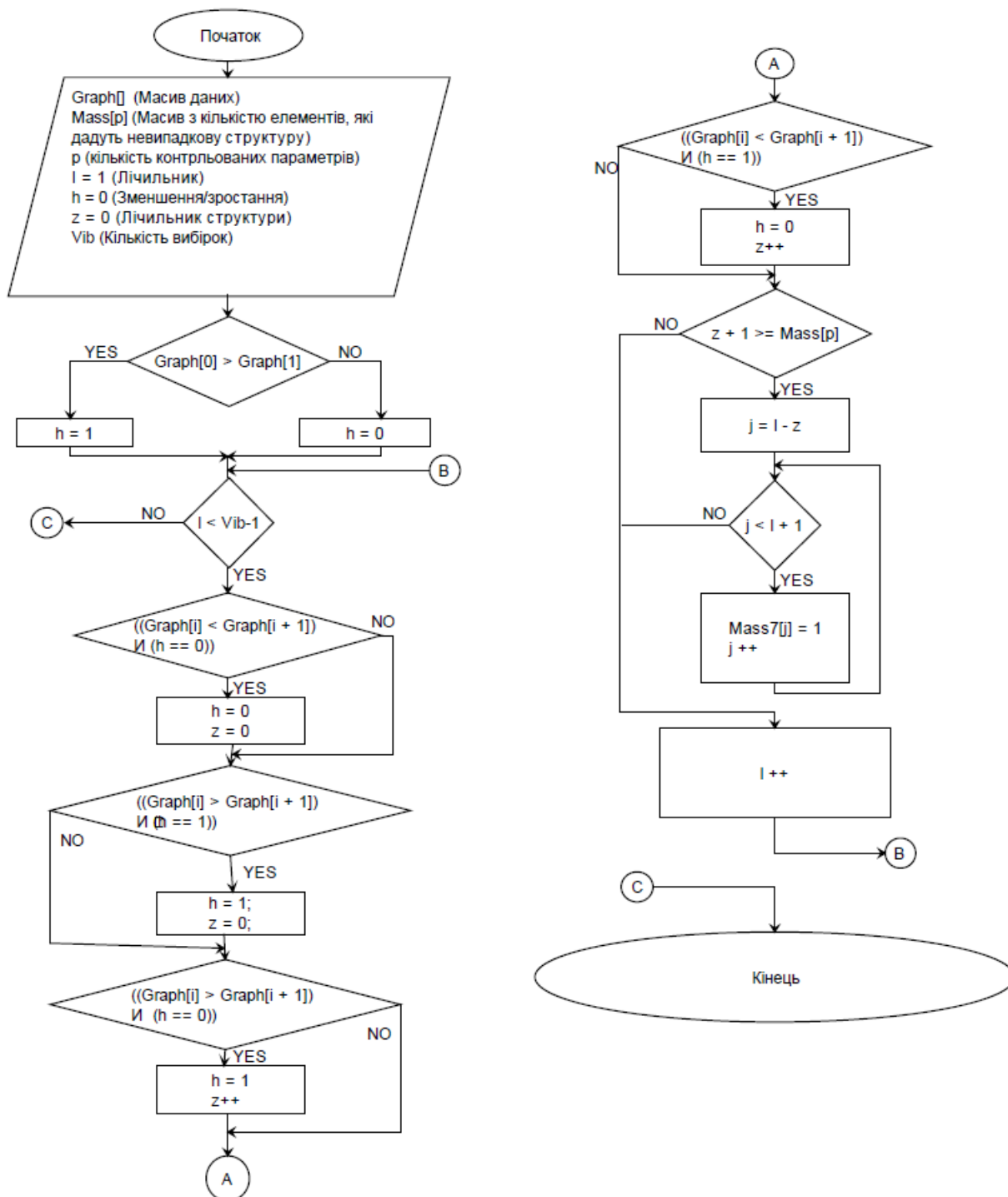


Рис. 6. Блок-схема алгоритму виявлення циклічності на карті Хотеллінга

Програмний комплекс призначений для діагностики порушень при багатовимірному статистичному контролі технологічного процесу втрати працездатності самохідних сільськогосподарських машин. Вихідні дані – результати спостережень за параметрами процесу – включають кількість параметрів, кількість спостережень у вибірці, кількість вибірок, результати вимірювань. Залежно від ступеня корельованості параметрів їх можна об'єднати в групи і будувати карти для кожної групи. Комплекс забезпечує діагностику процесу шляхом виявлення порушень, що виявляються у вигляді структур спеціального виду на звичайній карті Хотеллінга, а також у вигляді послідовності заданої кількості точок, розташованих між нормативними і контрольованими межами на карті з граничною межею. Розроблений програмний продукт має такі характеристики: тип операційної системи – Windows XP і вище; середовище розробки – C #; використані стандартні бібліотеки MS Visual Studio 2013; розмір програми – 3,42 Мбайт. Результат вирішення поставленої в статті мети представлено в табл. 1, де дано положення контрольної UCL і нормативної UWL меж карти в залежності від кількості контрольованих показників і кількості точок, розташування яких посліп між межами карти свідчить про порушення процесу, на рівні значимості 0,005.

Таблиця 1

Положення нормативної і контрольованої меж

Кількість контрольованих параметрів	Кількість точок підряд між межами					
	дві точки		три точки		чотири точки	
	UCL	UWL	UCL	UWL	UCL	UWL
2	12,39	5,70	13,29	3,60	14,10	2,55
4	14,89	7,44	15,35	5,12	15,60	3,87
6	17,82	8,84	18,29	6,31	18,63	5,95
8	19,48	10,52	20,79	7,70	21,19	7,64
10	21,77	11,79	22,69	8,87	23,00	8,79
12	23,74	13,27	24,58	10,15	24,98	9,91
14	25,72	14,74	26,26	11,43	26,83	10,83
16	27,69	16,22	27,73	12,71	28,54	11,56
18	28,40	17,61	28,97	13,94	30,08	12,08

На рис. 7 показані результати контролю 11 параметрів, розбитих на 3 групи, наведена карта з нормативним кордоном для другої групи параметрів. Значення, що визначають положення нормативної і контрольованої меж, складають відповідно $UWL=5,12$; $UCL=15,35$ (обрана карта, для якої критично розташування трьох точок посліп між нормативною і контрольованою межами, при цьому карта будується для чотирьох контрольованих параметрів). З карти видно, що чотири точки посліп (з 10-ої по 13-ту) лежать між нормативною і контрольованою межами, що свідчить про нестабільність технологічного процесу по цій групі параметрів (тут для виявлення порушення процесу досить і трьох точок посліп між межами).

Для оцінки ефективності розробленого методичного підходу були змодельовані три типи порушень. Зсув середнього рівня процесу було виявлено за допомогою карти Хотеллінга з попереджуючим кордоном, тренд, як і очікувалося, виявилось у вигляді тренда на звичайній карті Хотеллінга, збільшення розсіювання проявилось відразу у вигляді трьох спеціальних структур: циклічності, різкого стрибка і наближення значень статистики Хотеллінга до осі абсцис. Як другий приклад розглянуто місячний моніторинг за безвідмовністю зернозбиральних комбайнів за річний сезон. Порушення різного типу виявлені в трьох місцях, найбільша кількість порушень стабільності процесу виявилось в серпні.

При цьому по групі двох параметрів звичайна карта Хотеллінга свідчить про стабільність процесу, проте карта з попереджуючим кордоном показує наявність чотирьох

точок поспіль між попереджає і контрольної межами. По другій групі міст параметрів порушення виявлено за допомогою звичайної карти Хотеллінга: наближення до осі абсцис. Ефективність виявлення порушень з використанням того чи іншого алгоритму визначається чутливістю контрольної карти до можливого порушення і оцінюється кількісно по середній довжині серій – кількості спостережень від моменту порушення процесу до моменту виявлення цього порушення. Ця характеристика для звичайної карти Хотеллінга і різних варіантів карт з попереджуючим кордоном оцінюється аналітично в залежності від параметра нецентрального.

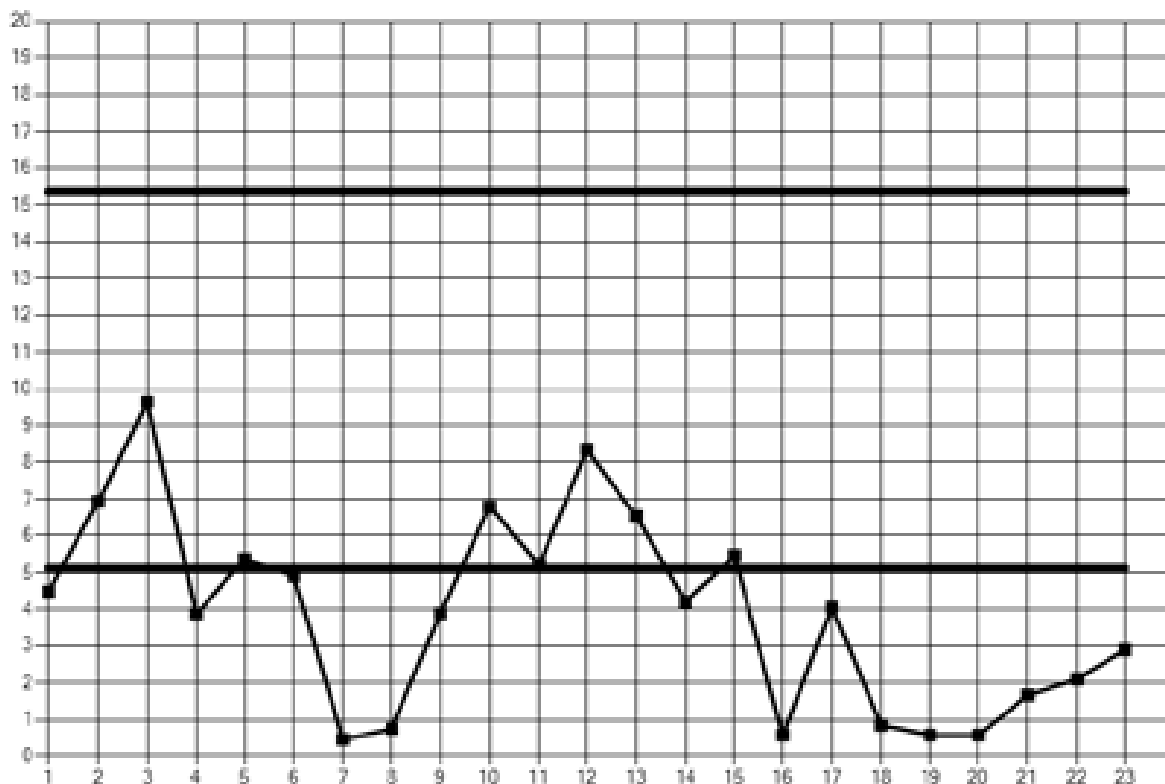


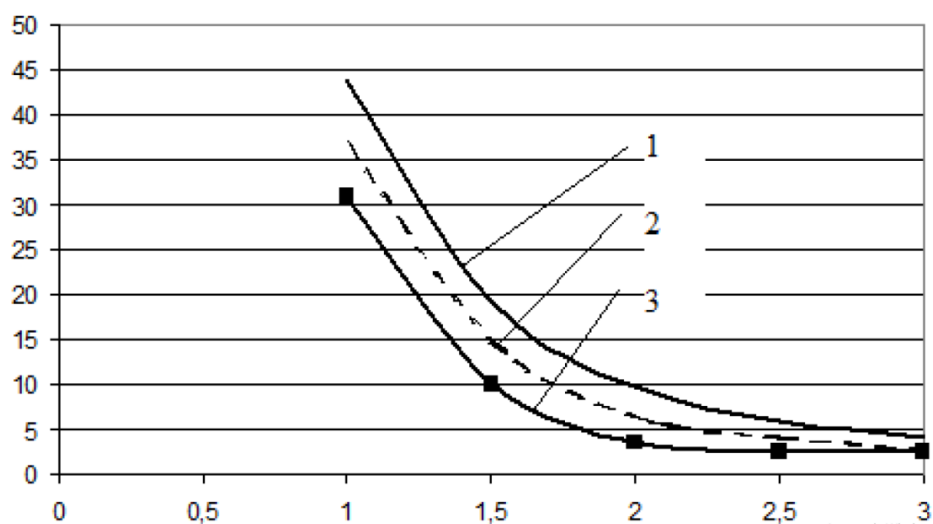
Рис. 7. Карта Хотеллінга з нормативною межею

Для оцінки середньої довжини серій, пов'язаної з структурами спеціального виду на звичайній карті Хотеллінга, проводилися статистичні випробування. Відповідно до розробленої методики моделювалися послідовності даних з векторами середніх і коваріаційну матрицями, ідентичними вибірках в розглянутих двох прикладах. Також моделювалися і різні варіанти порушень процесів: зміщення середнього рівня, тренд і збільшення розсіювання. Кількісні характеристики порушень варіювалися таким чином, щоб забезпечити значення параметра нецентрального в діапазоні від 1 до 3 з кроком 0,1. За результатами статистичних випробувань визначалося, скільки вибірок в середньому необхідно, щоб карта виявила змодельовані порушення. Результати випробувань представлені на рис. 8, де по вертикальній осі відкладені значення середньої довжини серій, на горизонтальній – параметра нецентрального. На графіки для зручності порівняння одночасно нанесені розрахункові криві середньої довжини серій для звичайної карти Хотеллінга без використання спеціальних структур, а також середньої довжини серій для карти з попереджуючим обмеженням.

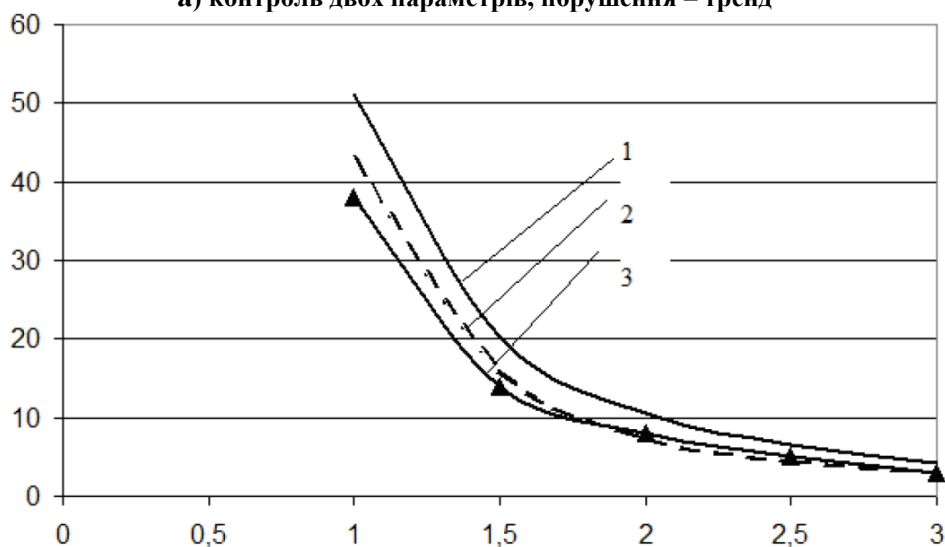
На рис. 8,а показані криві середньої довжини серій, отримані при контролі різними методами двох показників процесу, при цьому варіювалася величина тренда. Зниження середньої довжини серій в діапазоні від 1 до 2 при обліку структур спеціального виду в цьому випадку становить від 1,4 до 2,8 разів (з 9,7 до 3,5 вибірок) в порівнянні з контролем звичайної картою Хотеллінга (коли використовується один критерій порушення процесу – вихід точки на карті за контрольну кордон). При діапазоні 3 ефективність застосування

спеціальних структур знижується і практично збігається з ефективністю карти з попереджувачим кордоном, проте вона все ж трохи вище, ніж у звичайній карті Хотеллінга.

На рис. 8,б показані криві, отримані при контролі різними методами трьох показників процесу, при цьому варіювалося зміщення середнього рівня процесу. Зниження середньої довжини серій максимально при діапазоні 1 при обліку спеціальних структур і в цьому випадку становить 1,3 рази в порівнянні з контролем звичайною картою Хотеллінга. В діапазоні від 2 до 3 більш ефективна карта з попереджувачим кордоном; при діапазоні 3 її середня довжина серій практично збігається з дослідними даними з ефективності спеціальних структур і в 1,5 рази нижче середньої довжини серій звичайної карти Хотеллінга (зниження середньої довжини серій з 4,2 до 2,9 спостережень). Таким чином, застосування запропонованого алгоритму для контролю процесу підвищує його ефективність за кількістю спостережень, необхідних для виявлення порушення в діапазоні найбільш важливих для практики значень параметра нецентральності в діапазоні від 1 до 3 в 1,3–2,8 рази.



а) контроль двох параметрів, порушення – тренд



б) контроль трьох параметрів, порушення – зміщення середнього рівня

Рис. 8. Залежність середньої довжини серій від параметра нецентральності: 1 – звичайна карта Хотеллінга; 2 – карта з попереджувачим кордоном; 3 – облік структур спеціального виду на карті Хотеллінга

Висновки

1. Наведені результати (рис. 4 і рис. 5) дають підстави для сумнівів як у правомірності побудови експоненціальної моделі визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин, так і в можливості її використання в розрахунках показників безвідмовності, а також переконують в неправомірності використання умовних ймовірностей і умовних щільностей в математичних моделях ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин.

2. Застосування запропонованого алгоритму (рис. 6) для контролю процесу визначення ймовірності безвідмовної роботи самохідних сільськогосподарських машин підвищує його ефективність за кількістю спостережень, необхідних для виявлення порушення в діапазоні найбільш важливих для практики значень параметра нецентральності в діапазоні від 1 до 3 в 1,3–2,8 рази.

Список використаних джерел

1. Ovsyannikov S., Kalinin Y., Kolesnik I. Oscillation process of multi-support machines when driving over irregularities // *Advances in Intelligent Systems and Computing*. – 2020. Vol. 982. – pp. 307-317.

2. Козаченко О. В., Блезнюк О. В., Сорокін С. П., Шкрегаль О. М., Каденко В. С. Визначення показників рівня технічної експлуатації та їх вплив на надійність техніки // *Технічний сервіс агропромислового, лісового та транспортного комплексів*. – 2020. – № 22. – С. 242–254.

3. Rebrov O., Kozhushko A., Kalchenko B., Mamontov A., Zakovorotniy A., Kalinin Y., Holovina E. Mathematical model of diesel engine characteristics for determining the performance of traction dynamics of wheel-type tractor // *EUREKA, Physics and Engineering*. – 2020. – Vol. 2020. – Issue 4. – pp. 90-100.

4. Rogovskii I. L., Titova L. L., Trokhaniak V. I., Rosamaha Yu. O., Blesnyuk O. V., Ohiienko A. V. Engineering management of two-phase coulter systems of seeding machines for implementing precision farming technologies // *INMATEH. Agricultural Engineering*. – 2019. Vol. 58. – № 2. – pp. 137-147.

5. Hrynkiv A., Rogovskii I., Aulin V., Lysenko S., Titova L., Zagurskiy O., Kolosok I. Development of a system for determining the informativeness of the diagnosing parameters of the cylinder-piston group of the diesel engines in operation // *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. – 2020. – Vol. 3(105). – pp. 19-29.

6. Rogovskii I., Titova L., Novitskii A., Rebenko V. Research of vibroacoustic diagnostics of fuel system of engines of combine harvesters. *Engineering for Rural Development*. – 2019. – Vol. 18. – pp. 291-298.

7. Nazarenko I., Dedov O., Bernyk I., Rogovskii I., Bondarenko A., Zapryvoda A., Titova L. Study of stability of modes and parameters of motion of vibrating machines for technological purpose // *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. – 2020. – Vol. 6 (7-108). – pp. 71-79.

8. Rogovskii I. L. Systemic approach to justification of standards of restoration of agricultural machinery. *Machinery & Energetics // Journal of Rural Production Research*. Kyiv. Ukraine. – 2019. – Vol. 10. – № 3. – pp. 147-154. <http://dx.doi.org/10.31548/machenergy2019.03.147>.

9. Rogovskii I. L. Consistency ensure the recovery of agricultural machinery according to degree of resource's costs. *Machinery & Energetics // Journal of Rural Production Research*. Kyiv. Ukraine. – 2019. – Vol. 10. – № 4. – pp. 145-150. <http://dx.doi.org/10.31548/machenergy2019.04.145>.

10. Grynchenko O., Alfyorov O. Mechanical reliability. Prediction and management under extreme load conditions. Monograph. Springer Nature Switzerland AG., 2020. – 125 p.

References

1. Ovsyannikov S., Kalinin Y., Kolesnik I. (2020). Oscillation process of multi-support machines when driving over irregularities. *Advances in Intelligent Systems and Computing*. 982, pp. 307-317.
2. Kozachenko O. V., Bleznyuk O. V., Sorokin S. P., Shkregal O. M., Kadenko V. S. (2020). Determination of indicators of the level of technical operation and their impact on the reliability of equipment. *Technical service of agriculture, forestry and transport*. 22, pp. 242-254.
3. Rebrov O., Kozhushko A., Kalchenko B., Mamontov A., Zakovorotniy A., Kalinin Y., Holovina E. (2020). Mathematical model of diesel engine characteristics for determining the performance of traction dynamics of wheel-type tractor. *EUREKA, Physics and Engineering*. 2020(4), pp. 90-100.
4. Rogovskii I. L., Titova L. L., Trokhaniak V. I., Rosamaha Yu. O., Blesnyuk O. V., Ohiienko A. V. (2019). Engineering management of two-phase coulter systems of seeding machines for implementing precision farming technologies. *INMATEH. Agricultural Engineering*. 58(2), pp. 137-147.
5. Hrynkiv A., Rogovskii I., Aulin V., Lysenko S., Titova L., Zagurskiy O., Kolosok I. (2020). Development of a system for determining the informativeness of the diagnosing parameters of the cylinder-piston group of the diesel engines in operation. *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. 3(105), pp. 19-29.
6. Rogovskii I., Titova L., Novitskii A., Rebenko V. (2019). Research of vibroacoustic diagnostics of fuel system of engines of combine harvesters. *Engineering for Rural Development*. 18, pp. 291-298.
7. Nazarenko I., Dedov O., Bernyk I., Rogovskii I., Bondarenko A., Zapryvoda A., Titova L. (2020). Study of stability of modes and parameters of motion of vibrating machines for technological purpose. *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. 6(7-108), pp. 71-79.
8. Rogovskii I. L. (2019). Systemic approach to justification of standards of restoration of agricultural machinery. *Machinery & Energetics. Journal of Rural Production Research*. Kyiv. Ukraine. 10(3), pp. 147-154. <http://dx.doi.org/10.31548/machenergy2019.03.147>.
9. Rogovskii I. L. (2019). Consistency ensure the recovery of agricultural machinery according to degree of resource's costs. *Machinery & Energetics. Journal of Rural Production Research*. Kyiv. Ukraine. 10 (4), pp. 145-150. <http://dx.doi.org/10.31548/machenergy2019.04.145>.
10. Grynchenko O., Alfyorov O. (2020). Mechanical reliability. Prediction and management under extreme load conditions. *Monograph*. 2020. Springer Nature Switzerland AG. 125 p.