

Література

1. Озарків І.М., Зарічна М.Ю. Використання лазерного випромінювання в технологічних процесах деревообробки// Наук. вісник УкрДЛТУ: 36. наук.-техн. праць – Львів: УкрДЛТУ. – 2004, вип. 14.4. – С. 95-99.
2. Рыкалин Н.Н. Расчеты тепловых процессов при сварке. – М.: Машгиз, 1951. – 296 с.
3. Коваленко В.С. Обработка материалов импульсным излучением лазеров. – К.: Высш. шк., 1977. – 144 с.
4. Коваленко В.С. Прогрессивные методы лазерной обработки материалов. – К.: Высш. шк., 1985. – 88 с.
5. Коваленко В.С., Романенко В.В., Олещук Л.М. Малоотходные процессы резки лучом лазера. – К.: Техника, 1987. – 112 с.
6. Коваленко В.С. Лазерная технология. – К.: Высш. шк., 1989. – 280 с.
7. Рыкалин Н.Н., Уголов А.А., Зуев В.В., Кокора А.Н. Лазерная и электронно-лучевая обработка материалов: Справочник. – М.: Машиностроение, 1985. – 496 с.
8. Соболев Э.Н. Особенности разрушения диссоциирующих материалов при действии интенсивных потоков энергии// Журн. технич. физики, 1982, т.52, № 18. – С. 1697-1699.
9. Справочник по технологии лазерной обработки/ В.С. Коваленко, В.П. Котляров, В.П. Дятел и др./ Под общ. ред. В.С. Коваленко. – К.: Техника, 1985. – 167 с.
10. Бабенко В.П., Тыгинский В.П. Газолазерная резка материалов. – Л.: ЛДНТТ, 1976. – 34 с.
11. Lamb G.L., Jr., Kinney R.B., J. Appl. Phys., 40, 416 (1969).
12. Menzies R.T., Appl. Opt., 10, 1532 (1971).
13. Baumgartner R.A., Byer R.L., Opt. Lett., 2, 163 (1978).
14. Pridmore-Brown D.C., Appl. Opt., 12, 2188 (1973).
15. Озарків І.М. Спектродитометрические и поляризационные характеристики древесины/ Дис. ... канд. техн. наук. – Львов, 1989. – 277 с.
16. Megaw J.H., Kaye A.S. Multikilowatt laser processing// Laser – 77 Opto – Electronics: Proc. Of Conference. JPC business press. – P. 291-296.
17. Schawlow A.L. Laser interactions with materials// Laser – 77. Opto – Electronics: Proc. Of Conference. JPC business press. 1977. – P. 263-266.

УДК 674.02:621.923

Доц. Ю.І. Грицюк, канд. техн. наук – УкрДЛТУ

ДОСЛІДЖЕННЯ ВПЛИВУ БАЗОВИХ КОНФІГУРАЦІЙ КАРТ РОЗКРОЮ НА ЕФЕКТИВНІСТЬ ВИКОРИСТАННЯ ПЛИТНОГО ДЕРЕВНОГО МАТЕРІАЛУ

З використанням однофакторного дисперсійного аналізу досліджено вплив карт розкрою різних базових конфігурацій та типорозмірів плит на ефективність використання плитного деревного матеріалу. За отриманими оцінками невідомих параметрів лінійних моделей дисперсійного аналізу для різних типорозмірів ПДМ встановлено так звані середні значення відгуків моделі, а також вплив ефектів фактора на різних рівнях його варіювання з врахуванням вагомості кожного з рівнів.

Doc. Yu.I. Gryciuk – USUFWT

The Investigation to Find the Influence for Basic Configurations of Cutting Maps on Utilization Efficiency of Plate Wooden Material

The influence of cutting maps for plates with different basic configurations and standard sizes on utilization efficiency of plate wooden material (PWM) is investigated by means of univariate dispersing analysis. The so called average values of model responses are defined for different standard sizes of PWM through obtained estimates of unknown parameters for linear models of dispersing analysis, as well as influence (positive or negative) of factor effects' different variation levels on nominal values of model responses taking into account the weight of every such level.

Постановка завдання

В умовах діючого промислового виробництва розкрій плитних деревних матеріалів (ПДМ) на мебелі заготовки здійснюється за картами розкрою різних концептуальних схем (для всієї плити, її торцевої та основної частин) і відповідних їм базових конфігурацій: зі суцільними поздовжньо-поперечними пропилами (СП-ПП); зі суцільними поздовжніми та зміщеними поперечними пропилами (СПіЗПП); зі суцільними поздовжніми та індивідуальними поперечними пропилами (СПіПП). Карта розкрою з СП-ПП називається "сіткою", з СПіЗПП – комбінацією двох або трьох "сіток", а з СПіПП – комбінацією багатьох "сіток".

Вважається [6, 7], що для підвищення ефективності використання розкроюваного матеріалу необхідно застосовувати базові конфігурації карт розкрою з СПіЗПП та з СПіПП, однак це призводить до значного збільшення тривалості робочого циклу процесу розкрою. Для її зменшення потрібно застосовувати спеціальне розкрійне обладнання [8], внаслідок чого підвищується собівартість процесу виготовлення меблевих заготовок. Для з'ясування цих суперечностей необхідно розробити досконале математичне та програмне забезпечення, за допомогою якого можна змодельовати будь-які карти розкрою. Після цього необхідно спланувати серію експериментів, в одному з яких спробуємо дослідити вплив базових конфігурацій карт розкрою на ефективність використання ПДМ різних типорозмірів, що і становить основну мету даної роботи.

Однак, звернемо увагу на те, що під час проведення такого експерименту як змінні величини виступають якісні фактори – різні карти розкрою чи типорозміри плит і т.д., а результатом спостережень є кількісна величина – ефективність використання розкроюваного матеріалу. Для планування експериментів з якісними факторами та оброблення отриманих результатів використовується відповідна теорія, на ключових елементах якої зупинимося дещо детальніше.

Елементи теорії планування експериментів з якісними факторами

Планування експериментів з якісними факторами [1, 4, 5] застосовується при вивченні найрізноманітніших процесів, у т.ч. і деревообробки, у яких необхідно дослідити впливи вхідних якісних факторів на вихідні кількісні величини: різні способи розкроювання деревини та деревних матеріалів, альтернативні технології їх оброблення, режими підготовки інструмента, конструкції обладнання, види клеїв чи оздоблюваних матеріалів, сумішей для просочення деревини і т.п. Якісні фактори дискретні за своєю природою, їх рівням варіювання відповідає не числова шкала, а шкала якісних назв. Для них не існує понять зростання чи спадання, тобто неможливо описати залежність відгуку від якісних факторів у вигляді неперервної функції. Під час оброблення результатів проведеного експерименту, що містять якісні фактори, використовуються методи дисперсійного аналізу [13-16], тоді як методи регресійного аналізу [1, 4, 5, 11] застосовуються під час дослідження кількісних

факторів. Дисперсійний аналіз можна використовувати і під час вивчення кількісних факторів, але тільки тоді, коли кількість їхніх рівнів варіювання є невеликою. Часто різного виду неоднорідності (породи деревини, режими сушіння, напрямки наявних напружень і т.п.) також зручно розглядати як якісні фактори і вивчати зі застосуванням методів дисперсійного аналізу.

Згідно з теорією планування експериментів [10, ст. 6], дослідник, внаслідок проведення запланованого чи пасивного експерименту, отримує N незалежних спостережень $\bar{Y}^* = \{y_i^*, i = \overline{1, N}\}$. Допускаючи, що досліджувана випадкова величина залежить від деяких якісних чи кількісних факторів, то прогнозовані результати спостережень можна подати у вигляді такої лінійної моделі:

$$\left\{ y_i = \sum_{j=1}^p x_{ij} \cdot \theta_j + \varepsilon_i, i = \overline{1, N} \right\} \Rightarrow \bar{Y} = \bar{X} \times \bar{\Theta} + \bar{E}, \quad (1)$$

де: $\bar{Y} = \left| y_i, i = \overline{1, N} \right|$ – вектор-стовпець спостережень – обчислені відгуки моделі; $\bar{X} = \left\| \bar{X}_i = \left| x_{ij}, j = \overline{1, p} \right|, i = \overline{1, N} \right\|$ – матриця планування експерименту, елементи якої вказують на значення j -го рівня варіювання фактора у i -му спостереженні; $\bar{\Theta}^m = \left| \theta_j, j = \overline{1, N} \right|$ – вектор-стовпець невідомих параметрів; $\bar{E} = \left| \varepsilon_i, i = \overline{1, N} \right|$ – вектор-стовпець випадкових помилок спостережень.

Вираз (1) називається *моделлю регресійного аналізу*, якщо елементи матриці планування експерименту x_{ij} набувають довільні числові значення. У *моделі однофакторного дисперсійного аналізу* ці показники можуть набувати тільки два значення: 0 і 1. Якщо у виразі (1) елементи матриці x_{ij} будуть першого і другого типу, то матимемо справу з *моделлю коваріаційного аналізу*.

Після проведення експерименту виконується статистичний аналіз результатів спостережень, метою якого є отримання висновків про невідомі параметри моделі $\bar{\Theta}$ та помилки спостережень $\bar{E}$. Переважно передбачається, що виконуються такі передумови:

$$\left(M[\varepsilon_i] = 0; M[\varepsilon_i, \varepsilon_k] = \sigma_\varepsilon^2 \cdot \delta_{ik} \right) i, k = \overline{1, N} : \delta_{ik} = \begin{cases} 1, \text{ при } i = k; \\ 0, \text{ при } i \neq k, \end{cases} \quad (2)$$

тобто помилки розподілені незалежно з нульовим математичним сподіванням і однаковими дисперсіями. У виразі (2) $M[\]$ – символ математичного сподівання.

Вважається, що реальні значення параметрів $\bar{\Theta} = \left| \theta_j, j = \overline{1, N} \right|$ є невідомими і не спостережними, однак на підставі оброблення експериментальних даних можна отримати їхні оцінки $\bar{\bar{\Theta}} = \left| \bar{\theta}_j, j = \overline{1, N} \right|$. Загальноприйнятим методом отримання оцінок є метод найменших квадратів [9, ст. 124; 10, ст. 10]. Сутність його полягає у виборі таких оцінок $\bar{\bar{\Theta}}$, які мінімізують суму квадратів відхилень експериментальних значень відгуку y_i^* від прогнозованих y_i за

моделлю (1). Згідно з методом найменших квадратів, параметри $\bar{\Theta}$ знаходять шляхом мінімізації суми квадратів відхилень:

$$S_{\Delta}^2 = \sum_{i=1}^N \left(y_i^* - \sum_{j=1}^p \theta_j x_{ij} \right)^2 \rightarrow \min_{\theta}. \quad (3)$$

Оцінки $\bar{\Theta}$, отримані за методом найменших квадратів (МНК-оцінки), мають ряд позитивних властивостей. Вони є незміщеними, що означає рівність математичного очікування оцінки його реальному значенню. У класі усіх лінійних незміщених оцінок МНК-оцінки мають найменшу дисперсію. Окрім того, МНК-оцінки мають ще властивість становлення, що означає прагнення наближення отриманої оцінки до реального значення при збільшенні кількості спостережень. Це і пояснює широке застосування МНК в експериментальних дослідженнях.

Для отримання МНК-оцінок обчислюються і прирівнюються до нуля часткові похідні наведеного вище квадратичного виразу (1) за параметрами $\bar{\Theta}$. Виконавши такі дії, отримуємо таку систему нормальних рівнянь (СНР):

$$\left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^p x_{ik} x_{ij} \bar{\theta}_j = \sum_{i=1}^N x_{ik} y_j, k = \overline{1, p} \right\} \Rightarrow \overline{\overline{X}}^m \times \overline{\overline{X}} \times \bar{\Theta} = \overline{\overline{X}}^m \times \bar{Y}. \quad (4)$$

У задачах *регресійного аналізу* здебільшого матриця $\overline{\overline{X}}$ є матрицею повного стовпцевого рангу (це означає, що матриця $\overline{\overline{X}}^m \times \overline{\overline{X}}$ – невироджена) і розв'язок матричного рівняння (4) набуває такого вигляду:

$$\bar{\Theta} = \left(\overline{\overline{X}}^m \times \overline{\overline{X}} \right)^{-1} \times \overline{\overline{X}}^m \times \bar{Y} \Rightarrow \bar{\Theta} = \overline{\overline{G}}^{-1} \times \bar{Y}. \quad (5)$$

Матриця дисперсій-коваріацій оцінок параметрів має такий вигляд:

$$\overline{\overline{G}}^{-1} = \begin{vmatrix} 1 & -1 & -1 & -1 & 0 \\ -1 & 2 & 1 & 1 & 0 \\ -1 & 1 & 2 & 1 & 0 \\ -1 & 1 & 1 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{vmatrix}. \quad (6)$$

На головній діагоналі цієї матриці розміщені дисперсії оцінок, а недіагональні елементи представляють собою коваріації відповідних оцінок параметрів. При *дисперсійному* і *коваріаційному аналізах*, коли всі або деякі фактори мають якісну природу, матриця $\overline{\overline{G}}^{-1} = \overline{\overline{X}}^m \times \overline{\overline{X}}$ – вироджена. СНР, у якій кількість лінійно-незалежних рівнянь є меншою від кількості невідомих, має безмежну кількість розв'язків. Будь-який з цих розв'язків не є незміщеною оцінкою невідомого вектора параметрів $\bar{\Theta} = |\theta_j, j = \overline{1, N}|$. У цій ситуації взагалі неможливо знайти незміщені оцінки параметрів, але є змога знайти незміщені оцінки деяких лінійних комбінацій параметрів, які називаються *функціями, що допускають оцінку* [10, ст. 45].

Для розв'язання СНР (4) з виродженою матрицею $\overline{\overline{X}}^m \times \overline{\overline{X}}$ застосовуються різні методи [2]. У дисперсійному аналізі, орієнтованому на машинний розрахунок, широко використовується єдиний підхід до розв'язання СНР за допомогою методу *узагальненого обертання матриць* як найбільш універсального при розв'язанні такого роду задач.

Не вдаючись у подальші деталі теорії планування експериментів з якісними факторами [10, ст. 16], звернемо увагу тільки на те, що за результатами дисперсійного аналізу можна з'ясувати, чи впливає кожний зі змінних якісних факторів на зміну величини відгуку. Якщо відповідь на це питання для деякого фактора виявиться позитивною, то можна додатково визначити, для яких саме рівнів варіювання даного фактора спостерігається значуще розходження результатів. Оскільки якісних факторів може бути декілька, то розроблено одно-, дво- і багатофакторний дисперсійний аналіз. У цій роботі зупинимося тільки на застосуванні однофакторного дисперсійного аналізу для дослідження впливу базових конфігурацій карт розкрою на ефективність використання ПДМ.

Однофакторний дисперсійний аналіз

Найпростішою процедурою дисперсійного аналізу є оброблення результатів однофакторного експерименту – **однофакторний дисперсійний аналіз** [12, ст. 169], згідно з яким досліджується вплив на відгук деякого фактора **A** (якісного чи кількісного), що змінюється на **m** рівнях варіювання: $\overline{A} = \{a_i, i = \overline{1, m}\}$. У дисперсійному аналізі якісні фактори часто позначають прописними латинськими буквами **A, B, C, ...**. Стосовно нашого завдання, то якісному фактору **A** відповідає карта розкрою, а рівням його варіювання – базові конфігурації: **a₁** – 1-а "сітка", **a₂** – 2-і "сітки", **a₃** – 3-и "сітки" і т.д. Переважно для кожного фіксованого рівня варіювання фактора **A** передбачається однакова кількість **n** спостережень. При цьому, для забезпечення однорідності впливу зовнішніх умов, досліди проводяться у випадковому порядку. Такий план реалізації експерименту називається повністю рандомізованим (випадковим). Результати отриманих спостережень для однофакторного дисперсійного аналізу зручно представляти у вигляді, як це показано у табл. 1.

Табл. 1. Представлення результатів експериментальних спостережень для однофакторного дисперсійного аналізу

№ спостереження	Рівні варіювання фактора A					
	a₁	a₂	...	a_i	...	a_m
1	y_{11}	y_{21}	...	y_{i1}	...	y_{m1}
2	y_{12}	y_{22}	...	y_{i2}	...	y_{m2}
...	...	...	...	...	...	...
j	y_{j1}	y_{j2}	...	y_{ji}	...	y_{jm}
...	...	...	...	...	...	...
n	y_{1n}	y_{2n}	...	y_{in}	...	y_{mn}
Разом	$A_1 = \sum_{j=1}^n y_{1j}$	$A_2 = \sum_{j=1}^n y_{2j}$	...	$A_i = \sum_{j=1}^n y_{ij}$	...	$A_m = \sum_{j=1}^n y_{mj}$

Загальна кількість спостережень тут дорівнює $N = m \cdot n$.

При роботі з дискретними факторами математична модель досліджуваного об'єкта також записується у дискретній формі. Так, лінійна модель дисперсійного аналізу у випадку зміни єдиного фактора **A** має такий вигляд:

$$\bar{Y} = \{\bar{Y}_i = \{y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}, j = \overline{1, n}\}, i = \overline{1, m}\}, \quad (7)$$

де: y_{ij} – результат j -го спостереження, отриманого на i -му рівні варіювання фактора **A**; μ – адитивна постійна, так зване середнє значення; α_i – ефект впливу фактора **A** на i -му рівні; ε_{ij} – помилка j -го спостереження на i -му рівні варіювання фактора **A**.

Згідно з припущенням, що результати експерименту описуються лінійною моделлю (7), однофакторний дисперсійний аналіз проводиться в такій послідовності виконання розрахунків [12, ст. 171].

Спочатку необхідно обчислити такі основні показники:

1) підсумки по i -их стовпцях (див. останній рядок табл. 1):

$$\bar{A} = \left\{ A_i = \sum_{j=1}^n y_{ij}, i = \overline{1, m} \right\}; \quad (8)$$

2) суму квадратів усіх спостережень:

$$S_1 = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n y_{ij}^2; \quad (9)$$

3) суму квадратів підсумків по стовпцях, поділену на кількість спостережень у стовпці:

$$S_2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^m A_i^2; \quad (10)$$

4) коригувальний член – квадрат загального підсумку, поділений на загальну кількість усіх спостережень:

$$S_3 = \frac{1}{N} \cdot \left(\sum_{i=1}^m A_i \right)^2; \quad (11)$$

5) суму квадратів для фактора **A**, що дорівнює різниці між сумою квадратів підсумків по стовпцях і коригувальним членом:

$$S_A = S_2 - S_3; \quad (12)$$

6) загальну суму квадратів, що дорівнює різниці між сумою квадратів усіх спостережень і коригувальним членом:

$$S_{\text{заг}} = S_1 - S_3; \quad (13)$$

7) залишкову суму квадратів для оцінки помилки експерименту, що дорівнює різниці між сумою квадратів усіх спостережень і сумою квадратів підсумків по стовпцях:

$$S_{\text{зал}} = S_1 - S_2; \quad (14)$$

8) дисперсію відтворюваності фактора **A**, що дорівнює частці від суми квадратів для фактора **A** на кількість ступенів свободи його відтворюваності:

$$s_A^2 = \frac{S_A}{m-1}; \quad (15)$$

9) дисперсію помилки експерименту, що дорівнює частці від залишкової суми квадратів на кількість ступенів свободи його помилки:

$$s_{ном}^2 = \frac{S_{зал}}{N-m}; \quad (16)$$

Після обчислення основних показників для обраного рівня значущості q за допомогою F -критерію Фішера перевіряється однорідність дисперсій відтворюваності фактора A s_A^2 (в чисельнику) і його помилки $s_{ном}^2$ (у знаменнику). Для цього обчислюється розрахункове значення F -критерію Фішера

$$F_{розр} = \frac{s_A^2}{s_{ном}^2}, \quad (17)$$

яке порівнюється з табличним значенням F -критерію $F_{табл}$ [12, ст. 224, табл. 2], узятому при рівні значущості q для кількості ступенів свободи відтворюваності фактора $f_A = m - 1$ і помилки експерименту $f_{ном} = N - m$. Якщо виявиться, що $F_{розр} \leq F_{табл}$, то вплив змінного фактора A на відгук визнається незначущим. Якщо співвідношення $F_{розр} > F_{табл}$ протилежне, то змінний фактор A впливає на відгук. Результати розрахунку, отриманими для дисперсійного аналізу, доцільно представляти у вигляді табл. 2.

Табл. 2. Результати розрахунку дисперсійного аналізу

Джерело дисперсії	Кількість ступенів свободи	Сума квадратів	Середній квадрат (оцінка дисперсії)
Фактор A	$m - 1$	$S_A = S_2 - S_3$	$s_A^2 = S_A / (m - 1)$
Залишок (помилка)	$N - m$	$S_{зал} = S_1 - S_2$	$s_{ном}^2 = S_{зал} / (N - m)$
Загальна сума	$N - 1$	$S_{заг} = S_1 - S_3$	

У випадку проведення експерименту з різною кількістю паралельних спостережень $\bar{N} = \{n_i, i = \overline{1, m}\}$, необхідно дещо змінити вирази (8)-(11) для обчислення основних показників дисперсійного аналізу. Подальші розрахунки виконуються за формулами (12)-(17). Отримані результати розрахунку, як і у попередньому випадку, також представляються у вигляді табл. 2.

Якщо вплив змінного фактора на відгук виявився значущим, то після проведення дисперсійного аналізу можна з'ясувати, для яких саме фіксованих рівнів варіювання фактора середні вибіркові значення значуще відрізняються одне від одного. Для цього необхідно перевірити однорідність середніх арифметичних, узятих в i -му стовпці, за допомогою множинного рангового критерію Дункана [3]. Його застосування для випадку однакової кількості спостережень на кожному рівні, тобто при $n_i = const = n$, полягає у виконанні таких дій:

1) обчислюються середні вибіркові значення

$$\bar{\hat{Y}} = \left\{ \hat{y}_i = \sum_{j=1}^n \frac{y_{ij}}{n} = \frac{A_i}{n}, i = \overline{1, m} \right\}; \quad (18)$$

2) знайдені середні вибіркові значення упорядковуються за зростанням

$$\hat{Y} = \{\hat{y}_i, i = \overline{1, m} : \hat{y}_i \geq \hat{y}_{i+1}\}; \quad (19)$$

3) обчислюються середні квадратичні помилки для кожного середнього вибіркового значення

$$\bar{S}_{\hat{y}} = \left\{ s_{\hat{y}, i} = \sqrt{\frac{S_{ном}^2}{n}}, i = \overline{1, m} \right\}; \quad (20)$$

4) при обраному рівні значущості q і кількості ступенів свободи помилки експерименту $f_{ном} = N - m$ звертаються до таблиці значущих рангів множинного рангового критерію Дункана [3, дод., табл. 10]. З цієї таблиці для знайдених q і $f_{ном}$, а також для $p = 2, m$, виписується $(m - 1)$ значень рангів;

5) перемноживши ці значення рангів на $\bar{S}_{\hat{y}}$, внаслідок чого отримується група з $(m - 1)$ *найменших значущих рангів*;

6) різниці між середніми значеннями порівнюються з найменшими значущими рангами в такий спосіб: різниця між максимальним і мінімальним значеннями середніх порівнюється з найменшим значущим рангом при $p = m$, потім знаходять різницю між максимальним середнім і першим, що переважає мінімальне значення, і порівнюють її з найменшим значущим рангом при $p = m - 1$ і т.д. Ці порівняння продовжують для другого за величиною середнього, котре порівнюється з найменшим, і т.д., поки не будуть досліджені на значущість усі $m \cdot (m - 1) / 2$ можливі пари. Для того, щоб уникнути можливих суперечностей, не розглядаються середні, що попадають в інтервал між іншими середніми, різниця яких не є значущою.

Приклад застосування однофакторного дисперсійного аналізу

Розглянемо приклад застосування однофакторного дисперсійного аналізу при постійній кількості спостережень. Спробуємо дослідити ефективність використання ПДМ (розміром 1830×2750 мм) під час розкроювання його на меблевій заготовці. Якісним фактором A тут є карта розкрою (КР). Рівні його варіювання – базові конфігурації: a_1 – КР з 1-єю "сіткою"; a_2 – КР з 2-а "сітками"; a_3 – КР з 3-а "сітками"; a_4 – КР з багатьма "сітками". Як результат спостережень приймемо кількісний показник – ефективність використання розкроюваного матеріалу, значення якого визначається відношенням обсягу отриманих деталей до обсягу використаного матеріалу, оцінюється у відсотках. Для кожного рівня варіювання, тобто базової конфігурації карт розкрою, було проведено по десять спостережень (розрахунків) за різними специфікаціями деталей. Результати отриманих спостережень наведено у табл. 3.

Якщо відмінність в ефективності використання розкроюваного матеріалу для карт розкрою з 1-єю "сіткою" і багатьма "сітками" є очевидною і без статистичного оброблення, то карти розкрою з 2-а і 3-а "сітками" відрізняються, у середньому, не надто переконливо. Застосування дисперсійного аналізу дасть змогу з'ясувати значущий вплив карт розкрою і кожного з рівнів варіювання цього фактора на величину ефективності використання розкроюваного матеріалу, якщо цей вплив має місце.

Табл. 3. Результати експериментальних спостережень (ефективність використання розкроюваного матеріалу) для однофакторного дисперсійного аналізу

№ спостереження	Рівні варіювання фактора А, %			
	а ₁ – 1 "сітка"	а ₂ – 2 "сітки"	а ₃ – 3 "сітки"	а ₄ – баг. "сіток"
1	87,19	91,01	90,30	91,36
2	86,44	90,27	90,83	92,84
3	86,00	88,98	91,70	90,93
4	87,91	89,45	92,58	92,22
5	88,35	89,12	90,93	92,45
6	86,02	87,60	90,35	91,85
7	84,62	88,18	91,14	91,78
8	87,50	88,92	90,13	91,71
9	86,91	89,30	89,73	91,55
10	85,93	89,32	90,79	92,57
Разом	866,85	892,14	908,46	919,26
Середнє	86,69	89,21	90,85	91,93

Розрахунки виконуються за формулами (8)-(17), причому кількість спостережень становить $N = m \cdot n = 4 \cdot 10 = 40$. У нижній частині табл. 3 наведено підсумки по стовпцях, обчислені за формулою (8), а також середні вибіркові значення у кожному стовпці.

Далі розраховуються суми:

$$S_1 = 87.19^2 + 86.44^2 + \dots + 85.93^2 = 321797.93;$$

$$S_2 = \frac{1}{10} \cdot (866.85^2 + 892.14^2 + 908.46^2 + 919.26^2) = 321769.34;$$

$$S_3 = \frac{1}{40} \cdot (866.85 + 892.14 + 908.46 + 919.26)^2 = 321613.43;$$

$$S_A = 321769.34 - 321613.43 = 155.91;$$

$$S_{\text{заг}} = 321797.93 - 321613.43 = 184.50; \quad S_{\text{зал}} = 321797.93 - 321769.34 = 28.59;$$

Потім обчислюються дисперсії:

$$s_A^2 = \frac{155.91}{3} = 51.97; \quad s_{\text{ном}}^2 = \frac{184.50}{36} = 0.79;$$

Визначається $F_{\text{розр}} = 51.97/0.79 = 65.45$. за табл. 2 додатку для рівня значущості $q = 0.05$, кількості ступенів свободи $f_A = 4-1 = 3$ і $f_{\text{ном}} = 40-4 = 36$ знайдемо $F_{\text{табл}} = 2.86$. Отримане співвідношення $F_{\text{розр}} > F_{\text{табл}}$ підтверджує значущий вплив карт розкрою на ефективність використання розкроюваного матеріалу.

З'ясуємо за допомогою критерію Дункана, які саме базові конфігурації карт розкрою впливають на ефективність використання розкроюваного матеріалу. Упорядкувавши за зростанням середні вибіркові значення стовпців (див. останній рядок табл. 3), отримаємо таку їх числову послідовність: $\bar{y}_1 = 86,69$; $\bar{y}_2 = 89,21$; $\bar{y}_3 = 90,85$; $\bar{y}_4 = 91,93$.

Оскільки кількість спостережень для кожного рівня варіювання фактора А є однаковою, то за формулою (20) обчислимо середню квадратичну

помилку для кожного середнього вибіркового значення: $\bar{S}_{\bar{y}} = \sqrt{0.79/10} = 0.28$. Для рівня значущості $q = 0,05$ і кількості ступенів свободи $f_{ном} = 40-4 = 36$ з таблиці значень критерію Дункана [3, дод., табл. 10] випишемо $m - 1 = 3$ значущих ранги для $p = 2, 3, 4$. Ці значення записані у другому рядку табл. 4.

Табл. 4. Значення найменших значущих рангів

1	p	2	3	4
2	Ранги r	2,87	3,02	3,11
3	$r \cdot S_{\bar{y}}$	0,81	0,85	0,88

Перемноживши знайдені значення рангів на $S_{\bar{y}}$, отримаємо групу з трьох найменших значущих рангів, що внесені в останній рядок табл. 4. Виконаємо порівняння різниць між середніми з найменшими значущими рангами:

- $\bar{y}_1 - \bar{y}_4 = 5.24 > 0.88$ ($p = 4$) – різниця значна;
- $\bar{y}_1 - \bar{y}_3 = 4.16 > 0.85$ ($p = 3$) – різниця значна;
- $\bar{y}_1 - \bar{y}_2 = 2.53 > 0.81$ ($p = 2$) – різниця значна;
- $\bar{y}_2 - \bar{y}_4 = 2.71 > 0.88$ ($p = 3$) – різниця значна;
- $\bar{y}_2 - \bar{y}_3 = 1.63 > 0.85$ ($p = 2$) – різниця значна;
- $\bar{y}_3 - \bar{y}_4 = 1.08 > 0.88$ ($p = 2$) – різниця значна.

Таким чином, розходження між усіма парами середніх вибірових значень виявилися значущими, тобто усі базові конфігурації карт розкрою відрізняються одна від одної за ефективністю використання розкроюваного матеріалу.

Для знаходження розв'язку матричного рівняння (4) використаємо числові дані з табл. 3 (останній рядок) – середні вибірові значення спостережень, а також виконаємо ще такі додаткові обчислення:

- матриця планування однофакторного експерименту для 4-ох рівнів варіювання та середні вибірові значення – відгуки моделі відповідно:

$$\bar{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}; \quad \bar{Y} = \begin{bmatrix} 86,69 \\ 89,21 \\ 90,85 \\ 91,93 \end{bmatrix};$$

- матриця коефіцієнтів СНР та узагальнена обернена матриця відповідно:

$$\bar{G} = \bar{X}^m \times \bar{X} = \begin{bmatrix} 4 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}; \quad \bar{G}^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & -1 & -1 & 0 \\ -1 & 2 & 1 & 1 & 0 \\ -1 & 1 & 2 & 1 & 0 \\ -1 & 1 & 1 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

Тоді, згідно з МНК, оцінки невідомих параметрів $\bar{\Theta} = |\hat{\theta}_j, j = \overline{1, N}|$ будуть мати такі числові значення

$$\bar{\hat{Y}}' = \bar{\bar{X}}^m \times \bar{\hat{Y}} = \begin{pmatrix} 358,67 \\ 86,69 \\ 89,21 \\ 90,85 \\ 91,93 \end{pmatrix}; \quad \bar{\hat{\Theta}} = \bar{\bar{G}}^{-1} \times \bar{\hat{Y}}' = \begin{pmatrix} 91,926 \\ -5,241 \\ -2,712 \\ -1,080 \\ 0,000 \end{pmatrix},$$

де $\bar{\hat{Y}}'$ – стовпець вільних членів СНР.

Таким чином, з використанням отриманих значень оцінок невідомих параметрів $\bar{\hat{\Theta}}$, а також з врахуванням значень середніх квадратичних помилок для кожного середнього вибіркового значення (у нашому випадку вони будуть однаковими), числові значення лінійної моделі однофакторного дисперсійного аналізу (7) для 4-ох рівнів варіювання представлено у табл. 5.

Табл. 5. Числові значення лінійної моделі однофакторного дисперсійного аналізу

Відгуки моделі	Складові елементи моделі						Середні вибіркові
	μ	α_0	α_1	α_2	α_3	$\pm \varepsilon_{ij}$	
y_{11}	91,926	-5,241				0,28	86,69 $^{\pm 0,28}$
y_{22}	91,926		-2,712			0,28	89,21 $^{\pm 0,28}$
y_{33}	91,926			-1,080		0,28	90,85 $^{\pm 0,28}$
y_{44}	91,926				0,000	0,28	91,93 $^{\pm 0,28}$

Аналізуючи числові дані табл. 5, бачимо, що очікувані відгуки моделі ефективності карт розкрою залежать від так званого середнього значення μ , а також відповідних ефектів α_i фактора на i -му рівні його варіювання, які, у нашому випадку, мають тільки негативний вплив, що, як на загал, є неправдоподібним. Серед різних пояснень причин такого негативного впливу найбільш достовірним видається та, яка, як на наш погляд, походить не від фізичного змісту задачі, а від використаних методів розрахунку, зокрема, знаходження узагальненої оберненої матриці.

Оскільки у СНР (4), як зазначалося вище, кількість лінійно-незалежних рівнянь є меншою від кількості невідомих, то вона має безмежну кількість розв'язків. Це свідчить про те, що з використанням дещо інших методів для знаходження узагальненої оберненої матриці $\bar{\bar{G}}^{-1}$ можна обчислити зовсім інші оцінки невідомих параметрів $\bar{\hat{\Theta}}$ і, як наслідок, отримати інші числові дані табл. 5. Зрозуміло, що оцінки параметрів мають більш достовірно відображати так зване середнє значення лінійної моделі (див. табл. 6) з врахуванням, наприклад, вагомості кожного рівня.

Табл. 6. Числові значення лінійної моделі однофакторного дисперсійного аналізу

Відгуки моделі	Складові елементи моделі						Середні вибіркові
	μ	α_0	α_1	α_2	α_3	$\pm \varepsilon_{ij}$	
y_{11}	89,668	-2,983				0,28	86,69 $^{\pm 0,28}$
y_{22}	89,668		-0,453			0,28	89,21 $^{\pm 0,28}$
y_{33}	89,668			1,178		0,28	90,85 $^{\pm 0,28}$
y_{44}	89,668				2,258	0,28	91,93 $^{\pm 0,28}$

Тепер, аналізуючи дані табл. 6, бачимо, що очікувані відгуки моделі якщо і залежать від так званого середнього значення, то значення ефектів фактора на різних рівнях мають як негативний, так і позитивний вплив, що уже більш достовірно відображає фізичний зміст розглядуваної задачі.

Повертаючись до наведеної вище постановки завдання, необхідно зазначити, що ми розглянули тільки приклад застосування однофакторного дисперсійного аналізу для одного типорозміру розкроюваного матеріалу (1830×2750 мм) і для різних базових конфігурацій карт розкрою. Зрозуміло, цей приклад охоплює тільки частково спектр змінних основних факторів, які впливають на ефективність використання розкроюваного матеріалу. Тобто, виникає запитання з приводу того, чи зі збільшенням розмірів плит спостерігаються відповідні закономірності у зміні відгуків моделі. Конкретну відповідь на це запитання можна отримати тільки після проведення відповідних експериментів, що і було зроблено у даному дослідженні.

Отож, у табл. 7 наведено деякі основні чинники, які було враховано під час дослідження впливу карт розкрою відповідних базових конфігурацій і типорозмірів ПДМ на ефективність використання розкроюваного матеріалу. Окрім того, у табл. 8 показано результати розрахунку однофакторного дисперсійного аналізу для різних типорозмірів ПДМ (в т.ч. і розміром 1830×2750 мм), отриманих у середовищі Excel за наведеною вище методикою. Опускаючи детальний аналіз даних табл. 8, звернемо увагу тільки на те, що для перших трьох типорозмірів плит карти розкрою було сформовано для усієї плити, тобто для них передбачався так званий основний розкрій. Для останнього типорозміру ПДМ, хоча він і збігається з третім, карти розкрою сформовано для торцевої та основної частин плити відповідно за різними базовими конфігураціями. Водночас, для базових конфігурацій карт розкрою, що складаються з 2-х і більше "сіток", одним із змінних якісних факторів був показник, що характеризував номінальні ширини ділянок (НШД) плити, який мав тільки деякі фіксовані рівні його варіювання й у даному дослідженні до уваги не брався, але буде розглядатися у подальших роботах.

Табл. 7. Основні чинники, які враховувалися під час дослідження впливу базових конфігурацій карт розкрою на ефективність використання ПДМ

Назви основних чинників		Концептуальна схема розкрою та типорозміри розкроюваного матеріалу			
		ОР:	ОР:	ОР:	РТОЧ:
1. Типорозміри ПДМ:		1830×2750	1830×3500	1830×5500	1830×5500"
2. Базові конфігурації карт розкрою	1 "сітка"	—	—	—	—
	2 "сітки"	НШД плити: 1230 ^{±100} , 600 ^{±0} мм			
	3 "сітки"	НШД плити: 630 ^{±100} , 600 ^{±100} , 600 ^{±0} мм			
3. Максимальна ширина торцевої частини плити:		—	—	—	1830 мм

Примітка: ОР – основний розкрій *плити*; РТОЧ – розкрій торцевої та основної частин *плити*; НШД – номінальна ширина ділянки *плити*

У табл. 9-12 наведено результати знаходження оцінок невідомих параметрів лінійних моделей дисперсійного аналізу для різних типорозмірів ПДМ (в т.ч. і розміром 1830×2750 мм). Окрім того, на рис. 1 показано графічне

Табл. 8. Результати розрахунку однофакторного дисперсійного аналізу для різних типорозмірів ПДМ

ПДМ:	ОР: 1830×2750 мм				ОР: 1830×3500 мм				ОР: 1830×5500 мм				РТОЧ: 1830×5500" мм			
№ спостер.	1 "сітка"	2 "сітки"	3 "сітки"	баг. "сіток"	1 "сітка"	2 "сітки"	3 "сітки"	баг. "сіток"	1 "сітка"	2 "сітки"	3 "сітки"	баг. "сіток"	1 "сітка"	2 "сітки"	3 "сітки"	баг. "сіток"
1	87,19	91,01	90,30	91,36	87,19	89,83	90,40	93,19	92,68	92,76	93,38	93,62	91,11	91,55	94,50	94,53
2	86,44	90,27	90,83	92,84	88,41	91,33	91,94	92,05	92,26	91,13	92,96	94,09	90,15	92,61	94,59	93,85
3	86,00	88,98	91,70	90,93	87,71	89,83	90,70	92,38	91,97	93,80	92,38	93,34	92,84	94,18	94,66	93,99
4	87,91	89,45	92,58	92,22	87,88	90,55	91,19	92,43	89,46	94,07	92,13	94,14	90,63	92,48	93,09	93,14
5	88,35	89,12	90,93	92,45	88,69	89,82	92,99	91,67	90,65	92,10	93,24	94,05	90,59	92,25	93,13	93,92
6	86,02	87,60	90,35	91,85	86,42	89,10	92,25	92,37	89,68	91,67	93,19	92,63	91,50	93,40	94,26	93,80
7	84,62	88,18	91,14	91,78	87,52	91,64	92,10	92,36	91,93	93,23	94,54	93,64	93,24	93,91	92,83	93,79
8	87,50	88,92	90,13	91,71	88,96	92,24	91,70	92,52	91,82	92,22	93,78	93,08	91,91	93,31	93,65	94,20
9	86,91	89,30	89,73	91,55	88,20	91,61	92,71	93,27	91,19	93,87	92,94	92,96	91,43	93,82	92,42	94,06
10	85,93	89,32	90,79	92,57	89,94	90,54	91,79	91,84	90,59	92,19	93,69	93,15	92,44	94,34	92,64	93,42
Разом A _i	866,85	892,14	908,46	919,26	880,93	906,49	917,75	924,08	912,25	927,04	932,24	934,70	915,84	931,85	935,77	938,69
Середнє	86,69	89,21	90,85	91,93	88,09	90,65	91,78	92,41	91,23	92,70	93,22	93,47	91,58	93,19	93,58	93,87
N=	40,0				40,0				40,0				40,0			
S ₁ =	321797,93				329420,81				343462,27				346415,97			
S ₂ =	321769,34				329394,27				343435,52				346390,82			
S ₃ =	321613,43				329285,60				343405,16				346359,66			
S _A =	155,91				108,67				30,36				31,16			
S _{заг} =	184,50				135,21				57,11				56,31			
S _{заг} ^{заг} =	28,59				26,55				26,75				25,15			
s _A ² =	51,97				36,22				10,12				10,39			
s _{заг} ² =	0,79				0,74				0,74				0,70			
F _{роз} =	65,45				49,12				13,62				14,87			
F _{заг} =	2,86				2,86				2,86				2,86			
	Впливає				Впливає				Впливає				Впливає			
s _y =	±0,28	±0,28	±0,28	±0,28	±0,27	±0,27	±0,27	±0,27	±0,27	±0,27	±0,27	±0,27	±0,26	±0,26	±0,26	±0,26
1	p	2	3	4	p	2	3	4	p	2	3	4	p	2	3	4
2	Ранги r	2,87	3,02	3,11	Ранги r	2,87	3,02	3,11	Ранги r	2,87	3,02	3,11	Ранги r	2,87	3,02	3,11
3	r [*] s _y	0,81	0,85	0,88	r [*] s _y	0,78	0,82	0,84	r [*] s _y	0,78	0,82	0,85	r [*] s _y	0,76	0,80	0,82
	2	3	4	4	2	3	4	4	2	3	4	4	2	3	4	4
1	86,69	2,53	4,16	5,24	88,09	2,56	3,68	4,31	91,23	1,48	2,00	2,25	91,58	1,60	1,99	2,29
2	89,21		1,63	2,71	90,65		1,13	1,76	92,70		0,52	0,77	93,19		0,39	0,68
3	90,85			1,08	91,78			0,63	93,22			0,25	93,58			0,29
Різнниця:	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна
Різнниця:		значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна	значна
Різнниця:																

Примітка: ОР – основний розкрій плит; РТОЧ – розкрій торцевої та основної частин плити

представлення залежності ефективності використання розкроюваного матеріалу від різних базових конфігурацій карт розкрою та типорозмірів плит.

Аналізуючи графічне представлення відповідних залежностей, бачимо, що на ефективність використання розкроюваного матеріалу впливають не поодинокі кожен з названих факторів, а, швидше за все, у сукупності разом. Це означає, що для більш конструктивного аналізу фізичного змісту цієї задачі та постановки самого завдання доцільно розглядати не однофакторний дисперсійний аналіз, а, як мінімум, двофакторний, що і буде зроблено за результатами відповідних досліджень у подальших опублікованих матеріалах.

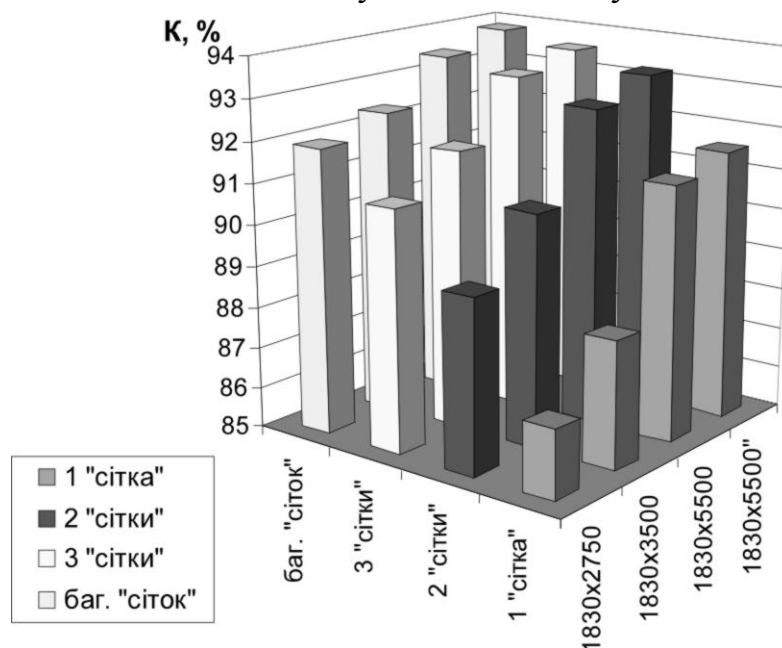


Рис. 1. Залежність ефективності використання розкроюваного матеріалу від різних базових конфігурацій карт розкрою та типорозмірів плит

Табл. 9. Знаходження оцінок параметрів рівняння дисперсії (ПДМ: 1830×2750 мм)

$\hat{Y}$	$\bar{Y} = \bar{X}^m \times \hat{Y}$	$\hat{\Theta} = \bar{G}^{-1} \times \hat{Y}$	$\bar{Y}$
86,69	358,67	89,668	86,69 ^{±0,28}
89,21	86,69	-2,983	89,21 ^{±0,28}
90,85	89,21	-0,453	90,85 ^{±0,28}
91,93	90,85	1,178	91,93 ^{±0,28}
	91,93	2,258	

Табл. 10. Знаходження оцінок параметрів рівняння дисперсії (ПДМ: 1830×3500 мм)

$\hat{Y}$	$\bar{Y} = \bar{X}^m \times \hat{Y}$	$\hat{\Theta} = \bar{G}^{-1} \times \hat{Y}$	$\bar{Y}$
88,09	362,92	90,731	88,09 ^{±0,27}
90,65	88,09	-2,638	90,65 ^{±0,27}
91,78	90,65	-0,082	91,78 ^{±0,27}
92,41	91,78	1,044	92,41 ^{±0,27}
	92,41	1,676	

Табл. 11. Знаходження оцінок параметрів рівняння дисперсії (ПДМ: 1830×5500 мм)

$\hat{Y}$	$\bar{Y} = \bar{X}^m \times \hat{Y}$	$\hat{\Theta} = \bar{G}^{-1} \times \hat{Y}$	$\bar{Y}$
91,23	370,62	92,656	91,23 ^{±0,27}
92,70	91,23	-1,431	92,70 ^{±0,27}
93,22	92,70	0,048	93,22 ^{±0,27}
93,47	93,22	0,568	93,47 ^{±0,27}
	93,47	0,814	

Табл. 12. Знаходження оцінок параметрів рівняння дисперсії (ПДМ: 1830×5500"мм)

$\hat{Y}$	$\bar{Y} = \bar{X}^m \times \hat{Y}$	$\hat{\Theta} = \bar{G}^{-1} \times \hat{Y}$	$\bar{Y}$
91,58	372,21	93,054	91,58 ^{±0,26}
93,19	91,58	-1,470	93,19 ^{±0,26}
93,58	93,19	0,131	93,58 ^{±0,26}
93,87	93,58	0,523	93,87 ^{±0,26}
	93,87	0,815	

Висновки. Внаслідок виконаного дослідження, пов'язаного з виявленням впливу базових конфігурацій карт розкрою на ефективність використання ПДМ, з'ясовано такі основні аспекти даного питання.

1. На підставі статистичного оброблення вибірок даних для фіксованих типорозмірів ПДМ встановлено, що, залежно від зміни базових конфігурацій карт розкрою (з 1-єю, 2-а, 3-а і багатьма "сітками"), ефективність використання розкроюваного матеріалу змінюється у таких межах:

- для ПДМ 1830×2750 мм – з 86,69 до 91,93 %, тобто на 5,24%;
- для ПДМ 1830×3500 мм – з 88,09 до 92,41 %, тобто на 4,31%;
- для ПДМ 1830×5500 мм – з 91,23 до 93,47 %, тобто на 2,25%;
- для ПДМ 1830×5500" мм – з 91,58 до 93,87 %, тобто на 2,29%.

2. На підставі проведеного однофакторного дисперсійного аналізу встановлено, що у межах фіксованих типорозмірів ПДМ зміна базових конфігурацій карт розкрою (від 1-єї, 2-ох, 3-ох і до багатьох "сіток") на ефективність використання розкроюваного матеріалу мають такі впливи:

- для ПДМ 1830×2750 мм – значущий порівняно з 1-ою "сіткою" і у взаємодіях;
- для ПДМ 1830×3500 мм – значущий порівняно з 1-ою "сіткою" і у взаємодіях, за винятком незначної у взаємодії 3-ох і багатьох "сіток";
- для ПДМ 1830×5500 мм – значущий порівняно з 1-ою "сіткою", незначні у взаємодіях: 2-ох і 3-ох "сіток", 2-ох і багатьох "сіток", 3-ох і багатьох "сіток";
- для ПДМ 1830×5500" мм – значущий порівняно з 1-ою "сіткою", незначні у взаємодіях: 2-ох і 3-ох "сіток", 2-ох і багатьох "сіток", 3-ох і багатьох "сіток".

Література

1. Адлер Ю.П., Маркова Е.В., Грановский Ю.В. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий. – М.: Наука, 1976. – 279 с.
2. Алберт А. Регрессия, псевдоинверсия и рекуррентное оценивание. – М.: Наука, 1977. – 224 с.
3. Ахназарова С.Л., Кафаров В.В. Оптимизация эксперимента в химии и химической технологии. – М.: Наука, 1978. – 319 с.
4. Горский В.Г., Адлер Ю.П., Талалай А.И. Планирование промышленных экспериментов (модели статики). – М.: Металлургия, 1974. – 264 с.
5. Горский В.Г., Адлер Ю.П., Талалай А.И. Планирование промышленных экспериментов (модели динамики). – М.: Металлургия, 1978. – 112 с.
6. Грицюк Ю.І. Методика формування карт розкрою з суцільними поздовжніми і зміщеними поперечними пропилами// Наук. вісник УкрДЛТУ: Сучасні теоретичні розробки в деревообробному і меблевому виробництвах. – Львів: УкрДЛТУ. – 2002, вип. 12.5. – С. 61-80.
7. Грицюк Ю.І. Методика формування та характеристика карт розкрою ДСтП на мебелі заготовки// Наук. вісник УкрДЛТУ: Зб. наук.-техн. праць. – Львів: УкрДЛТУ. – 1994, вип. 1. – С. 57-65.
8. Грицюк Ю.І. Основні концепції компонування обладнання для розкрою плитних деревних матеріалів// Наук. вісник УкрДЛТУ: До 125-річчя УкрДЛТУ. – Львів: УкрДЛТУ. – 2000, вип. 10.1. – С. 250-258.
9. Зедгинидзе И.Г. Планирование эксперимента для исследования многокомпонентных систем. – М.: Наука, 1976. – 390 с.
10. Маркова Е.В., Денисов В.И., Полетаева И.А., Пономарев В.В. Дисперсионный анализ и синтез планов на ЭВМ. – М.: Наука, 1982. – 196 с.
11. Налимов В.В., Чернова Н.А. Статистические методы планирования экстремальных экспериментов. – М.: Наука, 1965. – 340 с.
12. Пижурин А.А., Розенблит М.С. Исследование процессов деревообработки: Учебн. для вузов. – М.: Лесн. пром-сть, 1984. – 232 с.
13. Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применение. – М.: Наука, 1968. – 548 с.

14. Хикс Ч. Основные принципы планирования эксперимента. – М.: Мир, 1967. – 406 с.
15. Хьютсон А. Дисперсионный анализ. – М.: Статистика, 1971. – 488 с.
16. Шеффе Г. Дисперсионный анализ. – М.: Физматгиз, 1963. – 628 с.

УДК 674.21.04

*Доц. О.Б. Ференц, канд. техн. наук;
А.О. Ференц; І.М. Галамай – УкрДЛТУ*

ТЕХНОЛОГІЧНІ РЕКОМЕНДАЦІЇ З ВИГОТОВЛЕННЯ КЛЕЄНОГО БРУСА

Пропонуються технологічні рекомендації з виготовлення клеєного тришарового бруса та поопераційний розрахунок норм витрат сировини при організації виробництва.

Doc. O.B. Ferents; A.O. Ferents; I.M. Galamay – USUFWT

Technological recommendations for glued production

Technological recommendations for three layer glued beams production and operational calculations of rate of raw material expenditure during production management have been recommended.

Сучасний розвиток житлового, громадського і промислового будівництва спричинив різке збільшення виробництва столярно-будівельних виробів. На виробництво таких виробів щорічно потрібна велика кількість товстих пиломатеріалів високої якості.

Перелік лише деяких переваг стверджує, що без склеєної деревини у виробництві вікон та дверей не обійтися. Клеєні заготовки (брус) для віконного виробництва, зазвичай, бувають двох категорій:

- склеєні пласті із трьох частин ламелі, всі три ламелі склеєні за довжиною (на "мінішип"). Довжина 6000 мм, дефекти деревини (посиніння, сучки, смола і т.д.) не допускаються. Мінімальна довжина кожного елемента при зрощуванні за довжиною коло 200 мм, переріз 72×86 мм (можливе склеювання бруса і з іншим перерізом);
- склеєні по пласті із трьох частин ламелі, середня частина бруса зрощена за довжиною (на "мінішип"), верхня і нижня ламелі – цілі, без дефектів.

У виробництві найчастіше використовується клей ПВА групи навантажень D4. Витрата клею – близько 150...160 г/м² склеюваної поверхні. Однокомпонентний поліуретановий клей (D₄) також придатний для даного виробництва. Адгезиви, що використовуються для ламелювання бруса, мають забезпечити міцність клейового з'єднання за 80 °C ($\tau = 7 \text{ Н/мм}^2$, а при склеюванні дуба $\tau = 7,6 \text{ Н/мм}^2$). Стабільно високу якість склеюваних профілів можна забезпечити, коли процес виготовлення контролюється і виробничі умови задовольняють таким вимогам:

- простругані ламелі мають подаватись на склеювання протягом доби. Для сосни та інших деревних порід із високим вмістом хімічних речовин час витримки необхідно обмежити до мінімуму;
- під час пресування деталей клей має виступати на всіх швах – це буде ознакою того, що проклеювання охоплює красні зони;
- надзвичайно важливо дотримуватись вказівок виробника клею щодо кількості нанесення клейового розчину, його життєздатності і часу витримки, а також тривалості і зусилля пресування при склеюванні. Зусилля пресування залежить від властивостей деревної породи і клейового складу;