

Показником вірності технічних рівень під час розробки конструкції виробів можуть служити статистичні дані про види дефектів виробів, які надходять для ремонту на підприємства побутового обслуговування.

Основні дефекти виробів з деревини об'єднані в групи, близькі за своїми конструктивними і технологічними ознаками. Середньостатистичні дані характеризуються такими показниками: пошкодження лакофарбових покриттів – 44,0 % дефектів від загальної їх кількості; послаблення і руйнування шипових з'єднань – 25,5 %; поломка деталей, пружин, фурнітури – 17,7 %; пошкодження личкованих покриттів із шпону, штучних плівок і тканин – 12,8 %.

УДК 674.815-41

Доц. В.В. Шостак, д.т.н. – УкрДЛТУ

ДОСЛІДЖЕННЯ РЕМОНТОПРИДАТНОСТІ КІНЕМАТИЧНОЇ ПІДЧАСТИНИ ЛІНІЇ ПРЕСУВАННЯ ДЕРЕВНОСТРУЖКОВИХ ПЛИТ

Встановлено, що тривалість відновлення кінематичної підчастини має розподіл Гніденка-Вейбулла. Визначені закономірності зміни показників ремонтпридатності залежно від виду виконаного ремонту і тривалості експлуатації обладнання.

Doc. V. Shostak – USUFWT

Research of maintainability of a kinematic part of a line of pressing particle boards

Have defined, that the duration of restoring of a kinematic part has distribution Gnidenko-Vejbull. The legitimacies of change of parameters of maintainability are certain depending on a kind of the executed repair and duration of operation of the equipment.

Лінія формування і пресування деревностружкових плит (ДСП) включає двоступеневі пневмосепаратори, змішувачі стружки з клеєм, формувальні машини, холодний і гарячий преси, транспортери, верстат для обрізування плит за форматом та інше обладнання. Для дослідження все обладнання лінії поділили на дві частини: механічну і електричну. У механічній частині окремо розглядали кінематичну і гідравлічну підчастини. В цій роботі наводяться результати дослідження кінематичної підчастини.

За трудомісткістю відновлення всі відмови поділялись на три групи складності: до першої групи належали відмови, що усувались ремонтом або заміною деталей, розміщених назовні вузлів і агрегатів (усунення відмов проводились без розбирання вузлів), а також непланові види технічного обслуговування. Трудомісткість цих відмов становила не більше двох людино-годин. До другої групи складності належали відмови, що усувались регулюванням, ремонтом або заміною легкодоступних вузлів і агрегатів, а також непланові операції складних видів технічного обслуговування. Трудомісткість усунення цих відмов становила не більше 10 людино-годин. До третьої групи складності належали відмови, для усунення яких необхідно відкривати внутрішні робочі порожнини найвідповідальніших вузлів і агрегатів, а також проводити їх розбирання. Трудомісткість усунення цих відмов становила понад 10 людино-годин. Дослідження експлуатаційної надійності обладнання проводили протягом двох років. За цей час було виконано 22

профілактичних ремонтних заходів і два капітальні ремонти. Відмови і тривалість відновлення фіксували протягом кожної зміни в журналах технічного нагляду. За два ремонтні цикли зафіксовано 885 відновлень кінематичної підчастини.

У табл. 1 наведено дані про кількість і середню трудомісткість відновлення відмов кінематичної підчастини.

Табл. 1. Розподіл відмов кінематичної підчастини

І групи складності відмов	Кількість відмов	Середня трудомісткість відновлення людино-годин	Відсоток відмов
I	570	0,722	64,4
II	272	3,674	30,7
III	43	18,500	4,9
Всього	885	2,493	100,0

Прийнявши гіпотезу, що тривалість відновлення лінії розподілена за законом Гніденка-Вейбулла, імовірність невідновлення кінематичної підчастини запишемо у вигляді:

$$G_R(t_R) = \exp \left[- \left(\frac{t_R}{a_K} \right)^{b_K} \right], \quad (1)$$

де t_R – задана тривалість відновлення; a_K – параметр масштабу; b_K – параметр форми.

Після подвійного логарифмування (1) одержали:

$$\ln[-\ln G_R(t_R)] = b_K \ln t_R - b_K \ln a_K \quad (2)$$

Використавши заміну $y = \ln[-\ln G_R(t_R)]$, $x = \ln t_R$, $A = b_K \ln a_K$, одержали рівняння прямої у вигляді:

$$y = b_K x - A. \quad (3)$$

Тобто в системі координат x, y залежність (1) випрямляється. Це дозволяє використати цю заміну для знаходження параметрів закону розподілу Гніденка-Вейбулла a_K і b_K .

Для цього статистичні дані про тривалість відновлення кінематичної підчастини у кожному міжремонтному періоді розбивали на дев'ять інтервалів (табл.2). Розмір кожного інтервалу вибирали так, щоб їх натуральні логарифми відрізнялися на величину 0,5. Оброблення даних для кожного міжремонтного періоду проводили за методом найменших квадратів. В результаті отримали параметри розподілу Гніденка-Вейбулла для всіх 24 міжремонтних періодів. Перевірення адекватності прийнятої гіпотези виконали за критерієм Пірсона. Для числа ступенів свободи $m=8-2-1=5$, і значимості $\alpha=0,05$ табличне значення критерію Пірсона $\chi^2_{\alpha}=11,1$. Розрахункові значення χ^2_p лежать в межах $\chi^2_p=7,2...10,1$. Тобто адекватність прийнятої гіпотези підтверджена. Встановлено, що основними факторами, що впливають на величину параметрів розподілу a_K і b_K є вид попереднього виконаного ремонтного заходу P_n і час експлуатації до міжремонтного періоду $t_{ек}$. Вплив P_n і $t_{ек}$ на параметри a_K і b_K виявили за допомогою двофакторного диспе-

рсійного аналізу. Розрахункове значення критерію Фішера для впливу P_n на параметр b_k становить $F_{P(n)}=4,051$, а для $t_{ек}$ $F_{P(t)}=7,7$. Аналогічно для параметра a_k значення критерію Фішера $F_{P(a)}=18,93$ і $F_{P(t)}=86,65$. Табличне значення критерію Фішера $F_t=3,35$ для значимості $\alpha=0,05$ і ступенів свободи $f_1=2$ і $f_2=27$. Більші значення критерію Фішера від табличного показують, що фактори P_n і $t_{ек}$ помітно впливають на величину a_k і b_k [1].

Табл. 2. Приклад оброблення даних для визначення параметрів a_k і b_k (третій міжремонтний період)

Інтервал t , хв	$x = \ln t$	n_i	n_{oi}	$P_B(t_B)$	$G_B(t_B)$	$y = \ln[-\ln G_B(t_B)]$
7,5...12,2	2,5	12	12	0,1818	0,8182	-1,6061
12,3...20,0	3,0	9	21	0,3118	0,6818	-0,9597
20,1...33,0	3,5	12	33	0,5000	0,5000	-0,3665
33,1...55,0	4,0	15	48	0,7273	0,2727	0,2618
55,1...90,0	4,5	8	56	0,8485	0,1515	0,6350
90,1...148,0	5,0	5	61	0,9242	0,0758	0,9479
148,1...245,0	5,5	2	63	0,9545	0,0455	1,1286
245,5...403,0	6,0	1	64	0,9697	0,0303	1,2518
403,1...665	6,5	2	66	1,0000	0,0000	-

Вплив виду попередньо виконаного ремонтного заходу оцінювали за тривалістю простою в цьому заході ($P_n=48$ год, для огляду; $P_n=72$ год, для поточного ремонту; $P_n=96$ год, для середнього ремонту). Встановлено, що зі збільшенням часу експлуатації параметр масштабу спочатку зменшується, потім зростає (рис. 1).

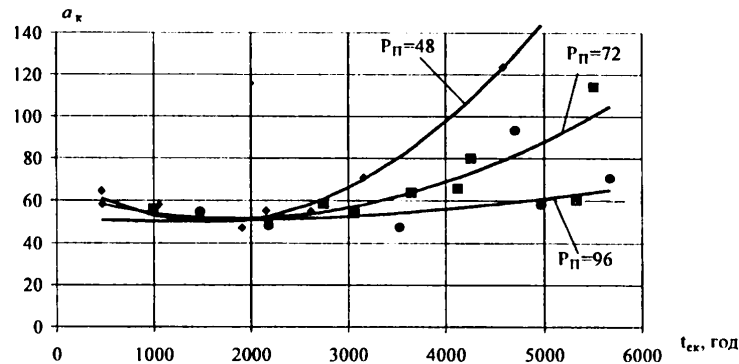


Рис. 1. Залежність параметра масштабу a_k від $t_{ек}$: $\diamond$ - $P_n = 48$ год,

$\blacksquare$ - $P_n = 72$ год; $\bullet$ - $P_n = 96$ год

Залежність параметра масштабу a_k як функцію від основних факторів апроксимовано залежністю:

$$a_k = 76,89 + 3,44 \cdot 10^{-2} P_n - 3,13 \cdot 10^{-3} P_n^2 + (-6,23 \cdot 10^{-2} +$$

$$+ 8,5 \cdot 10^{-4} P_n - 2,3 \cdot 10^{-6} P_n^2) \cdot t_{ек} + (2,36 \cdot 10^{-5} - 3,97 \cdot 10^{-7} P_n + 1,66 \cdot 10^{-9} P_n^2) \cdot t_{ек}^2. \quad (4)$$

де n_i – кількість відновлень на інтервалі; n_{oi} – кількість відновлень від початку міжремонтного періоду.

Залежність параметра форми b_k від P_n і $t_{ек}$ має лінійний характер (рис. 2). Після оброблення даних за методом найменших квадратів одержали залежність:

$$b_k = 1,031 - 3,048 \cdot 10^{-3} P_n + (1,088 \cdot 10^{-4} - 4,076 \cdot 10^{-7} P_n) \cdot t_{ек}. \quad (5)$$

Перевірення адекватності рівнянь регресії (4) і (5) проводили за критерієм Пірсона.

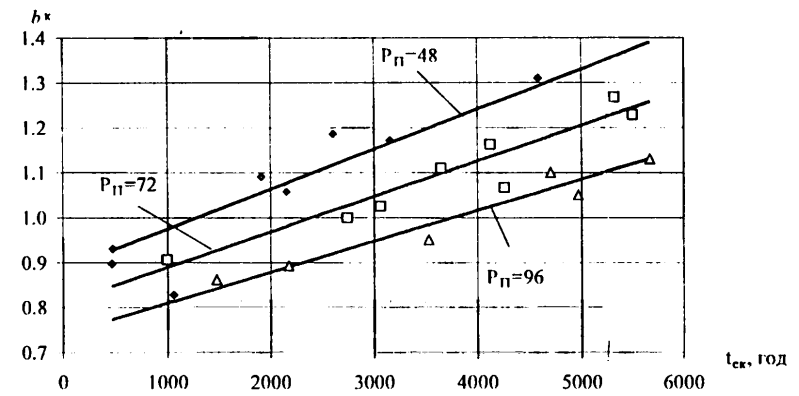


Рис. 2. Залежність параметра форми $b_k = f(P_n, t_{ек})$

Густина розподілу тривалості відновлення кінематичної підчастини $q_k(t_B)$ визначається залежністю:

$$q_k(t_B) = \frac{b_k t_B^{b_k-1}}{a_k^{b_k}} \exp \left[- \left(\frac{t_B}{a_k} \right)^{b_k} \right] \quad (6)$$

Для перших двох-трьох тисяч годин експлуатації обладнання переважають малі значення тривалості відновлення $t_B=60...80$ хв (рис. 3), але з часом експлуатації тривалість відновлення зростає і після 6000 год експлуатації тривалість відновлення розподіляється майже рівномірно в межах 60...240 хв.

Імовірність відновлення кінематичної підчастини визначається:

$$P_n(t_B) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{t_B}{a_k} \right)^{b_k} \right] \quad (7)$$

З часом експлуатації імовірність відновлення кінематичної підчастини за час t_B зменшується (рис. 4). Це зумовлено збільшенням кількості складних відмов, на усунення яких витрачається більше часу.

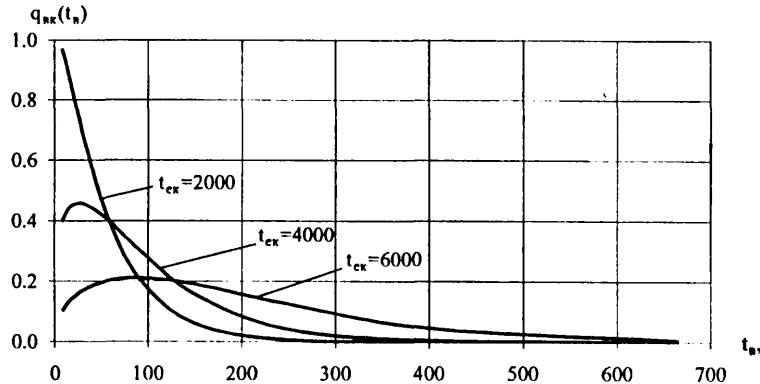
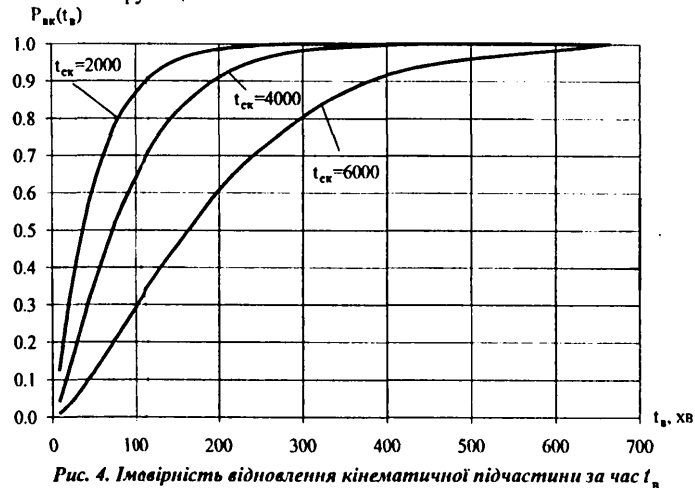


Рис. 3. Густина імовірності розподілу тривалості відновлення кінематичної підчастини

Середня тривалість відновлення кінематичної підчастини на міжремонтному періоді визначається:

$$T_{жж} = a_{жж} \cdot \Gamma \left(1 + \frac{1}{b_{жж}} \right) \quad (8)$$

де Γ – знак гамма функції.

Рис. 4. Імовірність відновлення кінематичної підчастини за час $t_{жж}$

З ростом часу експлуатації обладнання середня тривалість відновлення кінематичної підчастини за перші три міжремонтні періоди спадає, але пізніше з ростом часу експлуатації зростає кількість і складність поступових відмов і тривалість відновлення зростає незалежно від попередньо виконаних профілактичних ремонтів.

Висновки

Проведені дослідження дозволили виявити закономірності зміни показників ремонтпридатності кінематичної підчастини обладнання для виробництва ДСП залежно від часу експлуатації і виду попередньо виконаного ремонтного заходу.

Встановлено, що тривалість відновлення кінематичної підчастини має розподіл Гніденка-Вейбулла.

Визначені закономірності дозволяють моделювати тривалість відновлення обладнання лінії формування і пресування ДСП за період ремонтного циклу.

Література

1. Нижурич А.А., Розенблит М.С. Исследование процессов деревообработки. – М.: Лесн. пром-сть, 1984. – 232 с.

УДК 66.047

Аспір. І.О. Гузьова; доц. В.М. Атаманюк, к.т.н.;
проф. Я.М. Ханік, д.т.н. – ДУ "Львівська політехніка"

ОСОБЛИВОСТІ ГІДРОДИНАМІКИ ТА КІНЕТИКИ ФІЛЬТРАЦІЙНОГО СУШІННЯ ДИСПЕРСНОЇ КАВОВОЇ СИРОВИНИ

Виявлено особливості гідродинаміки та кінетики під час фільтраційного сушіння дисперсної кавової сировини.

Asp. I. Guzeva, doc. B. Atamaniuk, prof. Ya. Hanuk – NU "Lviv'ska Politehnika"

The peculiarities of hydrodynamics of the wet layers and kinetics of the filtration drying of disperse materials (coffee)

Головною операцією під час виробництва розчинної кави є екстрагування розчинних речовин з підсмажених кавових зерен. При цьому, після вилучення екстракту, залишаються відходи (коло 70 % від вихідної сировини). На даний час вони на ряді виробництв викидаються, що призводить до забруднення довкілля, тоді як можливі різноманітні шляхи використання кавового шламу в багатьох галузях виробництва:

- вилучення цінних екстрактивних речовин, зокрема жирів, що широко використовуються в парфумерній, медичній, харчовій та інших галузях промисловості.
- використання кавової сировини без вилучення цінних компонентів, як тверде паливо, добриво чи корм для тварин.

Однак у всіх випадках для подальшого використання кавового шламу його необхідно висушувати. Так, з метою екстрагування цільових компонентів (жирів), в основному використовують екстрагенти органічного походження. Як відомо, із вологого матеріалу процес вилучення важко реалізувати і економічно невигідно. Тому для подальшої переробки цінних відходів при виробництві розчинної кави їх необхідно сушити.

Враховуючи фізико-хімічні властивості шламу, можна сказати, що конвективний метод сушіння в барабанних сушарках, в апаратах киплячого шару, а також в умовах пневмотранспорту в даному випадку є малоефективним. Це є при-