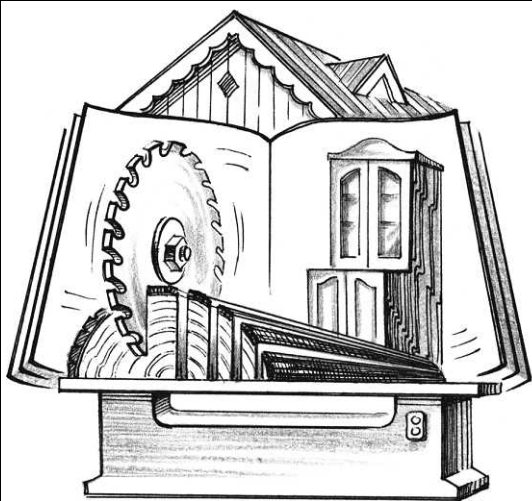




3. ТЕХНОЛОГІЯ ТА УСТАТКУВАННЯ ДЕРЕВООБРОБНИХ ПІДПРИЄМСТВ

УДК 674.815-41

*Проф. В.В. Шостак, д-р техн. наук – УкрДЛТУ;
інж. В.І. Полоз – Коломийський політехнічний коледж*

ДОСЛІДЖЕННЯ РЕМОНТОПРИДАТНОСТІ ОБЛАДНАННЯ ГОЛОВНОГО КОНВЕЄРА ЛІНІЇ ПРЕСУВАННЯ ДЕРЕВНОСТРУЖКОВИХ ПЛИТ

Визначені показники ремонтпридатності. Тривалість відновлення має розподіл Вейбулла-Гніденка. Встановлено залежності показників ремонтпридатності від тривалості оперативної роботи обладнання.

Ключові слова: надійність, ремонтпридатність, обладнання, деревностружкова плита

Prof. V.V. Shostak – USUFWT; eng. V.I. Poloz – Kolomyja, Polytechnic college

Research of maintainability of the equipment of the main conveyor of a line of particleboard pressing

Parameters of maintainability are determined. Duration of restoration has distribution of Vabull-Gnidenko. Dependences of parameters of maintainability on duration of operative work of the equipment are established.

Keywords: reliability, maintainability, the equipment, particleboard

Дослідження провели на заводі "Інтерплит" Надвірнянського лісокомбінату. Завод працює у три зміни в безперервному режимі. Зупинку здійснюють тільки на профілактичні ремонти (на два-три дні кожен місяць). Один раз в рік проводять капітальний ремонт зупиняючи завод на 20...25 днів. Обладнання заводу представляє собою комплекс автоматичних ліній які об'єднані послідовно і працюють в одному режимі. Для таких систем надійність є вирішальним показником, який визначає собівартість продукції і продуктивність обладнання. Дослідженням надійності обладнання для виробництва деревностружкових плит присвячено ряд робіт [1, 2]. Однак у цих роботах не визначені показники ремонтпридатності обладнання, що працює за безпіддонним способом.

Метою наших досліджень було встановити залежність показників ремонтпридатності обладнання від часу його оперативної роботи. Визначення

показників ремонтпридатності проводили шляхом збирання статистичних даних про відмови і тривалість їх відновлення. Для цього були розроблені форми журналу куди записували: дату і зміну; назву обладнання і вузла, що відмовив; вид ремонтних робіт, виконаних для усунення відмови; тривалість простою у хвиликах; причину відмови; кількість робітників ремонтників, що працювали.

Дослідження експлуатаційної надійності обладнання проводили протягом п'яти ремонтних циклів (п'ять років). У кожному ремонтному циклі час роботи між окремими профілактичними ремонтами розглядали як міжремонтний період. У табл. 1 наведено зведену відомість експлуатаційних досліджень за п'ять ремонтних циклів. В ній прийнято такі позначення: t_p – оперативний час роботи обладнання за міжремонтний період; n – кількість відмов за міжремонтний період; t_{mx} – тривалість простою обладнання з технічних причин за міжремонтний період.

Табл. 1. Зведені дані про експлуатаційну надійність обладнання заводу "Інтерплит" за п'ять ремонтних циклів (протягом п'яти років)

Міжремонтні періоди	1-й рем. цикл			2-й рем. цикл			3-й рем. цикл		
	t_p	n	t_{mx}	t_p	n	t_{mx}	t_p	n	t_{mx}
1	512	39	80	507,9	65	95,4	503,8	119	114,3
2	508	94	88	505,1	79	105,6	524,3	106	155,5
3	506	91	116	501,9	81	64,5	539,9	135	131,1
4	510	89	94	545,5	113	116,9	511,0	100	114,5
5	510	119	110	501,9	124	64,5	511,0	113	114,5
6	502	76	70	502,3	92	115,8	503,8	104	114,3
7	500	87	57	523,9	133	116,3	482,2	100	113,8
8	510	71	96	481,6	96	33,2	771,9	85	224,4
9	480	77	32	509,2	89	64,7	539,9	102	115,1
10	492	59	43	522,7	119	147,1	484,4	89	52,5
11	500	73	79	250,8	79	46,1	489,3	96	114,0
12	490	61	108	–	–	–	487,2	97	42,3
13	500	79	81	–	–	–	535,0	81	114,5
14	354	41	124	–	–	–	–	–	–

Табл. 1. (продовження)

Міжремонтні періоди	4-й рем. цикл			5-й рем. цикл		
	t_p	n	t_{mx}	t_p	n	t_{mx}
1	490	81	104	493	123	86
2	524	146	151	500	96	67
3	510	116	42	490	95	52
4	508	105	114	460	45	68
5	512	97	119	510	90	77
6	490	87	130	490	82	82
7	834	103	132	500	92	90
8	500	101	81	490	83	87
9	482	106	76	500	93	123
10	490	129	70	510	109	99
11	480	95	78	224	34	86
12	–	–	–	–	–	–
13	–	–	–	–	–	–
14	–	–	–	–	–	–

За трудомісткістю відновлення всі відмови поділяли на три групи складності: до першої групи відносили відмови, що усувались заміною деталей, розміщених назовні вузлів і агрегатів (усунення відмов проводиться без розбирання), а також непланові види технічного обслуговування (регулювання передач, зазорів, пружин). Трудомісткість відмов першої групи не більше двох людино-годин. До другої групи відносили відмови, що усувались ремонтом або заміною легкодоступних вузлів і агрегатів. Трудомісткість усунення цих відмов становила від 2 до 10 людино-годин. До третьої групи складності відносили відмови для усунення яких необхідно відкривати внутрішні робочі порожнини найвідповідальніших вузлів і агрегатів (редукторів, pomp, варіаторів), проводити розбирання, складання і регулювання. Трудомісткість усунення цих відмов становила понад 10 людино-годин.

У кожному міжремонтному періоді час роботи обладнання розбивали на інтервали і в кожному інтервалі визначали тривалість відновлення кожної відмови. Як приклад у табл. 2 наведено вхідні дані для розрахунку показників ремонтпридатності.

Для розрахунку показників ремонтпридатності дані для кожного міжремонтного періоду і кожного ремонтного циклу звели в окремі таблиці для окремого інтервалу. Як приклад у табл. 3 наведено вхідні дані для розрахунку показників надійності для першого ремонтного циклу восьмого інтервалу всіх 14 міжремонтних періодів.

Табл. 2. Вхідні дані для розрахунку показників ремонтпридатності для восьмого міжремонтного періоду першого ремонтного циклу

Інтервал	Оперативний час роботи t_p , год.	Час роботи на інтервалі Δt_p , год.	Кількість відмов, n_i	Тривалість відновлення на інтервалі t_v , хв.	Сума відновлень		Простої з організаційних причин, год.
					хв.	год.	
1	25	25,0	3	93, 80, 67	240	4	3
2	82	57,0	9	73,78,68,65,81,87,82,83,103	720	12	3
3	141	59,0	9	56,52,54,49,54,50,57,57,51	480	8	5
4	195	54,0	8	97,113,88,86,81,112,96,47	720	12	6
5	251	56,0	8	87,96,76,78,84,79,79,81	660	11	6
6	308	57,0	7	87,93,99,75,76,94,76	600	10	5
7	370	62,0	6	99,93,61,95,67,125	540	9	1
8	422	52,0	7	87,96,92,66,105,95,119	660	11	8
9	475	53,0	9	92,81,99,84,75,75,66,85,63	720	12	7
10	510	35,0	5	91,88,83,88,70	420	7	6

Після статистичного оброблення наведених у табл. 3 даних отримані статистичні показники, що записані в останній графі таблиці. За цими даними бачимо, що асиметрія і ексцес для цих даних більше ніж потроєні значення їхніх середньоквадратичних відхилень. Це означає, що тривалість відновлення відмов не підпорядковується нормальному закону розподілу.

Табл. 3. Вхідні дані для розрахунку показників ремонтпридатності для першого ремонтного циклу, восьмого інтервалу

Між-ремон-тний пері-од	Три-ва-лість інтер-валу, год.	Кіль-кість від-мов	Тривалість відновлення відмов t_g , хв.	Статистичні показники
1	52	5	161, 142, 169, 152, 96	Середнє значення тривалості відновлення – 68,632 хв.; дисперсія – 1447,056; середнє квадратичне відхилення – 38,0402; похибка середнього значення – 3,4024; коефіцієнт варіації – 55,426 %; показник точності – 4,957 %; асиметрія – 1,281; ексцес – 1,935; середнє квадратичне відхилення асиметрії – 0,2148; середнє квадратичне відхилення ексцесу – 0,4195
2	55	12	51,59,58,42,54,61,52,55,62,62,29,15	
3	51	10	87,102,84,72,91,76,87,114,78,49	
4	49	9	82, 83, 79, 62, 78, 90, 70,87, 29	
5	50	12	73,59,71,46,36,67,62,54,65,51,50,86	
6	59	9	42, 52, 43, 49, 45, 50, 40, 51, 48	
7	60	11	36,38,49,49,44,48,45,43,49,47,32	
8	52	7	87, 96, 92, 66, 105, 95, 119	
9	58	11	24,23,25,17,16,20,26,17,24,26,22	
10	61	8	38, 45, 35, 37, 37, 34, 49, 25	
11	53	10	67,53,49,70,68,54,74,62,57,106	
12	50	7	119, 128, 118, 88, 150, 115, 122	
13	53	9	80, 55, 78, 69, 76, 68, 75, 78, 21	
14	44	5	156, 149, 177, 135, 223	

Для таких процесів як відновлення деревообробного обладнання рекомендується використати закон розподілу Вейбулла-Гніденка. Для визначення параметрів цього закону використали теоретичну залежність для імовірності не відновлення

$$G(t_g) = \exp \left[- \left(\frac{t_g}{a} \right)^b \right], \quad (1)$$

де: t_g – поточні значення тривалостей відновлення відмов; b – параметр форми; a – параметр масштабу. Введемо таке позначення

$$y = \ln[G(t_g)], \quad (2)$$

і ще раз логарифмуємо

$$\ln y = \ln\{-\ln[G(t_g)]\} = b \cdot \ln t_g - b \cdot \ln a. \quad (3)$$

Якщо по осі z відкласти $\ln y$, а по осі x – $\ln t_g$, то отримуємо рівняння прямої

$$z = b \cdot x - A, \quad (4)$$

де $A = b \cdot \ln a$.

Статистичні значення імовірності невідновлення визначаються за формулою

$$\hat{G}(t_g) = 1 - \frac{n_{oi}}{N}, \quad (5)$$

де: n_{oi} – сумарна кількість відновлень що потрапили сюди з першого до i -го інтервалу, комулятивна сума відмов; N – загальна кількість відмов.

Рівняння прямої (4) отримуємо шляхом оброблення даних за методом найменших квадратів у логарифмічній системі координат. Для цього зі статистичного ряду знаходили найменшу і найбільшу величину тривалості відновлення. Кількість інтервалів знаходили за формулою

$$k = 1 + 3,2 \cdot \lg N, \quad (6)$$

де N – кількість відновлень ($N=125$ з табл. 3). Приймаємо сім інтервалів.

Найменша тривалість відновлення 15 хв. ($\ln 15 = 2,7$), найбільша величина тривалості відновлення 223 хв. ($\ln 223 = 5,407$). У табл. 4 наведено приклад розрахунку параметрів розподілу Вейбулла-Гніденка.

Табл. 4. Перетворення для визначення параметрів закону розподілу для восьмого інтервалу першого ремонтного циклу

Межі інтервалів, хв.		Межі в логарифмічній системі		Тривалість інтервалів, Δt_{θ} , хв.	Середина інтервалу, хв.	Комулятивна сума відмов n_{oi}	Імовірність невідновлення $\hat{G}(t_{\theta})$	$\ln y$
t_{min}	t_{max}	$\ln t_{min}$	$\ln t_{max}$					
14,8797	22,0400	2,700	3,093	7,1602	18,1094	7	0,944	-2,8538
22,0400	32,6457	3,093	3,486	10,6058	26,8237	17	0,864	-1,9230
32,6457	48,3551	3,486	3,879	15,7093	39,7314	38	0,696	-1,0151
48,3551	71,6238	3,879	4,271	23,2688	58,8505	78	0,376	-0,0221
71,6238	106,0897	4,271	4,664	34,4659	87,1697	108	0,136	+0,6904
106,0897	157,1408	4,664	5,057	51,0510	129,1164	121	0,032	+1,2354
157,1408	232,7580	5,057	5,450	75,6173	191,2479	125	0,000	+2,2443

Якщо за даними табл. 4 побудувати графік, то бачимо, що залежність $z = \ln y = b \cdot \ln t - A$ представляє собою пряму лінію. Після оброблення даних табл. 4 за методом найменших квадратів отримали значення параметра форми $b=1,8787$ і параметра масштабу $a=77,3147$. Перевірення адекватності прийнятої гіпотези про закон розподілу Вейбулла-Гніденка виконали за критерієм Пірсона. Для кількості ступенів свободи $m=7-2-1=4$ і значущості $\alpha=0,05$, табличне значення критерію Пірсона $\chi^2_{\text{т}} = 9,5$. Розрахункові значення $\chi^2_{\text{р}}$ лежать у межах 6,9...9,4. Густина розподілу тривалостей відновлення для розподілу Вейбулла-Гніденка (рис. 1) визначається за формулою

$$f_{\theta}(t_{\theta}) = \frac{b}{a} \left(\frac{t_{\theta}}{a} \right)^{b-1} \cdot \exp \left[- \left(\frac{t_{\theta}}{a} \right)^b \right], \quad (7)$$

де t_{θ} – середина інтервалу тривалостей відновлення.

Статистичні значення густини розподілу тривалостей відновлення визначаються на інтервалах

$$\hat{f}_\epsilon(t_\epsilon) = \frac{n_i}{N \cdot \Delta t_\epsilon}, \quad (8)$$

де Δt_ϵ – тривалість інтервалів часу відновлення.

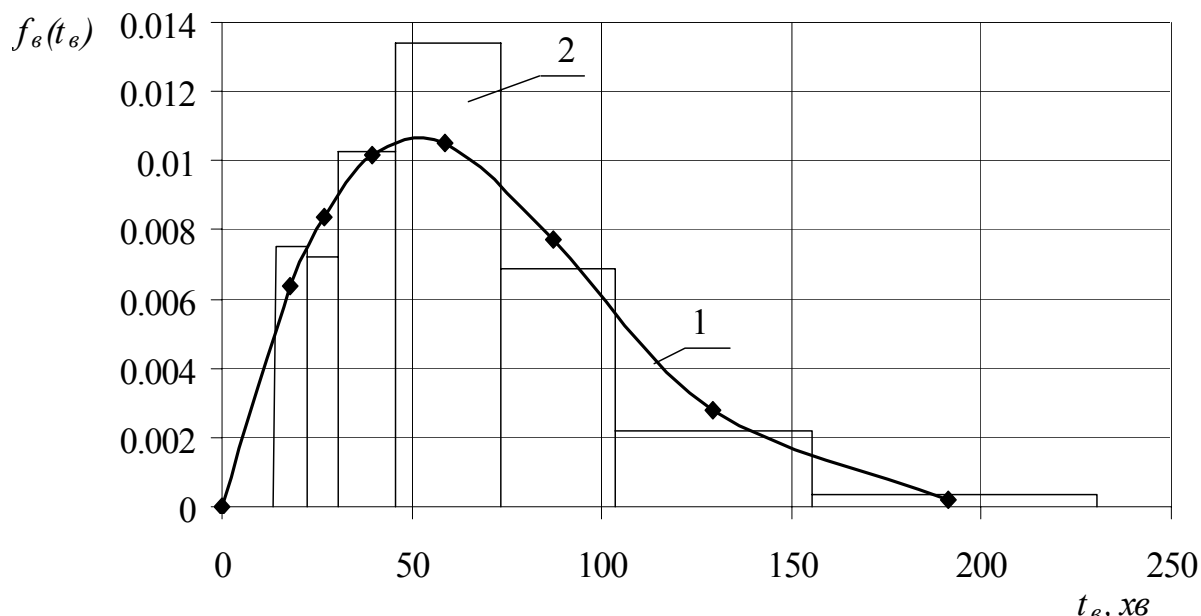


Рис. 1. Густина розподілу тривалостей відновлення: 1 – теоретична крива; 2 – статистична гістограма розподілу

З рис. 1 бачимо, що основна кількість відновлень лежить у межах 50...60 хв. Відновлення, тривалістю більше 120 хв. становлять до 7 % від загальної кількості відмов. Імовірність відновлення обладнання за заданий час t_ϵ (рис. 2) визначається за такою формулою

$$P_\epsilon(t_\epsilon) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t_\epsilon}{a}\right)^\epsilon\right]. \quad (9)$$

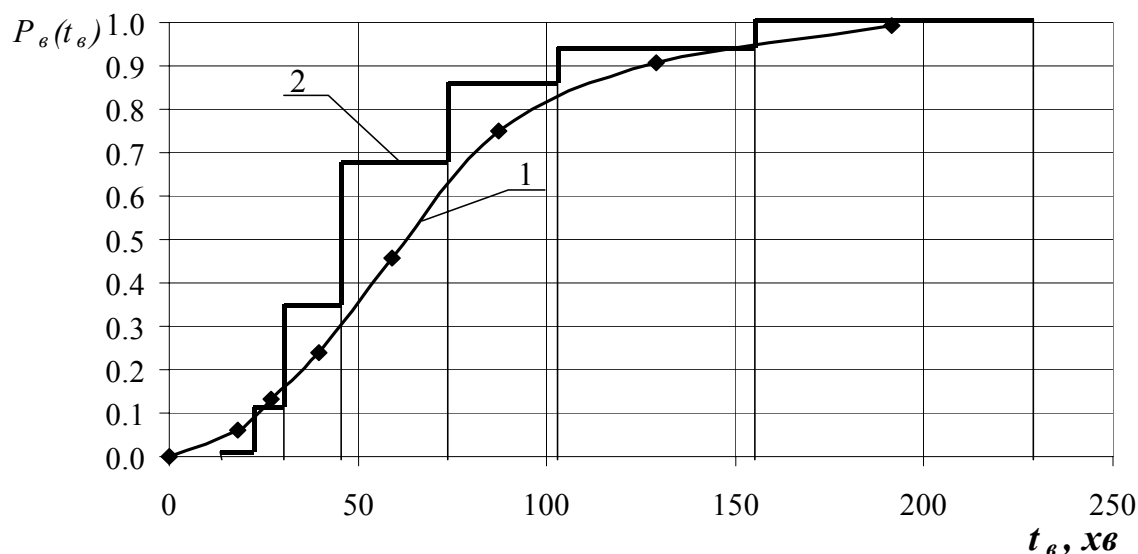


Рис. 2. Імовірність відновлення обладнання за час t_ϵ : 1 – теоретична крива; 2 – статистична гістограма

Після оброблення всіх даних за вище наведеною методикою отримали середні показники ремонтпридатності для всіх десяти інтервалів роботи об-

ладнання за п'ять ремонтних циклів (табл. 5). З цієї таблиці бачимо, що середня тривалість відновлення $t_{в(ср)}$ і параметр форми b залежать від тривалості оперативної роботи обладнання. Після апроксимації наведених даних за методом найменших квадратів отримали рівняння регресії виду

$$t_{в(ср)} = 64,93 - 3,551 \cdot 10^{-2} \cdot t_p + 5,676 \cdot 10^{-5} \cdot t_p^2, \quad (10)$$

$$b = 2,535 - 4,949 \cdot 10^{-3} \cdot t_p + 1,211 \cdot 10^{-5} \cdot t_p^2. \quad (11)$$

Адекватність отриманого рівняння регресії (10) перевіряли за критерієм Фішера. Для кількості ступенів свободи $f_{ад} = 7$ і $f_y = 40$ для рівня значущості $q = 0,05$ табличне значення критерію Фішера $F_t = 3,34$. Розрахункове значення критерію Фішера $F_p = 1,09$. Для рівняння (11) розрахункове значення критерію Фішера $F_p = 1,88$.

Табл. 5. Показники ремонтпридатності обладнання головного конвеєра заводу "Інтерліт"

№ інтервалу	Час оперативної роботи t_p , год.	Тривалість інтервалу, Δt_p , год.	Середня тривалість відновлення $t_{в}$, хв	Середнє квадратичне відхилення σ_t	Коефіцієнт варіації v_t , %	Параметр форми b	Середнє квадратичне відхилення σ_b	Коефіцієнт варіації v_b , %
1	38,69	38,69	65,06	8,230	12,65	2,25298	0,3782	16,79
2	91,96	53,27	62,16	7,610	12,24	2,25960	0,2946	13,04
3	145,69	53,73	59,55	4,131	6,94	2,07212	0,3160	15,25
4	201,91	56,22	56,08	6,014	10,72	2,14128	0,4058	19,14
5	258,96	57,05	60,47	7,899	13,06	2,06562	0,3948	19,11
6	313,09	54,13	63,97	8,620	13,48	2,20312	0,4602	20,89
7	366,85	55,76	60,73	8,889	14,64	2,38108	0,5550	23,31
8	421,26	54,41	58,99	7,147	12,11	2,35034	0,3051	12,98
9	469,26	47,00	57,11	4,034	7,06	2,75612	0,2820	10,23
10	510,70	41,44	63,54	3,893	6,13	3,38916	0,8921	26,32

На рис. 3 залежність середньої тривалості відновлення від оперативного часу роботи обладнання представлена графічно.

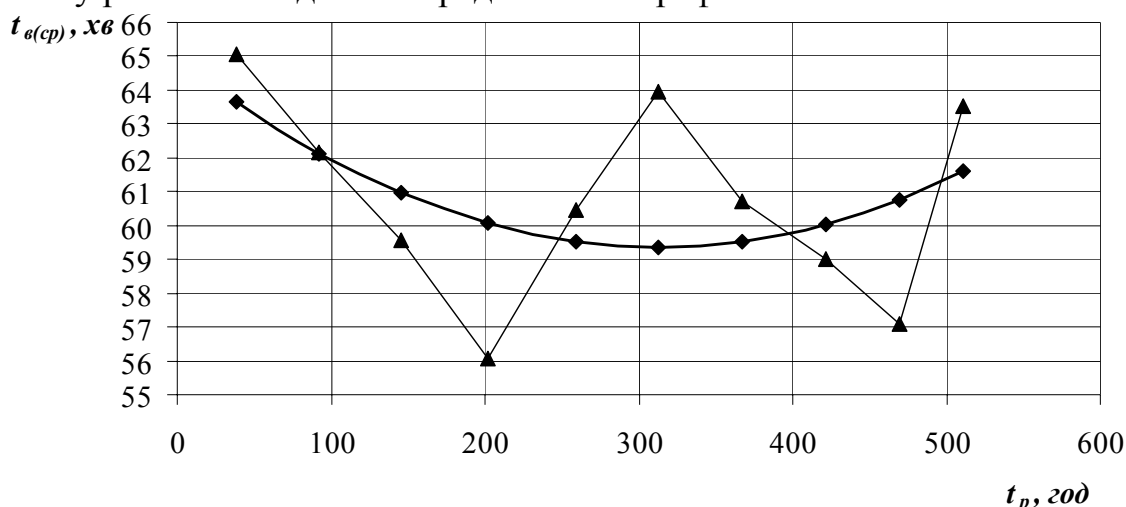


Рис. 3. Залежність середнього часу відновлення від оперативного часу роботи обладнання: ▲ – статистичні дані; ◆ – за рівнянням регресії

З рис. 3 бачимо, що на початку і в кінці міжремонтного періоду середня тривалість відновлення вища, ніж в середині. Це пояснюється тим, що в цей час переважають відмови другої і третьої груп складності трудомісткістю до 10 і більше людино-годин.

На рис. 4 показано, як змінюється параметр форми закону розподілу Вейбулла-Гніденка для часу відновлення. З цього рисунку бачимо, що в кінці міжремонтного періоду параметр форми зростає до значень більше 3,3. Це означає, що розподіл часу відновлення стає близьким до нормального.

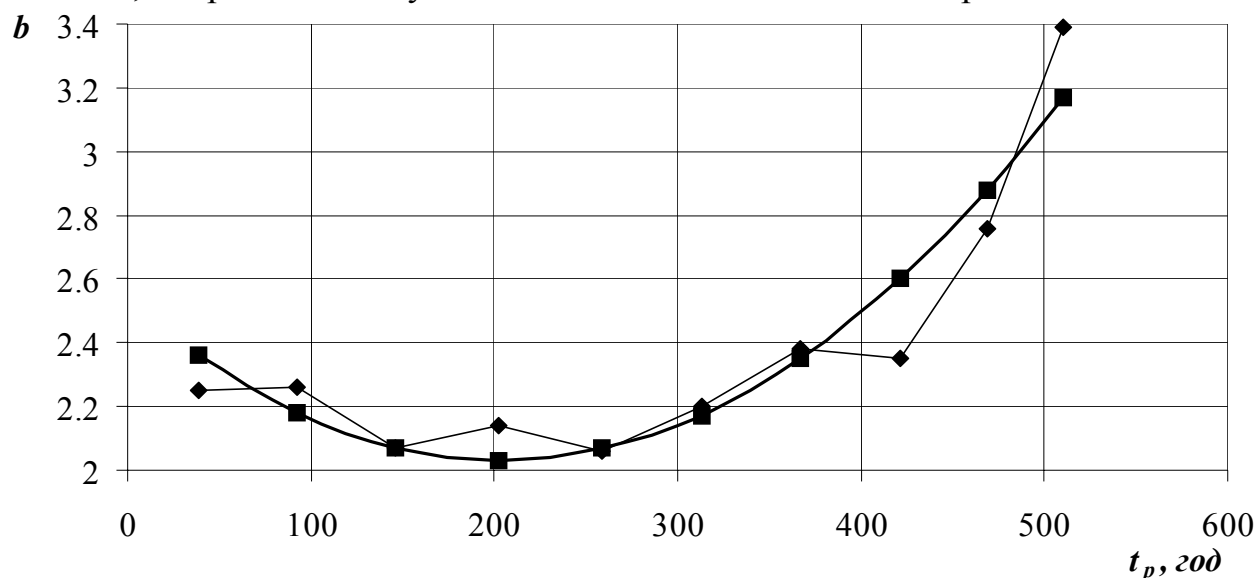


Рис. 4. Залежність параметра форми від оперативного часу роботи обладнання:
 ◆ – статистичні дані; ■ – за рівнянням регресії

Параметр масштабу розподілу Вейбулла-Гніденка визначається за залежністю

$$a = \frac{t_{в(ср)}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{b}\right)}, \quad (12)$$

де Γ – знак гамма функції.

Гамма функція визначається з таблиць за квантілем $(1 + 2/b)$.

Висновки

Проведені дослідження дали змогу виявити закономірності зміни показників ремонтпридатності обладнання для виробництва деревностружкових плит безпіддонним способом.

Встановлено, що тривалість відновлення обладнання має розподіл Вейбулла-Гніденка, параметри якого залежать від часу його оперативної роботи. Визначені закономірності дають змогу моделювати тривалість відновлення обладнання лінії пресування деревностружкових плит.

Література

1. Шостак В.В. Дослідження ремонтпридатності кінематичної підчастини лінії пресування деревностружкових плит// Наук. вісник УкрДЛТУ: Зб. наук.-техн. праць. – Львів: УкрДЛТУ. – 2000, вип. 10.2. – С. 154-159.

2. Полоз В.І., Шостак В.В. Обладнання для підготовки технологічної стружки як об'єкт надійності// Наук. вісник УкрДЛТУ: Зб. наук.-техн. праць. – Львів: УкрДЛТУ. – 2003, вип. 13.2 – С. 252-256.

3. Кокс Д., Смит В. Теория восстановления. – М.: Сов. радио, 1967. – 250 с.

УДК 674.047

*Проф. Я.І. Соколовський, д-р техн. наук;
ст. викл. О.М. Петрів – УкрДЛТУ*

ВИЗНАЧЕННЯ ВПЛИВУ ТЕХНОЛОГІЧНИХ ФАКТОРІВ НА ТЕПЛОМАСОПЕРЕНЕСЕННЯ У ПРОЦЕСІ ПРЕСУВАННЯ ДЕРЕВНОСТРУЖКОВИХ ПЛИТ

Наведено фізико-математичну модель розрахунку динаміки температурно-вологісних полів у процесі пресування деревностружкового пакету для змінної дії пресу. Здійснено чисельну реалізацію моделі та проаналізовано вплив основних технологічних факторів на динаміку температурно-вологісних полів, тиску парогазової суміші під час пресування.

Prof. Ya.I. Sokolowsky; senior teacher O.M. Petriv – USUFWT

Determining of technological factors influence on heat and mass transfer under pressing process of particle boards

The physical-mathematical model for calculation of the dynamics of thermal and moisture fields during pressing process of particle board is presented for variable action of presser. The numerical realisation of the model has been done and an influence of the main technological factors on dynamics of thermal and moisture fields and on pressure of gas-vapour mixture under pressing have been analysed.

Актуальність досліджень

Дефіцит енергоносіїв на Україні зумовлює вдосконалення технологічних процесів, зокрема в деревообробній галузі. Детальне дослідження та моделювання процесів тепломасоперенесення під час пресування деревностружкових плит (ДСП) дасть змогу виявити шляхи подальшої інтенсифікації та вдосконалити даний процес.

Аналіз відомих результатів

Проблемні виявлення впливу різних технологічних факторів, зокрема початкової вологості, густини, фракційного складу на процеси тепломасоперенесення під час пресування деревностружкових плит присвячено значну кількість наукових досліджень теоретичного та експериментального характеру [1-7, 9, 10]. Розроблено інженерні методи розрахунку та встановлені закономірності динаміки зміни температурно-вологісних полів, тиску парогазової суміші залежно від деяких технологічних факторів в основному у рамках одновимірної задачі. У [8] наведена просторова фізико-математична модель зміни нестационарних полів тепломасоперенесення, тиску парогазової суміші з врахуванням анізотропії теплофізичних властивостей матеріалу. Розроблений алгоритм, програмне забезпечення реалізації моделі дають змогу кількісно описати вплив основних технологічних факторів на величину і характер зміни нерівномірно розподілених гідробаротермічних полів в об'ємі дерев-