

7. Мартыненко, И. И. Автоматическое управление температурно-влажностными режимами сельскохозяйственных объектов [Текст] / И. И. Мартыненко, Н. Л. Гирнык. – М.: Колос, 1984 – 152 с.
8. Анискин, В.И. Теория и технология сушки и временной консервации зерна активным вентилированием [Текст] / В.И. Анискин, В.А. Рыбарук. – М.: Колос, 1972. – 200 с.
9. Бекмуратов, О. Тепло- и массоперенос в слое насадки [Текст] / О. Бекмуратов; Под ред. Л. Е. Рыбаковой // АН ТССР, Науч-произв. об-ние, "Солнце", Туркм. гос. ун-т им. А. М. Горького. – Ашхабад: Ылым, 1987. – 283 с.
10. Котов, Б. І. Динаміка охолодження зерна в аероґравітаційному шарі [Текст] / Б. І. Котов, О. О. Труханська, О. Д. Курганський // Техніка енергетики, транспорт АПК, 2017. – № 3(98). – С. 94–98.
11. Поплевин, О. П. Обоснование параметров холодильной машины для временной консервации влажных семян зерновых культур [Текст] : автореф. дисс. ... канд. техн. наук / О. П. Поплевин, М.: ВИМ, 1984. – 18 с.
12. Калініченко Р. А. Енергозберігаючі режими сушіння і активного вентилування зерна при зберіганні в умовах господарств: автореф. дис... канд. техн. наук: 05.09.16 / Калініченко Роман Андрійович ; Національний аграрний ун-т. – К., 2005. – 19 с.

Boris Kotov, Prof., DSc.

State Agrarian and Engineering University in Podilya, Kamyanets-Podilsky, Ukraine

Volodymyr Hryshchenko, PhD tech. sci.

National University of Life and Environmental Sciences of Ukraine, Kiev, Ukraine

Mathematical model of moist grain cooling in aerated bins with radial distribution of air

Taking into account the insufficient analytical study of the cooling process of grain in bunkers with radial ventilation, it is necessary to establish the regularities of changing the parameters of grain material and air during filtration of air through a circular layer in order to cool it.

In article are considered non-stationary process warmly - and mass exchange in a dense motionless layer of a grain material at ventilation by the cooled air in hoppers with radial distribution of air.

At the simplified assumptions of a physical picture the mathematical model of non-stationary process of cooling of grain is formulated and its decision and the analysis in computer medium MatLAB are presented.

grain, active ventilation bunker, cooled air, grain cooling, heat and mass transfer

Одержано 22.11.17

УДК 633. 521: 631. 172

А. С. Лімонт, доц., канд. техн. наук, С. С. Добранський, викл.

Житомирський агротехнічний коледж, м. Житомир, Україна

E-mail: lajla2412@ukr.net

Елементи ремонтпридатності і технологічної надійності льонозбиральних комбайнів

Узагальнені результати досліджень з визначення впливу тривалості усунення технологічних відмов льонозбиральних комбайнів, що спричинені зупинками агрегату на очищення робочих органів комбайна від рослинних решток і тривалості виконання щозмінного технічного обслуговування льонозбиральних комбайнів на продуктивність комбайнового агрегату. З'ясовано закон розподілу наробітку на технологічну відмову і тривалості їх усунення та вплив числа технологічних відмов комбайна за годину змінного часу на продуктивність комбайнового агрегату.

льон-довгунець, збирання, комбайн, використання, продуктивність, ремонтпридатність, технологічна надійність, відмова, наробіток

© А. С. Лімонт, С. С. Добранський, 2017

А. С. Лимонт, доц, канд. техн. наук, С. С. Добранский, препод.

Житомирский агротехнический колледж, г. Житомир, Украина

Элементы ремонтпригодности и технологической надежности льноуборочных комбайнов

Обобщены результаты исследований по определению влияния продолжительности устранения технологических отказов льноуборочных комбайнов, вызванных остановками агрегата на очистку рабочих органов от растительных остатков, и продолжительности выполнения ежесменного технологического обслуживания льноуборочных комбайнов на производительность комбайнового агрегата. Определены закон распределения наработки на технологический отказ и продолжительности их устранения, а также влияние числа технологических отказов комбайна в час сменного времени на производительность комбайнового агрегата.

лен-долгунец, уборка, комбайн, использование, производительность, ремонтпригодность, технологическая надежность, отказ, наработка

Постановка проблеми. В найближчий період в Україні найбільш перспективними вважають комбайнове і роздільне збирання льону-довгунця та організацію виконання збиральних робіт за комбінованою технологією, що є поєднанням роздільного і комбайнового збирання. Ефективність комбайнового збирання забезпечується високопродуктивним використанням льонозбиральних комбайнових агрегатів (ЛЗКА) і зокрема льонозбиральних комбайнів (ЛЗК). Дослідженням робочих органів і складових елементів ЛЗК, вивченням швидкості їх руху і з'ясуванням експлуатаційно-регулювальних та енергетичних параметрів і режимів використання, організацією роботи в загінці і робочого дня екіпажу ЛЗКА займалися І. В. Баранов, М. Н. Биков, В. М. Булгаков, М. А. Бутко, Г. П. Водяницький, Л. П. Волков, А. Ю. Горбовий, Л. Ю. Гурвіч, Д. П. Доманчук, О. Я. Дюртєєва, І. В. Єршов, В. М. Климчук, М. М. Ковальов, В. І. Кравчук, Ю. Ф. Лачуга, М. Н. Летошнєв, А. С. Маят, О. О. Налобіна, А. С. Петряшев, В. Н. Рябцев, О. В. Сидорчук, Ю. А. Ситніков, Н. А. Смірнов, Л. А. Сулима, Г. А. Хайліс, В. О. Шейченко, М. Н. Шрейдер та ін. Проте в проблемі механізованого збирання льону-довгунця за допомогою ЛЗК поки що залишилася ще нез'ясованою низка питань. Про деякі з них і йтиметься в цьому повідомленні.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Високопродуктивне використання збиральної техніки можливе за відповідної її надійності. С. А. Демко [1], вивчаючи надійність зернозбиральних комбайнів Дон-1500, з'ясував, що наробіток між відмовами, кількість відмов, час простоїв за відмов і трудомісткість усунення відмов задовільно описуються розподілом Вейбулла. Дослідження використання картоплезбиральних комбайнів [2] показали, що наробіток на відмову і час усунення відмов можуть бути описані законами розподілу Вейбулла, нормальним і логнормальним. Причинами відмов були механічний знос, руйнування від втоми, аварійні поломки і деформації деталей, порушення регулювань та забивання робочих органів і систем. Вивчення надійності кормозбиральних комбайнів показало [3], що потік відмов цих машин може бути описаний законом Пуассона з параметром 0,109 1/год на одну машину, а розподіл часу відновлення працездатності доречно подати експоненціальним розподілом. Що стосується ЛЗК, то подібної інформації в літературних джерелах не зустрічалося.

Крім перерахованих показників одну із властивостей надійності машин визначає їх ремонтпридатність, яку, крім іншого, оцінюють затратами часу на технічне обслуговування машин взагалі та тривалістю щозмінного технічного обслуговування (ЩТО) зокрема [4]. Виконання технічного обслуговування має забезпечити надійність [5] і працездатність машин, одним із показників призначення яких є їх продуктивність [6].

Опрацювання інформації, що наведена в [7,8], з урахуванням складових підготовчо-заключного часу на виконання ЩТО ЛЗКА може бути використано лише 6 хв. За даними [8] затрати часу на ЩТО ЛЗК ЛКВ-4Т становлять 17 хв. За відповідними перерахунками з використанням інформації, що наведена в [9], затрати часу на виконання ЩТО ЛЗК ЛКВ-4Т, ЛК-4М і ЛК-4Т дорівнюють 27 хв, а за даними [10, 11] – 30 хв і за перерахунками даних книги [8] – 38 хв. В найбільш сучасному виданні [12] вказано, що щозмінний оперативний час технічного обслуговування ЛЗК має бути не більше 0,4 год (24хв).

З наведеного огляду літературних джерел щодо затрат часу на виконання (тривалості виконання) ЩТО ЛЗК впливає, що остаточно це питання поки що ще не з'ясоване. Крім того, в Україні опрацьовані нові засоби механізації для реалізації комбайнового збирання льону-довгунця і прогнозування затрат часу на їх ЩТО має відповідальне значення в забезпеченні працездатності машин. Крім тривалості ЩТО машин час, що затрачають на його виконання, оцінюють і іншими та насамперед відносними показниками.

Один із таких показників визначають за формулою:

$$k_{\text{ЩТО}} = T_{\text{ЩТО}} / T_{\text{зм}}, \quad (1)$$

де $T_{\text{ЩТО}}$ – тривалість ЩТО, год;

$T_{\text{зм}}$ – тривалість зміни, год.

Відношення, що визначають за формулою (1), Х. Г. Барам [13] у відсотковому поданні називає питомою вагою тривалості ЩТО, як складового елемента часу зміни. С. А. Іофінов [14] відношення $k_{\text{ЩТО}}$ називає коефіцієнтом позациклових затрат часу на виконання ЩТО, а В. Й. Фортуна [15] і Н. М. Шаров [16] – частковим коефіцієнтом використання часу зміни (ЧКВЧЗ), що враховує затрати часу на виконання ЩТО.

Б. С. Свірщевський [17] ЧКВЧЗ, що враховує зупинки агрегату для проведення технічного обслуговування в борозні, називає відношення

$$\tau_{\text{ЩТО}} = (T_{\text{зм}} - T_{\text{ЩТО}}) / T_{\text{зм}}. \quad (2)$$

За наведеною вище залежністю рекомендують визначати частковий коефіцієнт використання часу зміни, що враховує його втрати на виконання ЩТО, М. К. Діденко [18] і авторський колектив на чолі з Ю. В. Будько [19] та ін.

Ю. К. Кіртбая у своїх працях [20, 21], вважаючи, що тривалість виконання ЩТО впродовж зміни пов'язана з чистим (основним) робочим часом і пропорційна останньому, ЧКВЧЗ, який враховує виконання ЩТО, пропонує визначати за залежністю:

$$\tau'_{\text{ЩТО}} = T_p / (T_p + T_{\text{ЩТО}}), \quad (3)$$

де T_p – чистий робочий час агрегату (тривалість основної роботи) впродовж зміни, год.

За залежністю (3) рекомендують визначати частковий коефіцієнт використання часу зміни і автори книги [22]. Коефіцієнт $\tau'_{\text{ЩТО}}$ Ю. К. Кіртбая [21] називає ще коефіцієнтом часу технічного обслуговування, а автори книги [22] – частковим коефіцієнтом тривалості технічного обслуговування. С. М. Хробостов [23] вважає, що затрати часу на технічне обслуговування агрегату пропорційні чистому робочому часу. Крім перерахованих коефіцієнтів до показників оцінювання технічного обслуговування відносять і рівень його виконання [5].

Надійність технологічних процесів машин в аграрному виробництві переважно оцінюють коефіцієнтом надійності технологічного процесу (коефіцієнтом технологічної надійності процесу) $k_{\text{тн}}$. Цей коефіцієнт рекомендовано [21, 22, 24] визначати за формулою:

$$k_{\text{тн}} = T_p / (T_p + T_{\text{тв}}), \quad (4)$$

де $T_{\text{тв}}$ – час, який затрачують на усунення технологічних відмов, що викликані порушенням робочого процесу машин і пов'язаних з очищенням робочих органів, год.

Час, що пов'язаний із зупинками агрегату із-за очищення робочих органів, характеризують відповідним ЧКВЧЗ [17]. В. Й. Фортуна [15] і М. М. Шаров [16] рекомендують визначати частковий коефіцієнт за формулою:

$$\tau_{\text{тв}} = T_{\text{тв}} / T_{\text{зм}}. \quad (5)$$

С. А. Іофінов [14] та М. Е. Фере [8] пропонують визначати цей коефіцієнт за формулою:

$$\tau_{\text{тв}} = T_{\text{тв}} / T_p. \quad (6)$$

Х. Г. Барам [13], Г. В. Веденяпін [20], Ю. К. Кіртбая [21] і Л. В. Погорілий [24] для визначення коефіцієнта пропонують формулу:

$$\tau_{\text{тв}} = T_p / (T_p + T_{\text{тв}}). \quad (7)$$

Ю. К. Кіртбая [21] за залежністю (7) рекомендував визначати $\tau_{\text{тв}}$ у випадках, якщо елемент часу $T_{\text{тв}}$ пропорційний часу чистої роботи T_p агрегату.

Б. О. Лінтварьов [25] і Б. С. Свірщевський [17], М. К. Діденко [18] та Ю. В. Будько [19] рекомендують визначати коефіцієнт за залежністю:

$$\tau_{\text{тв}} = (T_{\text{зм}} - T_{\text{тв}}) / T_{\text{зм}}. \quad (8)$$

За залежністю (8) пропонував визначати часткові коефіцієнти використання часу і Ю. К. Кіртбая [21], але у випадках, якщо досліджуваний елемент часу незалежний від часу чистої роботи. Пізніше Ю. К. Кіртбая [20] коефіцієнт, про який йде мова, називав коефіцієнтом часу технологічного процесу.

В дослідженні коефіцієнти, що їх визначають за формулами (1) і (5), прийнято називати відповідно часткою тривалості ЩТО ЛЗК з позначенням $k_{\text{ЩТО}}$ і часткою тривалості усунення технологічних відмов $k_{\text{тв}}$ в структурі часу зміни роботи ЛЗКА (%).

Постановка завдання. Мета дослідження полягала в підвищенні ефективності використання льонозбиральних комбайнів, яку оцінювали продуктивністю машинно-тракторних агрегатів у складі з цими машинами. Завдання дослідження: 1) з'ясувати взаємозв'язок між тривалістю чистого (основного) часу зміни і тривалістю ЩТО, тривалістю усунення технологічних відмов впродовж зміни і основним часом роботи ЛЗКА та тривалістю усунення одиничної технологічної відмови і наробітком на таку відмову; 2) виявити закони розподілу наробітку на технологічну відмову і тривалості їх усунення та вплив числа відмов за годину змінного часу на продуктивність ЛЗКА; 3) вивчити розподіли продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу; 4) охарактеризувати розподіли тривалості усунення технологічних відмов ЛЗК впродовж зміни, частки цієї тривалості в структурі часу зміни, часткового коефіцієнта простоїв ЛЗКА через усунення технологічних відмов ЛЗК і коефіцієнта надійності технологічного процесу ЛЗК; 5) проаналізувати розподіли тривалості виконання ЩТО ЛЗК, частки цієї тривалості в структурі часу зміни роботи ЛЗКА, ЧКВЧЗ на виконання ЩТО ЛЗК з урахуванням тривалості зміни і її основного часу та рівня виконання ЩТО ЛЗК; 6)

оцінити кореляційний зв'язок між продуктивністю ЛЗКА і факторами технологічної надійності та оцінними показниками тривалості виконання ЩТО ЛЗК; 7) дослідити кількісну зміну продуктивності ЛЗКА залежно від факторів технологічної надійності та оцінних показників тривалості виконання ЩТО ЛЗК.

В дослідженні на різних етапах його здійснення були визначені результативні і факторіальні ознаки. На першому етапі, на якому за першим пунктом завдання дослідження передбачалося з'ясувати взаємозв'язок між відповідними складовими балансу часу зміни ЛЗКА та деякими з оцінних показників технологічної надійності ЛЗК, одні і ті ж досліджувані ознаки в одному випадку розглядали як результативні, а в іншому як факторіальні. На подальших етапах за результативну ознаку прийнята продуктивність ЛЗКА за годину змінного часу, а в якості факторіальних – визначені чотири фактори технологічної надійності і п'ять – тривалості виконання ЩТО ЛЗК. Переважна більшість питань, що передбачені для розв'язання завданням дослідження, вже вивчалася [26–37]. В цій же статті йтиме мова про узагальнення раніше проведених досліджень та здійснених публікацій.

Виклад основного матеріалу. Об'єкт дослідження – використання льонозбиральних комбайнових агрегатів у складі тракторів класу 1,4 і льонозбиральних комбайнів ЛК-4Т при збиранні виробничих посівів льону-довгунця в реальних умовах великотоварних сільськогосподарських підприємств і державної підтримки льонозбиральників. Дослідження здійснені з оцінюванням технологічних відмов комбайнів і тривалості виконання їх ЩТО та продуктивності ЛЗКА. Технологічні відмови комбайнів викликаються забиванням рослинами бральних секцій, поперечного транспортера, входу і виходу затискного конвеєра та транспортера вороху. Вибрані стебла можуть затримуватися і нагромаджуватися на розстиляльному щиту, порушуючи утворення стрічки розстелюваної соломи. Рослинні рештки напресовуються на зуби гребенів очісувального барабана, а стебла намотуються на гребені, спричиняючи порушення очісування коробочок і їх транспортування лопатями та викликаючи підвищену витрату потужності на технологічний процес. Означене спричинює підвищений відхід стебел в плутанину, що, крім іншого, викликає збільшений їх вміст у воросі та супроводжується нераціональною витратою електроенергії і теплоти при його сушінні та переробці.

Намотування рослинних решток та їх налипання на складові елементи очісувального барабана спричинювало зупинку двигуна трактора від перевантаження і були причиною розриву ланцюга привода барабана. У першому випадку затрати часу на усунення відмови становили 1 год і 2 хв, а в другому – 1 год і 10 хв. Забивання поперечного транспортера призводило до розриву ланки ланцюга і на усунення такої відмови виконавець затратував 43 хв, в т. ч. власне на заміну ланки – 12 хв. Спостерігалася і відмова, що викликана попаданням в очісувальний апарат і намотуванням на гребені барабана дроту діаметром 6 мм. Таке призвело до зміщення корпусів підшипників вала барабана, зрізу відповідного шплінта та деформування деяких деталей. Знімали щиток і кожух, що утворюють верхню частину робочої камери очісувального барабана, та рихтували їх і розбирали підшипниковий вузол. Було затрачено 1 год і 35 хв.

Для уникнення забивань робочих органів при використанні ЛЗК зупиняють машинно-тракторний агрегат і очищають робочі органи від відповідних технологічних матеріалів та рослинних решток. Зупинки агрегату характеризують час настання технологічної відмови, а тривалість очищення робочих органів – визначає час усунення технологічної відмови.

Джерелом отримання вихідних даних для визначення факторіальних і результативних ознак були листи хронометражних спостережень за використанням ЛЗКА та фотографії робочого дня обслуговуючого агрегат персоналу. Листи хронометражних спостережень опрацьовували з використанням відповідних методик, а обробка зібраного і опрацьованого статистичного матеріалу здійснена за допомогою методів математичної статистики та стандартних комп'ютерних програм.

Частку тривалості усунення технологічних відмов ЛЗК в структурі часу зміни ЛЗКА визначали у відсотках за формулою (5). Розрахунок ЧКВЧЗ, що враховував простої ЛЗКА через усунення технологічних відмов ЛЗК вели за залежністю (8), а визначення коефіцієнта надійності технологічного процесу здійснювали з використанням формули (4). Частку тривалості виконання ЩТО ЛЗК в структурі часу зміни ЛЗКА визначали у відсотках за формулою (1). ЧКВЧЗ, що враховували простої ЛЗКА через виконання ЩТО ЛЗК, вели за формулами (2) і (3). За формулою (2) розраховували ЧКВЧЗ з урахуванням тривалості зміни, а за формулою (3) – тривалості основного часу зміни. Рівень виконання ЩТО ЛЗК $P_{\text{ЩТО}}$ визначали з урахуванням напрацювань [5], за якими стосовно наших досліджень:

$$P_{\text{ЩТО}} = T_{\text{ЩТО}} / T_{\text{н.ЩТО}}, \quad (9)$$

де $T_{\text{ЩТО}}$ і $T_{\text{н.ЩТО}}$, – відповідно фактична і нормативна тривалість ЩТО ЛЗК, хв.

Фактичну тривалість ЩТО визначали на підставі хронометражних спостережень за використанням ЛЗКА в реальних умовах збирання льону-довгунця. Що стосується нормативної тривалості ЩТО ЛЗК, то її з урахуванням відомостей [10, 12] та інших джерел прийняли такою, що становить 30 хв.

Результати дослідження. Використовуючи результати обробки листів хронометражних спостережень за використанням ЛЗКА з'ясували зв'язок між T_p і $T_{\text{ЩТО}}$, який оцінювався додатним коефіцієнтом кореляції 0,098. Визначено, що модельне рівняння регресії тривалості основного часу зміни ЛЗКА T_p (хв) на тривалість ЩТО $T_{\text{ЩТО}}$ (хв) комбайна має вигляд:

$$T_p = 208,9 + 0,215T_{\text{ЩТО}}, \quad (10)$$

а тривалості ЩТО $T_{\text{ЩТО}}$ на тривалість основного часу зміни ЛЗКА T_p :

$$T_{\text{ЩТО}} = 6,01 + 0,0447T_p. \quad (11)$$

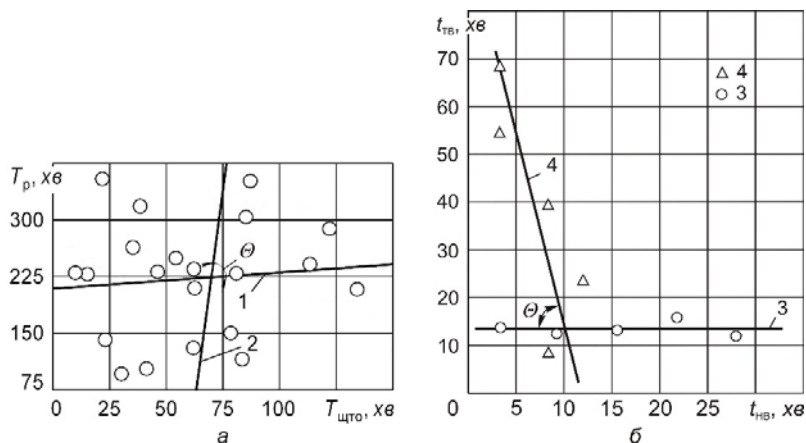
За значеннями коефіцієнтів регресії рівнянь (10) і (11) перепроверимо розрахунок коефіцієнта кореляції між T_p і $T_{\text{ЩТО}}$, що здійснений на кореляційній моделі. Матимемо

$$r = \sqrt{0,215 \cdot 0,0447} = 0,098.$$

З використанням коефіцієнтів регресії рівнянь (10) і (11) знайдено [38, 39], що кут між лініями регресії, які графічно описують аналізовані рівняння, становить $\theta = 75^\circ 15'$. Якщо б $\theta = 90^\circ$, то це означало б, що T_p і $T_{\text{ЩТО}}$ незалежні і лінії регресії були б паралельні координатним осям [38, 39]. На рис. 1,а наведені модельні лінії регресії T_p на $T_{\text{ЩТО}}$ і $T_{\text{ЩТО}}$ на T_p .

За значеннями кута θ і коефіцієнта кореляції зв'язок між T_p і $T_{\text{ЩТО}}$ надто слабкий. Істотність цього зв'язку визначили обчисленням t -критерію Стюдента, спостережуване значення якого становило $t_p = 0,43$. З таблиці квантилів розподілу Стюдента за числа ступенів вільності 19 на рівні значущості 0,05 критичний критерій Стюдента $t_{\text{кр}} = 2,09$ [38]. Оскільки спостережуваний (розрахунковий) t -критерій значно

менший критичного, то кореляційний зв'язок між досліджуваними ознаками неістотний [38]. З урахуванням цього слід визнати, що змінні T_p і $T_{\text{ЩТО}}$ – незалежні випадкові величини, а тому розрахунок ЧКВЧЗ, що пов'язаний з виконанням ЩТО ЛЗК, методично коректніше вести з урахуванням зауважень Ю. К. Кіртбая [21] і Б. С. Свірщевського [17] за формулою (2).



1 – модельна лінія регресії тривалості основного часу зміни T_p на тривалість ЩТО $T_{\text{ЩТО}}$ і 2 – модельна лінія регресії $T_{\text{ЩТО}}$ на T_p ; 3 – модельна лінія регресії тривалості усунення технологічної відмови $t_{\text{ТВ}}$ на наробіток на технологічну відмову $t_{\text{НВ}}$; 4 – модельна лінія регресії $t_{\text{НВ}}$ на $t_{\text{ТВ}}$

Рисунок 1 – Взаємозв'язок між тривалістю основного часу зміни T_p і тривалістю щозмінного технічного обслуговування льонозбиральних комбайнів $T_{\text{ЩТО}}$ (а) та між тривалістю усунення технологічних відмов $t_{\text{ТВ}}$ і тривалістю наробітку на технологічну відмову $t_{\text{НВ}}$ (б)

Між тривалістю усунення технологічних відмов впродовж зміни і основним часом роботи ЛЗКА визначений досить слабкий від'ємний кореляційний зв'язок з коефіцієнтом кореляції мінус 0,087. Перевірка гіпотези щодо значущості визначеного вибіркового коефіцієнта кореляції з використанням розподілу Стюдента показала, що розрахунковий t -критерій $t_p = -0,44$. За числа ступенів вільності 25 на рівні значущості 0,05 критичний t -критерій $t_{\text{кр}} = 2,06$ [38]. Оскільки $0,44 < 2,06$, то вибіровий коефіцієнт кореляції слід визнати незначущим і вважати, що зв'язок між досліджуваними ознаками існує, підстав немає. Це свідчить про правомірність розрахунків ЧКВЧЗ $\tau_{\text{ТВ}}$, що пов'язаний із зупинками ЛЗКА на очищення робочих органів комбайна, за формулою (8).

Модельне рівняння регресії одиначної тривалості усунення технологічних відмов $t_{\text{ТВ}}$ (хв) на тривалість наробітку на технологічну відмову $t_{\text{НВ}}$ (хв) за результатами опрацювання експериментальних даних має вигляд:

$$t_{\text{ТВ}} = 13,25 - 0,0055 t_{\text{НВ}}, \quad (12)$$

а тривалості наробітку на технологічну відмову $t_{\text{НВ}}$ (хв) на тривалість усунення технологічних відмов $t_{\text{ТВ}}$ (хв):

$$t_{\text{НВ}} = 11,78 - 0,1391 t_{\text{ТВ}}. \quad (13)$$

За значеннями коефіцієнтів регресії рівнянь (12) і (13) коефіцієнт кореляції між $t_{\text{ТВ}}$ і $t_{\text{НВ}}$ та між $t_{\text{НВ}}$ і $t_{\text{ТВ}}$ матиме від'ємне значення і дорівнює мінус 0,028.

Оскільки коефіцієнт регресії рівняння (13) більш, ніж у 25 разів перевищує значення коефіцієнта регресії рівняння (12), то це свідчить про відсутність прямолінійної функціональної залежності між $t_{\text{ТВ}}$ і $t_{\text{НВ}}$ [38].

З використанням визначених коефіцієнтів регресії рівнянь (12) і (13) знайдемо кут між лініями регресії, які графічно описують аналізовані рівняння. Маємо [38, 39]:

$$\operatorname{tg} \theta = \operatorname{tg}[\pi - (\alpha + \beta)], \quad (14)$$

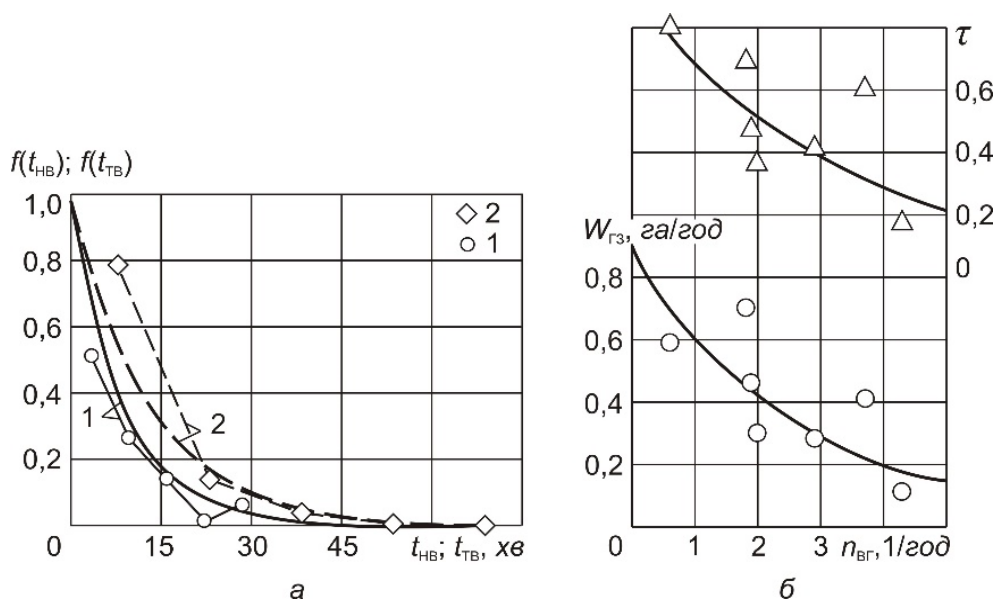
де θ – кут між лініями регресії, град;

α – кут нахилу до осі $t_{\text{НВ}}$ лінії регресії $t_{\text{ТВ}}$ на $t_{\text{НВ}}$;

β – кут нахилу до осі $t_{\text{ТВ}}$ лінії регресії $t_{\text{НВ}}$ на $t_{\text{ТВ}}$.

Оскільки $\operatorname{tg} \alpha = 0,0055$, а $\operatorname{tg} \beta = 0,1391$, то $\theta = 81^{\circ}40'$. Якщо $\theta = 90^{\circ}$, то $t_{\text{ТВ}}$ і $t_{\text{НВ}}$ незалежні і лінії регресії паралельні координатним осям [38, 39]. При $\theta = 0^{\circ}$ лінії регресії «зливаються» в одну лінію, що означало б наявність лінійної функціональної залежності між $t_{\text{НВ}}$ і $t_{\text{ТВ}}$. У графічній інтерпретації висловлене вказано на рис. 1, б, де наведені графіки модельних ліній регресії $t_{\text{ТВ}}$ на $t_{\text{НВ}}$ і $t_{\text{НВ}}$ на $t_{\text{ТВ}}$. За значеннями кута θ між лініями регресії 3 і 4 та коефіцієнта кореляції між $t_{\text{ТВ}}$ і $t_{\text{НВ}}$ доходимо висновку про надто слабкий зв'язок між досліджуваними ознаками. За t -критерієм Стюдента кореляційний зв'язок між $t_{\text{ТВ}}$ і $t_{\text{НВ}}$ неістотний. Отже, можна стверджувати, що збільшення тривалості роботи ЛЗКА для чергової зупинки для очищення робочих органів комбайна від технологічних матеріалів не супроводжується істотною зміною затрат часу на саме очищення. У свою чергу збільшення тривалості очищення робочих органів не викликає збільшення часу беззупинкової роботи ЛЗКА.

Емпіричні частоти наробітку ЛЗКА на технологічну відмову ЛЗК та тривалості усунення технологічних відмов наведені на рис. 2, а, а в табл. 1 наведені основні статистичні показники цих розподілів.



1 – наробіток на технологічну відмову $t_{\text{НВ}}$; 2 – тривалість усунення технологічних відмов $t_{\text{ТВ}}$

Рисунок 2 – Емпіричні (а) частоти (ломані лінії) та криві (плавні лінії) функції щільності ймовірності експоненціального розподілу наробітку на технологічну відмову $t_{\text{НВ}}$ (1) і тривалості усунення відмови $t_{\text{ТВ}}$ (2) та вплив (б) числа технологічних відмов ЛЗК за годину змінного часу $n_{\text{БГ}}$ на коефіцієнт використання часу зміни τ і продуктивність за годину змінного часу $W_{\text{ГЗ}}$ ЛЗКА

З рис. 2, а і табл. 1 видно, що емпіричний розподіл наробітку на технологічну відмову за розмахом варіювання (0,3 – 31,7 хв) зосереджений у більш вузьких межах, ніж розподіл тривалості усунення відмов (0,2 – 76,6 хв).

Таблиця 1 – Основні статистичні показники досліджуваних розподілів

Розподіл	Розмах варіювання	Середнє арифметичне значення	Середнє квадратичне відхилення	Коефіцієнт варіації, %	Показник міри		Відношення показника міри до своєї помилки для	
					асиметрії	експесу	асиметрії	експесу
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Тривалість зміни $T_{зм}$, год	1,73...11,07	7,14	2,20	30,8	-0,58	-0,58	1,36	0,68
Тривалість основного часу (чистий робочий час) ЛЗКА T_p , хв	96...354	220	69	31,4	-0,084	1,101	0,16	0,94
Продуктивність $W_{гз}$ за годину змінного часу ЛЗКА $W_{гз}$, га/год	<u>0,11...0,75</u> 0,11...0,70	<u>0,47</u> 0,46	<u>0,14</u> 0,13	<u>29,8</u> 28,3	<u>-0,35</u> -0,54	<u>-0,21</u> -0,25	<u>0,74</u> 0,95	<u>0,22</u> 0,23
Тривалість усунення технологічних відмов впродовж зміни $T_{тв}$, хв	0...404	109	93	85,3	1,61	1,83	3,42	1,94
Частка тривалості усунення технологічних відмов в структурі часу зміни ЛЗКА $k_{тв}$, %	0,8...70,2	22,6	16,9	74,8	1,10	0,25	2,33	0,26
ЧКВЧЗ, що враховує простої ЛЗКА через усунення технологічних відмов $\tau_{тв}$	0,26...1,0	0,77	0,17	22,1	-0,84	-3,05	1,78	3,24
Коефіцієнт надійності технологічного процесу $k_{тн}$	0,16...1,0	0,69	0,19	27,5	-0,37	-0,51	0,78	0,54
Наробіток на технологічну відмову $t_{нв}$, хв	0,3...31,7	8,7	7,05	81,0	1,44	1,45	6,64	3,35
Тривалість усунення технологічної відмови $t_{тв}$, хв	0,2...76,6	13,0	12,12	93,2	2,99	9,52	13,81	21,99
Тривалість виконання ЩТО ЛЗК $T_{щто}$, хв	9...133	63	33	52,4	0,38	-0,88	0,71	0,82
Частка тривалості виконання ЩТО ЛЗК в структурі часу зміни ЛЗКА $k_{щто}$, %	1,9...40,3	16,0	10,7	66,9	+0,56	-1,04	1,05	0,97
ЧКВЧЗ, що враховує простої ЛЗКА через виконання ЩТО ЛЗК з урахуванням $T_{змщто}$	0,59...0,98	0,83	0,11	13,2	-0,58	-0,96	1,09	0,90
ЧКВЧЗ, що враховує простої ЛЗКА через виконання ЩТО ЛЗК з урахуванням $T_p\tau'_{щто}$	0,57...0,96	0,77	0,10	13,0	+0,023	-1,04	0,043	0,97
Рівень виконання ЩТО $P_{щто}$	0,31...4,45	2,10	1,1	52,4	+0,23	-0,92	0,43	0,86
*) В чисельнику – характеристика розподілу $W_{гз}$, середні арифметичні значення якого використані для аналізу технологічної надійності ЛЗК, а в знаменнику – для аналізу тривалості виконання їх ЩТО.								

Відповідно середнє арифметичне значення та середнє квадратичне відхилення і коефіцієнт варіації першого розподілу (8,7 та 7,05 хв і 81,0%) менші у порівнянні з такими ж показниками другого розподілу (13,0 та 12,12 хв і 93,2%). За розміщенням довгих віток кривих розподілу простежується, що розподіл тривалості усунення відмов у більшій мірі зрушений праворуч у порівнянні з розподілом наробітку на відмову, тобто розподіл $t_{тв}$ має більш виражену правосторонню асиметрію, що оцінюється показником асиметрії 2,99, у порівнянні з розподілом $t_{нв}$, для якого показник асиметрії становив 1,44. Більш виражений додатний експес з показником 9,52 властивий

розподілу $t_{\text{ТВ}}$ у порівнянні з розподілом $t_{\text{НВ}}$, що мав додатний ексцес з показником майже 1,45. Досліджувані розподіли успішніше всього можуть бути описані експоненціальним законом. Щодо чисельного значення коефіцієнта варіації, який властивий експоненціальному закону розподілу, то за [40] межа зміни чисельного значення коефіцієнта варіації коливається від 0,60 до 1,30 за середнього значення 0,92. Це ще раз свідчить про можливість і доцільність описати досліджувані розподіли експоненціальним законом. Експоненціальний розподіл однопараметричний, в якого математичне очікування і середнє квадратичне відхилення однакові, а параметр розподілу дорівнює оберненій величині середнього арифметичного значення. Для кожного з досліджуваних розподілів середні арифметичні значення і середні квадратичні відхилення практично однакові (рівні між собою): 8,7 і 7,05 хв для розподілу наробітку на технологічну відмову та 13,0 і 12,12 хв для розподілу тривалості усунення технологічних відмов.

Перевірку гіпотези щодо підпорядкованості емпіричних розподілів наробітку на технологічну відмову і тривалості їх усунення експоненціальному закону здійснили з використанням χ^2 -критерію Пірсона. За розрахунками розрахункові (спостережувані) χ^2 -критерії щодо емпіричних розподілів наробітку на технологічну відмову і тривалості їх усунення дорівнюють відповідно 14,99 і 13,00. За таблицями квантилів χ^2 -розподілу по числу ступенів вільності 3 на ймовірностях 0,95, 0,99 і 0,999 критичні значення χ^2 -критерію дорівнюють відповідно 7,8; 11,3 і 16,3 [40]. Оскільки умова не перевищення розрахункового критерію над критичним забезпечується на ймовірності 0,999, то з вказаною ймовірністю відмінності між досліджуваними емпіричними розподілами і апроксимуючими експоненціальними можна вважати не істотними.

З урахуванням середнього арифметичного значення досліджуваних розподілів диференціальні функції розподілу ймовірностей по експоненціальному закону мають вигляд для:

– розподілу наробітку на технологічну відмову –

$$f(t_{\text{НВ}}) = \exp(-0,115 t_{\text{НВ}}); \quad (15)$$

– розподілу тривалості усунення технологічних відмов –

$$f(t_{\text{ТВ}}) = \exp(-0,077 t_{\text{ТВ}}), \quad (16)$$

де $f(t_{\text{НВ}})$ і $f(t_{\text{ТВ}})$ – щільність ймовірності розподілу відповідно наробітку на технологічну відмову і тривалості усунення технологічної відмови;

$t_{\text{НВ}}$ і $t_{\text{ТВ}}$ – відповідно наробіток на технологічну відмову і тривалість усунення технологічної відмови, хв;

0,115 і 0,077 – параметри експоненціального закону розподілу відповідно наробітку на технологічну відмову і тривалості усунення технологічної відмови, 1/хв;

$$0,115 = 1/\bar{t}_{\text{НВ}} = 1/8,7 \text{ і } 0,077 = 1/\bar{t}_{\text{ТВ}} = 1/13,0,$$

де $\bar{t}_{\text{НВ}}$ і $\bar{t}_{\text{ТВ}}$ – середнє арифметичне значення емпіричного розподілу відповідно наробітку на технологічну відмову і тривалості усунення технологічної відмови, хв.

На рис. 2,а плавними лініями показані експоненти, що побудовані за рівняннями (15) і (16). Число технологічних відмов впродовж години змінного часу роботи спостережуваних машин коливалося від 0,6 до 4,49, а впродовж робочого дня – від 1 до 39 відмов. Результати пасивного експерименту щодо з'ясування зв'язку показників інтенсивності використання ЛЗКА і технологічної надійності ЛЗК наведені на рис. 2,б. Із збільшенням числа технологічних відмов коефіцієнт використання часу зміни і продуктивність ЛЗКА за годину змінного часу мають тенденцію до зменшення.

Для з'ясування характеру цього зменшення здійснено вирівнювання експериментальних даних за рівняннями прямих з від'ємним кутовим коефіцієнтом та спадаючими гіперболічними, степеневими і експоненціальними функціями. Міру наближення експериментальних даних до вирівняних за відповідною апроксимуючою функцією оцінювали за допомогою R^2 -коефіцієнтів. Дослідження і розрахунки показали, що найкраще наближення експериментальних даних до їх вирівняних значень забезпечувала апроксимація одержаних в результаті спостережень показників рівняннями експоненціальних функцій.

Кількісну зміну досліджуваних результативних ознак виробничої ефективності ЛЗКА залежно від числа технологічних відмов ЛЗК впродовж години змінного часу $n_{\text{ВГ}}$ у разі оцінювання цієї зміни експоненціальними функціями характеризують такі рівняння:

– зміна коефіцієнта використання часу зміни τ –

$$\tau = 0,9135 \exp(-0,2859 n_{\text{ВГ}}) \text{ при } R^2 = 0,486; \quad (17)$$

– зміна продуктивності за годину змінного часу $W_{\text{ГЗ}}$ (га/год) –

$$W_{\text{ГЗ}} = 0,8798 \exp(-0,3690 n_{\text{ВГ}}) \text{ при } R^2 = 0,574. \quad (18)$$

Криві зміни τ і $W_{\text{ГЗ}}$ залежно від $n_{\text{ВГ}}$, що побудовані за рівняннями (17) і (18), наведені на рис. 2,б. З рисунка видно, що із збільшенням числа відмов від 0,6 до 4,49 коефіцієнт використання часу зміни і продуктивність ЛЗКА за годину змінного часу зменшуються, але із поступовим зниженням інтенсивності цього зменшення. Відомо, що експоненціальні функції описують явища і процеси, які при збільшенні аргументу наближаються до певного асимптотичного значення результативної ознаки. Проте асимптоту краще з'ясувати у разі апроксимації експериментальних даних рівнянням гіперболи. Виявилося, що у разі апроксимації зміни τ залежно від $n_{\text{ВГ}}$ за рівнянням гіперболи ($R^2 = 0,478$) асимптота рівняння становить 0,32, що свідчить про граничне зниження коефіцієнта використання часу зміни ЛЗКА. Якщо ж апроксимувати зміну $W_{\text{ГЗ}}$ залежно від $n_{\text{ВГ}}$ також рівнянням гіперболи ($R^2 = 0,309$), то його асимптота дорівнює 0,27 га/год і є ознакою прогнозованого зниження продуктивності ЛЗКА у зв'язку із збільшенням числа технологічних відмов ЛЗК.

Якщо прогнозувати зміну τ і $W_{\text{ГЗ}}$ залежно від $n_{\text{ВГ}}$ за рівняннями прямих (R^2 -коефіцієнти відповідно дорівнюють 0,477 і 0,538), то в межах досліджуваної зміни числа відмов їх збільшення на одиницю спричинює зниження коефіцієнта використання часу зміни і продуктивності ЛЗКА на 0,12 відповідних одиниць розмірності. За відсутності технологічних відмов ЛЗК можна забезпечити високопродуктивне використання ЛЗКА з коефіцієнтом використання часу зміни 0,79 або 0,91 та продуктивністю за годину змінного часу 0,69 або 0,88 га/год. Перші значення наведених ознак характеризують прогнозовані показники у разі оцінювання їх зміни за рівняннями прямих, а другі – за експоненціальними функціями.

Забезпечити прогнозовані показники використання ЛЗКА можна за умови вирощування і збирання вирівняного і незабур'яненого стеблостою льону-довгунця, вибору відповідних швидкості руху агрегату і висоти брання ЛЗК та здійснення технологічних регулювань комбайна відповідно до характеристик густоти стояння і параметрів рослин.

В табл. 1 наведені основні статистичні показники емпіричних розподілів досліджуваних результативних і факторіальних ознак та тривалості зміни (робочого дня) і основного часу використання ЛЗКА. Про розподіли наробітку на технологічну відмову і тривалості усунення технологічних відмов йшлося вище. Ці ознаки в

дослідженні виступали і як результативні, так і факторіальні. За значеннями коефіцієнтів варіації і відношень показників міри асиметрії і ексцесу до своїх помилок (середніх квадратичних відхилень) переважна більшість емпіричних розподілів узгоджується з нормальним законом. Для розподілів тривалості усунення технологічних відмов впродовж зміни, частки тривалості усунення технологічних відмов в структурі часу зміни, тривалості ЩТО, частки тривалості ЩТО в структурі часу зміни і рівня виконання ЩТО значення коефіцієнтів варіації розподілів перевищували наближений діапазон значень коефіцієнтів варіації, який властивий нормальному закону [40]. Проте з перерахованих розподілів тільки в розподілі тривалості усунення технологічних відмов впродовж зміни спостерігалось відношення показника міри асиметрії до своєї помилки, що становило 3,42. Розподіл ЧКВЧЗ, що враховує простої через усунення технологічних відмов, мав коефіцієнт варіації 22,1%, але для цього розподілу відношення показника міри ексцесу до своєї помилки становило 3,24. За значеннями показників асиметрії і ексцесу емпіричних розподілів результативної і факторіальних ознак досліджувані розподіли можна віднести до [41]: слабкоасиметричних і слабкоексцесивних, слабкоасиметричних і середноексцесивних, середньоасиметричних і слабкоексцесивних, середньоасиметричних і середноексцесивних, сильноасиметричних і слабкоексцесивних та сильноасиметричних і середноексцесивних.

Розраховані показники асиметрії і ексцесу досліджуваних розподілів дали змогу оцінити форму кривих за їх скошеністю і пологістю. Кількісне ж оцінювання узгодженості деяких з емпіричних розподілів з нормальним законом здійснено визначенням χ^2 -критерію Пірсона [38]. Спостережувані (розрахункові) значення χ^2 -критерію Пірсона при оцінюванні узгодженості емпіричних розподілів продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу $W_{гз}$ з нормальним законом становили: для розподілу, середні арифметичні значення якого використані для аналізу технологічної надійності ЛЗК, $\chi^2_p = 0,54$. Для розподілу $W_{гз}$, що використаний при аналізі тривалості виконання ЩТО ЛЗК, розрахунковий χ^2 -критерій Пірсона становив $\chi^2_p = 1,2$. Критичне значення χ^2 -критерію Пірсона за числа ступенів вільності 1 на рівні значущості 0,05 за таблицями квантилів χ^2 -розподілу дорівнювало $\chi^2_{кр} = 3,8$ [38]. Оскільки 0,54 і 1,2 менші $\chi^2_{кр} = 3,8$, то відсутні підстави для відхилення нульової гіпотези про нормальний закон розподілу продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу.

Для емпіричного розподілу коефіцієнта надійності технологічного процесу $\chi^2_p = 2,85$, а критичний $\chi^2_{кр} = 3,8$ (за числа ступенів вільності 1 на рівні значущості 0,05). Оскільки χ^2_p не перевищував критичного значення $\chi^2_{кр}$, то відсутні підстави для відхилення нульової гіпотези і емпіричний розподіл $k_{тн}$ слід визнати таким, що узгоджується з нормальним законом.

Пошук і з'ясування якісного зв'язку між продуктивністю ЛЗКА за годину змінного часу, як результативною ознакою, і факторіальними ознаками, що в дослідженні характеризують технологічну надійність і тривалість виконання ЩТО ЛЗК, здійснено шляхом визначення коефіцієнтів кореляції між результативною ознакою і досліджуваними факторіальними та кореляційних відношень результативної ознаки до факторіальних. Визначені показники парних кореляційних зв'язків наведені в табл. 2.

Шляхом порівняння коефіцієнтів кореляції і кореляційних відношень та розрахунком t -критерію Стюдента визначено криволінійну зміну продуктивності ЛЗКА залежно від досліджуваних факторіальних ознак. З табл. 2 видно, що зв'язок між $W_{гз}$ і $k_{тв}$ оцінюється коефіцієнтом кореляції мінус 0,635 за кореляційного відношення 0,628.

Таблиця 2 – Показники кореляційного зв'язку між продуктивністю ЛЗКА $W_{гз}$ (га/год) і факторами технологічної надійності ЛЗК та тривалістю виконання їх щозмінного технічного обслуговування з відповідними рівняннями регресії

Досліджуваний фактор	Коефіцієнт кореляції (чисельник) і кореляційне відношення (знаменник)	Прогностична функція (чисельник) і рівняння регресії (знаменник)	Значення R^2 -коефіцієнта (чисельник) і показник $\lambda_{дв}$ (знаменник)	Помилка рівняння регресії (чисельник) і коефіцієнт детермінації (знаменник)
Фактори технологічної надійності ЛЗК				
Тривалість усунення технологічних відмов впродовж зміни $T_{ТВ}$, хв	$\frac{-0,711}{0,751}$	Спадаюча гіпербола $W_{гз} = 0,217 + 14,28/T_{ТВ}$	$\frac{0,682}{0,196}$	$\frac{0,092}{0,564}$
Частка тривалості усунення технологічних відмов в структурі часу зміни $k_{ТВ}$, %	$\frac{-0,635}{0,628}$	Спадаюча гіпербола $W_{гз} = 0,319 + 1,769/k_{ТВ}$	$\frac{0,381}{0,226}$	$\frac{0,111}{0,394}$
ЧКВЧЗ, що враховує простої ЛЗКА через усунення технологічних ЛЗК $\tau_{ТВ}$	$\frac{0,587}{0,628}$	Зростаюча гіпербола $W_{гз} = 0,720 - 0,184/\tau_{ТВ}$	$\frac{0,967}{0,073}$	$\frac{0,111}{0,394}$
Коефіцієнт надійності технологічного процесу $k_{ТН}$	$\frac{0,523}{0,605}$	Зростаюча гіпербола $W_{гз} = 0,646 - 0,113/k_{ТН}$	$\frac{0,950}{0,081}$	$\frac{0,111}{0,366}$
Тривалість виконання щозмінного технічного обслуговування ЛЗК				
Тривалість виконання щозмінного технічного обслуговування ЛЗК $T_{ЩТО}$, хв	$\frac{0,078}{0,517}$	Зростаюча гіпербола $W_{гз} = 0,54 - 2,66/T_{ЩТО}$	$\frac{0,207}{0,175}$	$\frac{0,111}{0,267}$
Частка тривалості виконання ЩТО ЛЗК в структурі часу зміни ЛЗКА $k_{ЩТО}$, %	$\frac{0,168}{0,431}$	Випукла парабола $W_{гз} = 0,376 + 0,0124k_{ЩТО} - 0,00029k_{ЩТО}^2$	$\frac{0,552}{0,098}$	$\frac{0,117}{0,186}$
ЧКВЧЗ, що враховує простої через виконання ЩТО з урахуванням тривалості зміни $\tau_{ЩТО}$	$\frac{-0,171}{0,434}$	Випукла парабола $W_{гз} = -1,632 + 5,546\tau_{ЩТО} - 3,571\tau_{ЩТО}^2$	$\frac{0,552}{0,076}$	$\frac{0,117}{0,188}$
ЧКВЧЗ, що враховує простої через виконання ЩТО з урахуванням тривалості основного часу зміни $\tau'_{ЩТО}$	$\frac{0,015}{0,374}$	Випукла парабола $W_{гз} = -1,245 + 4,757\tau'_{ЩТО} - 3,237(\tau'_{ЩТО})^2$	$\frac{0,631}{0,077}$	$\frac{0,120}{0,140}$
Рівень виконання ЩТО $P_{ЩТО}$	$\frac{0,320}{0,521}$	Випукла парабола $W_{гз} = 0,194 + 0,2994P_{ЩТО} - 0,0591P_{ЩТО}^2$	$\frac{0,715}{0,179}$	$\frac{0,111}{0,271}$

Перевищення значення коефіцієнта кореляції над кореляційним відношенням є підставою вважати, що між досліджуваними ознаками слід шукати прямолінійну залежність. Перевірка лінійності моделі регресії продуктивності ЛЗКА на частку часу $k_{ТВ}$ за t -критерієм Стюдента показала, що спостережуваний t -критерій дорівнює мінус 1,42. За таблицями квантилів розподілу Стюдента по рівню значущості 0,05 і числа ступенів вільності 3 критичне значення t -критерію становить 3,18 [38]. Оскільки спостережуваний t -критерій менший критичного значення, то лінійна модель регресії не узгоджується з експериментальними даними.

Водночас визначено і напрям впливу, тобто зростає чи спадає результативна ознака при збільшенні відповідної факторіальної. З'ясування форми зв'язку здійснено шляхом вирівнювання експериментальних значень продуктивності ЛЗКА рівняннями прямої з додатним і від'ємним значенням кутового коефіцієнта та криволінійними залежностями – степеневими, логарифмічними, експоненціальними (показовими) і поліномними другого порядку функціями та зростаючими і спадаючими гіперболами. Вибір відповідної апроксимуючої залежності здійснено шляхом розрахунку і порівняння R^2 -коефіцієнтів, що оцінювали вірогідність вирівнювання експериментальних значень продуктивності ЛЗКА тим чи іншим рівнянням. В табл. 2 наведені результати вирівнювання із назвою прогностичної функції і поданням рівняння регресії та значення R^2 -коефіцієнта, що відповідав визначеній апроксимуючій залежності. Для такої залежності розраховані показники оцінювання вирівнювання експериментальних значень продуктивності ЛЗКА [42], що їх визначали за відношенням основної помилки вирівнювання до середнього значення результативної ознаки. Розраховані показники наведені в табл. 2. Вирівнювання вважають задовільним, якщо чисельне значення розрахованого показника $\lambda_{ПВ}$ не перевищує 0,1. З табл. 2 видно, що для більшості досліджуваних зв'язків висловлена умова забезпечується. Для решти зв'язків здійснено оцінювання адекватності експериментальних даних і отриманих за відповідними модельними рівняннями із застосуванням дисперсійного аналізу [38]. Для прикладу розглянемо результати дисперсійного аналізу щодо оцінювання адекватності експериментальних даних і рівняння гіперболічної регресії, що характеризує кількісний зв'язок продуктивності ЛЗКА $W_{гз}$ і частки тривалості усунення технологічних відмов в структурі часу зміни $k_{ТВ}$. Показник оцінювання вирівнювання $\lambda_{ПВ}$ для цієї залежності становив 0,226 (табл. 2). За результатами дисперсійного аналізу розрахунковий (спостережуваний) F -критерій Фішера дорівнював $F_p = 3,67$. За таблицею квантилів F -розподілу по числу ступенів вільності чисельника і знаменника відповідно 1 і 3 на рівні ймовірності 0,95 табличний F -критерій дорівнював 10,1 [38]. Оскільки $F_p = 3,67 < F_{0,95;1;3} = 10,1$, то розглядуване гіперболічне рівняння регресії слід визнати адекватним експериментальним даним, тобто воно статистично значуще описує результати експерименту на рівні ймовірності 0,95 [39].

За значеннями середнього квадратичного відхилення розподілу продуктивності ЛЗКА і кореляційних відношень, що оцінювали якісний зв'язок результативної і факторіальних ознак, визначені помилки рівнянь регресії [43], які наведені в табл. 2. Залежно від регресійних рівнянь їхні помилки коливалися в межах 0,092–0,120 га/год.

В табл. 2 наведені розраховані коефіцієнти детермінації, що визначають силу впливу досліджуваних факторіальних ознак на продуктивність ЛЗКА [41]. За цими коефіцієнтами варіація досліджуваних факторів технологічної надійності ЛЗК на 37–56% причинно зумовлює варіацію продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу. Що стосується впливу на продуктивність ЛЗКА оцінних показників тривалості ЦТО ЛЗК, то за коефіцієнтами детермінації ці показники можна розчленувати на три групи: 1)

«найменш впливовим», що в загальній сукупності факторів впливу на його частку припадає 14%, виявився ЧКВЧЗ, що враховує простої ЛЗКА через виконання ЩТО з урахуванням основного часу зміни; 2) до другої групи показників, які в загальній сукупності факторів впливу становлять близько 19%, слід віднести частку тривалості виконання ЩТО ЛЗК в структурі часу зміни ЛЗКА і ЧКВЧЗ, що враховує простої ЛЗКА через виконання ЩТО ЛЗК з урахуванням тривалості зміни; 3) до третьої групи показників, на які припадає 27% загальної варіації впливаючих факторів, слід віднести тривалість і рівень виконання ЩТО ЛЗК.

На рис. 3 наведені полігон і нормальна крива розподілу продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу та кореляційні поля «продуктивність ЛЗКА і фактори технологічної надійності ЛЗК», а також кореляційні поля «продуктивність ЛЗКА і оцінні показники тривалості ЩТО ЛЗК». На кореляційних полях суцільними лініями побудовані криві зміни продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу залежно від відповідних факторіальних ознак за рівняннями, що наведені в табл. 2. Обабіч цих кривих пунктирними лініями зображені криві, що побудовані з урахуванням помилок відповідних рівнянь регресії (табл. 2), тобто заштрихована зона визначає межі зміни продуктивності ЛЗКА з урахуванням помилок рівнянь криволінійної регресії.

В заштриховану зону, наприклад, увійшло 74 і 70,4% та понад 71 і 76% значень $W_{гз}$ і відповідно $T_{ТВ}$ і $k_{ТН}$ та $T_{ЩТО}$ і $k_{ЩТО}$, за якими здійснені розрахунки відповідних рівнянь регресії.

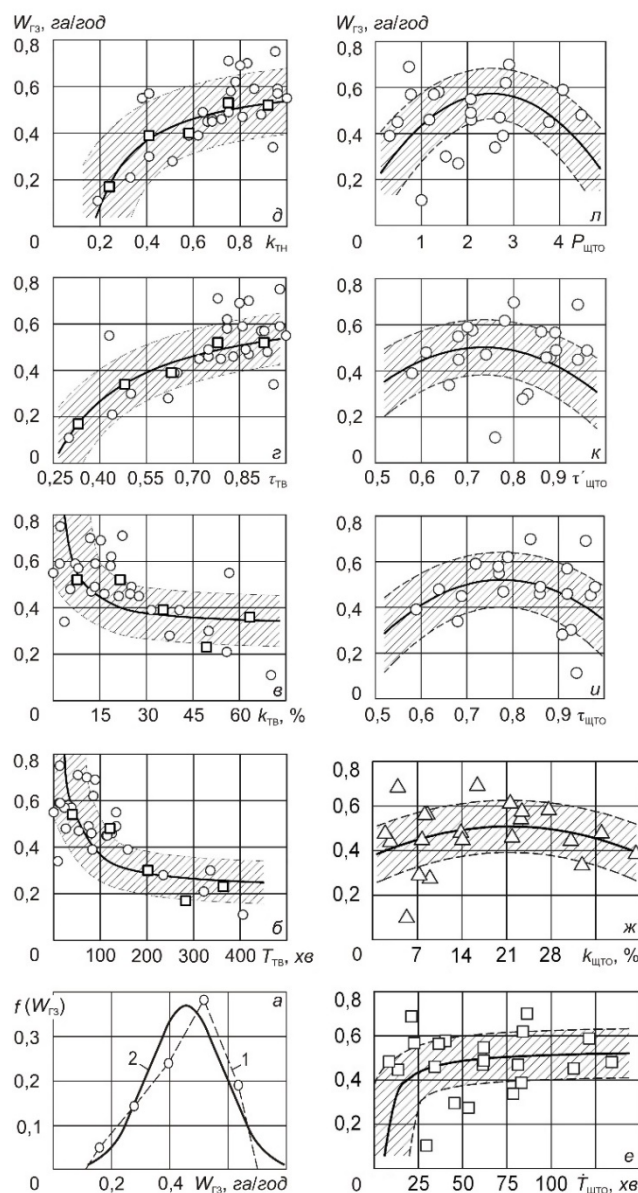
Виходячи із закономірності гіперболи і графіка зміни $W_{гз}$ залежно від $T_{ТВ}$ (рис. 3), продуктивність ЛЗКА за годину змінного часу починає інтенсивно зростати за тривалості усунення технологічних відмов, що менше 90 хв. Щодо частки тривалості усунення технологічних відмов в структурі часу зміни, то за абсцисою гіперболічного рівняння, яка являє межу зниження продуктивності ЛЗКА, та значенням помилки рівняння регресії можна вважати, що ця частка не повинна перевищувати 30%, оскільки її збільшення понад вказану межу супроводжується занадто сповільненим зниженням продуктивності ЛЗКА, значення якого сумірне з помилкою рівняння регресії.

З підвищенням ЧКВЧЗ $\tau_{ТВ}$, що враховує простої ЛЗКА через усунення технологічних відмов ЛЗК, понад 0,70 (рис. 3) продуктивність ЛЗКА продовжує зростати, але величина цього зростання сумірна з помилкою рівняння, що кількісно описує зміну $W_{гз}$ залежно від $\tau_{ТВ}$ (табл. 2). При організації комбайнового збирання льону-довгунця ЧКВЧЗ $\tau_{ТВ}$ не повинен бути меншим 0,70.

Аналіз даних табл. 2 і графіка зміни $W_{гз}$ залежно від коефіцієнта технологічної надійності ЛЗК (рис. 3) свідчить, що зростання продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу в міру підвищення коефіцієнта надійності понад 0,8 сумірне з помилкою рівняння регресії $W_{гз}$ по $k_{ТН}$ і не перевищує її чисельне значення. В умовах рядової експлуатації ЛЗКА можливо і доцільно визначити коефіцієнт технологічної надійності ЛЗК, що дорівнює 0,8 з експлуатаційним допуском $\pm 0,1$.

Проаналізуємо зміну продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу залежно від оцінних показників тривалості ЩТО ЛЗК. Продуктивність $W_{гз}$ залежно від $T_{ЩТО}$ описується рівнянням сповільнено зростаючої гіперболи, а від $k_{ЩТО}$, $\tau'_{ЩТО}$ і $P_{ЩТО}$ – рівняннями випуклої параболи другого порядку (табл. 2), які в графічному поданні наведені на рис. 3. З графіка зміни $W_{гз}$ залежно від $T_{ЩТО}$ простежується, що інтенсивне підвищення продуктивності ЛЗКА спостерігається при збільшенні тривалості виконання ЩТО ЛЗК орієнтовно до 25 хв (при збільшенні тривалості виконання ЩТО від 5 до 25 хв продуктивність ЛЗКА зростає майже у 50 разів), а з подальшим збільшенням цієї тривалості уповільнюється, сягаючи за рівнянням регресії $W_{гз}$ по $T_{ЩТО}$ (табл. 2) асимптотичного значення 0,54 га/год. За інтенсивністю зростання

продуктивності ЛЗКА тривалість виконання ЩТО має бути обмежена 50 хв з тим, щоб у структурі часу зміни ця тривалість не перевищувала 12%, оскільки подальше перевищення досліджуваної ознаки може супроводжуватися зниженням продуктивності ЛЗКА [33]. Пропонована тривалість ЩТО має бути узгоджена з переліком операцій технічного обслуговування, регламентованих відповідною нормативно-технічною документацією.



1 – полігон і 2 – нормальна крива розподілу продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу (а)

Рисунок 3 – Зміна продуктивності ЛЗКА за годину змінного часу $W_{гз}$ залежно від: б) тривалості усунення технологічних відмов T_{TB} ; в) частки цієї тривалості в структурі часу зміни k_{TB} ; г) часткового коефіцієнта, що враховує простой через усунення технологічних відмов, τ_{TB} ; д) коефіцієнта надійності технологічного процесу k_{TN} ; е) тривалості ЩТО комбайна $T_{ЩТО}$; ж) частки тривалості ЩТО в структурі часу зміни роботи ЛЗКА $k_{ЩТО}$; и) часткового коефіцієнта використання часу зміни (ЧКВЧЗ) на виконання ЩТО $\tau_{ЩТО}$, що визначають з урахуванням тривалості зміни роботи ЛЗКА; к) ЧКВЧЗ на виконання ЩТО $\tau'_{ЩТО}$, що визначають з урахуванням основного часу зміни; л) рівня виконання ЩТО $P_{ЩТО}$

Дослідження рівнянь випуклих парабол (табл. 2) на екстремум показали, що продуктивність ЛЗКА максимізується за $k_{ЩТО} = 21\%$, $\tau_{ЩТО} = 0,78$, $\tau'_{ЩТО} = 0,73$ і $P_{ЩТО} =$

2,53, приймаючи значення відповідно 0,51 га/год; 0,52; 0,50 і 0,57 га/год (рис. 3). Між рівнем виконання ЩТО $P_{\text{ЩТО}}$ та часткою тривалості ЩТО в структурі часу зміни $k_{\text{ЩТО}}$ і ЧКВЧЗ $\tau_{\text{ЩТО}}$ виявлений кількісний зв'язок, що описується такими рівняннями регресії:

$$P_{\text{ЩТО}} = 7,51 - 6,34\tau_{\text{ЩТО}} \text{ при } r = -0,783 \quad (19)$$

та

$$k_{\text{ЩТО}} = -50,12 + 91,31\tau_{\text{ЩТО}} \text{ при } r = 0,998. \quad (20)$$

Висновки. Кореляційно-регресійним аналізом і графічним поданням опрацьованих експериментальних даних з'ясовано, що змінні тривалість основного часу роботи ЛЗКА і тривалість ЩТО ЛЗК, тривалість усунення технологічних відмов ЛЗК впродовж зміни їх використання і тривалість основного часу роботи ЛЗКА, тривалість наробітку на технологічну відмову і тривалість усунення технологічної відмови можна розглядати як незалежні випадкові величини. Визначення ЧКВЧЗ, що пов'язані з виконанням ЩТО ЛЗК і зупинками ЛЗКА на усунення технологічних відмов методично коректніше вести за формулами, в яких відповідно чисельник являє різницю тривалості зміни і тривалості ЩТО ЛЗК та різницю тривалості зміни і тривалості усунення технологічних відмов комбайна впродовж зміни, а знаменником в обох випадках є тривалість зміни.

Розподіли наробітку на технологічну відмову ЛЗК і тривалості усунення технологічних відмов на рівні ймовірності 0,999 описуються експоненціальними законами з визначеними параметрами. Розрахункове число технологічних відмов ЛЗК за години змінного часу коливалося в межах від 0,6 до 4,29. Із збільшенням числа технологічних відмов коефіцієнт використання часу зміни і продуктивність ЛЗКА за годину змінного часу зменшується за експоненціальними залежностями.

За інтенсивністю зміни продуктивності ЛЗКА залежно від оцінних факторів технологічної надійності ЛЗК комбайнове збирання льону-довгунця має бути організовано так, щоб тривалість усунення технологічних відмов впродовж зміни не перевищувала 90 хв, частка тривалості усунення технологічних відмов впродовж зміни роботи ЛЗКА у структурі її часу не перевищувала 30%, ЧКВЧЗ через простой на усунення технологічних відмов не повинен бути меншим 0,70, а коефіцієнт надійності технологічного процесу комбайнів має дорівнювати 0,8 з експлуатаційним допуском $\pm 0,1$.

Інтенсивне підвищення продуктивності ЛЗКА простежується при збільшенні тривалості ЩТО ЛЗК до 25 хв, а із збільшенням тривалості ЩТО понад 50 хв інтенсивність підвищення продуктивності значно уповільнюється, наближаючись до асимптотичного значення, яке становить 0,54 га/год. Продуктивність ЛЗКА за годину змінного часу сягає максимального значення 0,51 га/год за частки тривалості ЩТО в структурі часу зміни 21%. Залежно від ЧКВЧЗ на виконання ЩТО, що його визначають з урахуванням тривалості зміни, продуктивність ЛЗКА приймає максимальне значення 0,52 га/год за часткового коефіцієнта 0,78. Максимальне значення продуктивності ЛЗКА 0,50 га/год може бути забезпечене за ЧКВЧЗ на виконання ЩТО ЛЗК, який визначають з урахуванням основного часу зміни і що становить 0,73. Продуктивність ЛЗКА максимізується (0,57 га/год) за рівня виконання ЩТО 2,53.

За відсутності технологічних відмов при збиранні вирівняного стеблостою льону-довгунця і здійсненні технологічних регулювань комбайнів відповідно до характеристик і параметрів рослин та стеблостою коефіцієнт використання часу і продуктивність ЛЗКА за годину змінного часу можуть становити відповідно 0,91 і 0,88 га.

З урахуванням помилок рівнянь криволінійної регресії тривалість ЩТО може бути зрушена в зону менших її значень, що слід врахувати при визначенні переліку

операцій і робіт з ЩТО опрацьовуваних моделей і зразків льонозбиральних машин в майбутньому.

Напрямок подальших розвідок на нашу думку слід спрямувати на пошук і з'ясування умов ефективного використання прес-підбирачів на підніманні стрічок рошенцевої льонотрести і формуванні її рулонів.

Список літератури

1. Демко, С. А. Визначення впливу терміну використання зернозбиральних комбайнів на їх техніко-експлуатаційні характеристики [Текст] : автореф. дис. ... канд. наук: спец. 05.05.11 «Машини і засоби механізації с.-г. виробництва» / С. А. Демко. – К., 2007. – 20 с.
2. Работоспособность и сохранность сельскохозяйственной техники [Текст] / М. М. Севернев, Г. П. Каплун, Н. Н. Поддлекарёв [и др.]; под ред. М. М. Севернева. – Минск: Ураджай, 1980. – 192 с.
3. Каплун, Г. П. Исследование эксплуатационной надёжности кормоуборочных машин [Текст] / Г. П. Каплун, П. Е. Круглый, Л. В. Мисун // Механизация и электрификация сельского хозяйства: межведомственный тематический сб. ЦНИИМЭСХ Нечерноземной зоны СССР. – Минск: Ураджай, 1984. – Вып. 27. – С. 150–157.
4. Надійність техніки. Терміни та визначення [Текст] : ДСТУ 2860 – 94. - [Чинний від 1996 – 01 – 01]. – К: Держстандарт України, 1995. – 92 с.
5. Соломкин, А. П. Влияние качества обслуживания на надёжность машин [Текст] / А. П. Соломкин // Механизация и электрификация социалистического сельского хозяйства. – 1977. – № 7. – С. 4–7.
6. Киртбая, Ю. К. Резервы в использовании машинно-тракторного парка [Текст] / Киртбая Ю. К. – М.: Колос, 1982. – 319 с.
7. Типові норми продуктивності машин і витрат палива на збиранні сільськогосподарських культур [Текст] / В. В. Вітвіцький, І. М. Демчак, В. С. Пивовар та ін. – К.: НДІ «Укргропромпродуктивність», 2005. – 544 с.
8. Пособие по эксплуатации машинно-тракторного парка [Текст] / Н. Э. Фере, В. З. Бубнов, А. В. Еленев, Л. М. Пильщиков. – М.: Колос, 1978. – 256 с.
9. Единые нормы выработки и расхода топлива на механизированные полевые работы в сельском хозяйстве. – М.: Колос, 1982. – 416 с.
10. Комплексная система технического обслуживания и ремонта машин в сельском хозяйстве. – М.: ГОСНИТИ, 1985. – Ч. 1. – 144 с.
11. Агулов, І. І. Довідник по технічному обслуговуванню сільськогосподарських машин [Текст] / І. І. Агулов, Л. Ф. Вознюк, О. В. Левчій. – К.: Урожай, 1989. – 256 с.
12. Машини для збирання зернових та технічних культур [Текст] : [посіб. для підготовки фахівців із напрямку «Процеси, машини та обладнання агропромислового виробництва» в аграр. вищ. навч. закл. II – IV рівнів акредитації] / [Колектив авторів]; за ред. В. І. Кравчука і Ю. Ф. Мельника. – Дослідницьке: УкрНДІПВТ ім. Л. Погорілого, 2009. – 296 с.
13. Барам, Х. Г. Научные основы технического нормирования механизированных полевых работ: монография [Текст] / Барам Х. Г. – М.: Колос, 1970. – 440 с.
14. Иофинов С. А. Эксплуатация машинно-тракторного парка [Текст] : [учеб. пособ. для студентов с.-х. вузов по спец. «Механизация с. х.»] / Иофинов С. А. – М.: Колос, 1974. – 480 с.
15. Фортуна, В. И. Эксплуатация машинно-тракторного парка [Текст] : [учеб. пособ. для средних с.-х. учеб. завед. по спец. «Механизация с. х.»] / Фортуна В. И. – М.: Колос, 1979. – 375 с.
16. Шаров, Н. М. Эксплуатационные свойства тракторных агрегатов [Текст] : [учеб. пособ. для факультетов повышения квалификации руководящих кадров колхозов и совхозов и специалистов с. х.] / Шаров Н. М. – М.: Колос, 1981. – 240 с.
17. Свирщевский, Б. С. Эксплуатация машинно-тракторного парка [Текст] : [учеб. пособ. для институтов и факультетов механизации и электрификации с. х.] / Свирщевский Б. С. – М.: Сельхозгиз, 1958. – 660 с.
18. Диденко, Н. К. Эксплуатация машинно-тракторного парка [Текст] : [учеб. пособ. для высш. учеб. заведений по специальностям «Механизация с. х.» и «Сельское хозяйство»] / Диденко Н. К. – К: Вища шк., 1977. – 391 с.
19. Эксплуатация машинно-тракторного парка [Текст] : [учеб. пособ. для студентов факультетов механизации с.-х. вузов по спец. «Механизация с. х.»] / [Ляхов А. П., Новиков А. В., Будько Ю. В. и др.]; под ред. Ю. В. Будько. – Минск: Ураджай, 1991. – 336 с.
20. Веденяпин, Г. В. Эксплуатация машинно-тракторного парка [Текст] : [учеб. пособ. для институтов и факультетов механизации с. х.] / Г. В. Веденякин, Ю. К. Киртбая, М. П. Сергеев. – М.: Колос, 1968. – 343 с.

21. Кіртбая, Ю. К. Основы комплексной механизации сельского хозяйства [Текст] / Кіртбая Ю. К.; за ред. В. В. Заморського. – К.: Вид-во Укр. акад. с.-г. наук, 1961. – 206 с.
22. Эксплуатационная технологичность конструкций тракторов [Текст] / [Михлин В. М., Диков К. И., Стариков В. М. и др.]; под ред. Н. Ф. Чухчина и В. М. Старикова. – М.: Машиностроение, 1982. – 256 с.
23. Хробостов, С. Н. Эксплуатация машинно-тракторного парка [Текст] : [учеб. для средних с.-х. учеб. завед. по спец. «Механизация с. х.»] / Хробостов С. Н. – М.: Колос, 1973. – 607 с.
24. Погорелый, Л. В. Инженерные методы испытания сельскохозяйственных машин [Текст] / Погорелый Л. В. – К.: Техніка, 1991. – 157 с.
25. Линтварев, Б. А. Научные основы повышения производительности земледельческих агрегатов [Текст] / Б. А. Линтварев. – М.: БТИГОСНИТИ, 1962. – 606 с.
26. Лімонт, А. С. Технологічна надійність і продуктивність льонозбиральних агрегатів [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. Харків. нац. техн. ун-ту с. г. ім. Петра Василенка: проблеми надійності машин та засобів механізації с.-г. виробництва. – Х., 2009. – Вип. 80. – С. 167–173.
27. Лімонт, А. С. Технологічні відмови і продуктивність льонозбиральних комбайнових агрегатів [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. аграр. науки. – 2009. – № 11. – С. 44–47.
28. Лімонт, А. С. Тривалість усунення технологічних відмов і наробіток комбайнових агрегатів на збиранні льону-довгунця [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. Харків. нац. техн. ун-ту с. г. ім. Петра Василенка: проблеми надійності машин та засобів механізації с.-г. виробництва. – Х., 2010. – Вип. 100. – С. 134–140.
29. Лімонт, А. С. Оцінювання показників надійності льонозбиральних комбайнів [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. Харків. нац. техн. ун-ту с. г. ім. Петра Василенка: проблеми надійності машин та засобів механізації с.-г. виробництва. – Х., 2012. – Вип. 128. – С. 37–45.
30. Лімонт, А. С. Експлуатаційні стани і елементи надійності льонозбиральних комбайнів [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. Харків. нац. техн. ун-ту с. г. ім. Петра Василенка: технічний сервіс машин для рослинництва. – Х., 2013. – Вип. 134. – С. 35–43.
31. Шейченко, [Текст] В. О. Виробнича ефективність технологічної надійності льонозбиральних комбайнів [Текст] / В. О. Шейченко, А. С. Лімонт, Т. Л. Коваль // Вісн. Харків. нац. техн. ун-ту с. г. ім. Петра Василенка: проблеми надійності машин та засобів механізації с.-г. виробництва. – Х., 2014. – Вип. 151. – С. 91–100.
32. Шейченко, В. А. Прогнозирование производительности и технологическая надежность льноуборочных комбайнов [Текст] / В. А. Шейченко, А. С. Лімонт // Машинно-технологическая модернизация льняного агропромышленного комплекса на инновационной основе: науч. труды Всероссийского НИИ механизации льноводства (ВНИИМЛ). – Тверь: Твер. гос. ун-т, 2014. – С. 67–74.
33. Лімонт, А. С. Прогнозування тривалості щозмінного технічного обслуговування льонозбиральних комбайнових агрегатів [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. аграр. науки. – 2010. – № 9. – С. 36–39.
34. Лімонт, А. С. Результативність щозмінного технічного обслуговування льонозбиральних комбайнів [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. Харків. нац. техн. ун-ту с. г. ім. Петра Василенка: проблеми технічної експлуатації машин. – Х., 2011. – Вип. 109. – С. 83–90.
35. Лімонт, А. С. Статистичне оцінювання щозмінного технічного обслуговування льонозбиральних комбайнів [Текст] / А. С. Лімонт // Вісн. Харків. нац. техн. ун-ту с. г. ім. Петра Василенка: технічний сервіс машин для рослинництва. – Х., 2012. – Вип. 121. – С. 20–28.
36. Лімонт, А. С. Теоретичні основи забезпечення працездатності машин [Текст] : навч. посіб. / Лімонт А. С. – Житомир: Держ. агроєколог. ун-т, 2008. – 420 с.
37. Лімонт, А. С. Кореляційно-регресійні моделі продуктивності і щозмінне технічне обслуговування льонозбиральних комбайнів [Текст] / А. С. Лімонт // Сільськогосподарські машини: зб. наук. ст. – Луцьк: Ред.-вид. відділ ЛНТУ, 2012. – Вип. 23. – С. 56–65.
38. Герасимович, А. И. Математическая статистика [Текст] : [учеб. пособ. для инж.-техн. и эконом. спец. вузов] / Герасимович А. И. – Минск: Вышэйш. шк., 1983. – 279 с.
39. Львовский, Е. Н. Статистические методы построения эмпирических формул [Текст] : [учеб. пособ. для вузов] / Львовский Е. Н. – М.: Высш. шк., 1988. – 239 с.
40. Герасимович, А. И. Математическая статистика [Текст] : учеб. пособ. [для инж.-техн. и эконом. спец. вузов] / А. И. Герасимович, Я. И. Матвеева. – Минск: Вышэйш. шк., 1978. – 200 с.
41. Дмитриев, Е. А. Математическая статистика в почвоведении [Текст] : учеб. пособ. / Е. А. Дмитриев. – М.: Изд-во Моск. ун-та, 1972. – 292 с.
42. Методика статистической обработки эмпирических данных [Текст] : РТМ 44 – 62. – М.: Изд-во стандартов, 1966. – 100 с.
43. Уланова, Е. С. Методы корреляционного и регрессионного анализа в агрометеорологии: монография [Текст] / Е. С. Уланова, В. Н. Забелин. – Л.: Гидрометеопиздат, 1990. – 208 с.

Anatoliy Limont, Assos. Prof., PhD tech. sci., Sergiy Dobransky, Lect.

Zhytomyr Agrotechnical College, Zhytomyr, Ukraine

The elements of maintainability and technological reliability of flax harvesters

The investigation is aimed at enhancing the efficiency of using flax harvesters which was assessed by means of the production capacity of machine units as components of these harvesters.

The use of flax harvesters under real conditions of harvesting fiber flax is investigated. The author studies the duration of maintenance in shifts and in the basic time of the shift, as well as the distribution of the operating time with respect to the technological failure and the duration of removing failures of flax harvesters. The author also determines the qualitative and quantitative relations between the quoted indices and suggests the model equations of regression which describe the revealed quantitative changes in these indices. The author determines the laws of distribution of the operating time before failures and the terms for removing them/ The paper specifies the number of technological failures of the harvester per hour of the shift of its operation. The paper analyzes the correlation between the production capacity and the coefficient of using the shift working hours of the flax harvester unit and the number of technological failures of the harvester per hour of the shift time.

On the basis of the specified coefficient of the correlation and the correlation ratios with the use of the Student t-criterion the author determines the non-linearity of the correlation between the harvester unit production capacity per hour of the shift time and the terms for removing technological failures. Within the shift time and the part of this term in the structure of the shift time which are described with the equations of dipping hyperbolas. The changes in the investigated production capacity depend on the partial coefficient which takes into account the idle time of the harvesting unit due to the process of removing technological failures. The above changes also depend on the reliability coefficient of the technological process and can be described with the equations of the corresponding gradually ascending hyperbolas.

The author reveals the curve linear correlation links between the production capacity of the harvester unit per hour of the shift time and the term of the shiftily technical maintenance of the flax of the flax harvester, the part of this term in the structure of the shift time, partial coefficients of using the time for the shiftily technical maintenance with respect to the duration of the shift and the level of providing shiftily technical maintenance. The corresponding correlation and regression models are determined as well.

fiber flax, harvesting, combine, use, production capacity, maintainability, technological reliability, failure, operating time

Одержано 19.10.17

УДК 621.432

Б.А. Ляшенко, проф., д-р техн. наук

Інститут проблем міцності ім. Г. С. Писаренко НАН України, м. Київ, Україна

С.І. Маркович, доц., канд. техн. наук, С.С. Михайлюта, асп.

Центральноукраїнський національний технічний університет, м. Кропивницький, Україна, E-mail: marko60@ukr.net

Розробка технологічного процесу вакуумного азотування поршнів двигунів в пульсуючому пучку плазми

В статті визначено основні причини, що перешкоджають вирішенню задачі удосконалення автотракторних двигунів внутрішнього згорання на базі застосування зміцнювальних іонноазотованих шарів, зокрема недостатньо високої швидкості насичення поверхневих шарів металу азотом (через низький робочий тиск газу) та можливості переходу тліючого розряду у дуговий, що може призвести до оплавлення поверхні деталі, яку обробляють. Розроблено ефективну технологію вакуумного азотування в пульсуючому пучку плазми. При цьому застосовано спосіб ефективного очищення поверхні поршнів шляхом катодного розпилювання в середовищі аргон – водень що сприяє формуванню рівномірної

© Б.А. Ляшенко, С.І. Маркович, С.С. Михайлюта, 2017