

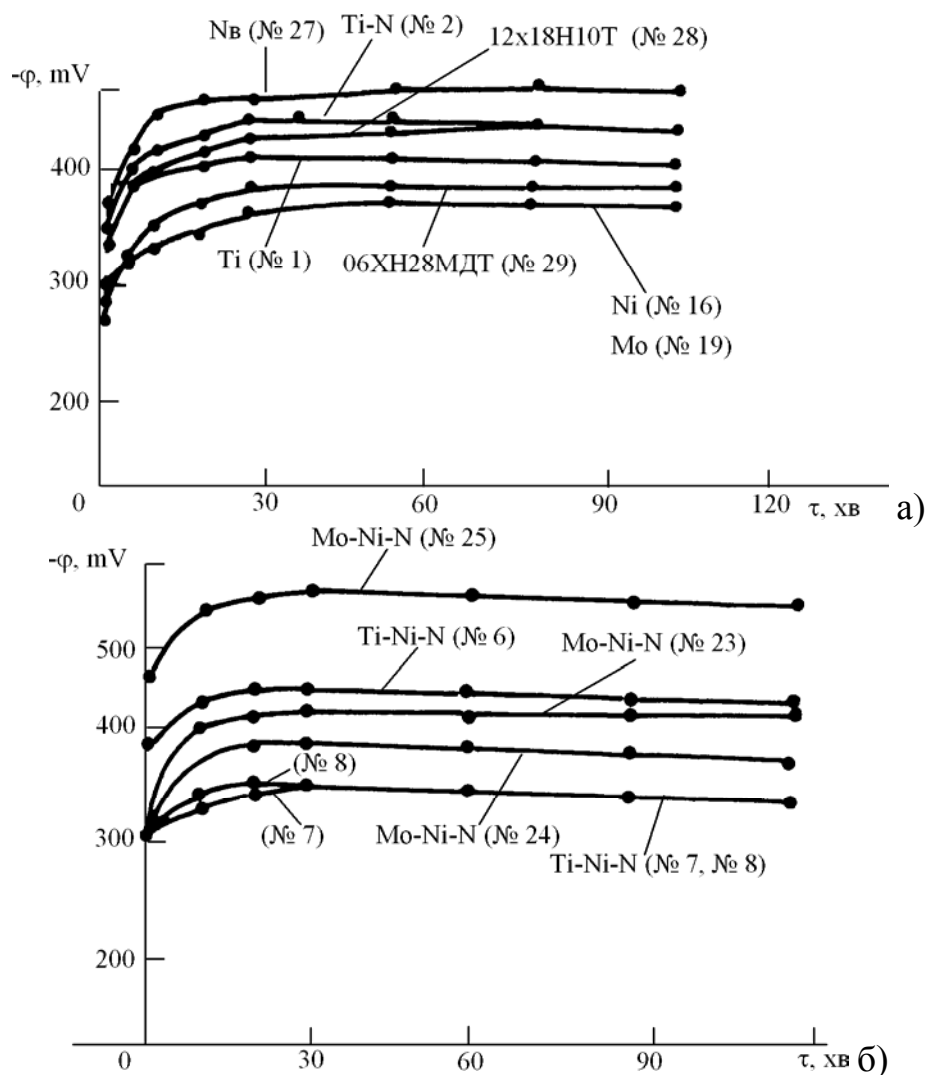


Рис. 9. Кінетика електродних потенціалів покриттів на сталі Ст. 3 у 3 %-му водному розчині NaCl

Література

1. Голубець В.М., Гасій О.Б. Корозійна стійкість йонно-плазмових вакуумних покриттів в середовищі 5 %-го розчину сірчаної кислоти// Наук. вісник УкрДЛТУ: Зб. наук.-техн. праць. – Львів: УкрДЛТУ. – 2005, вип. 15.1. – С. 292-298.

УДК 674.02:621.923

Доц. Ю.І. Грицюк, канд. техн. наук – НЛТУ України

ДОСЛІДЖЕННЯ ВПЛИВУ БАЗОВИХ КОНФІГУРАЦІЙ КАРТ РОЗКРОЮ ТА ТИПОРОЗМІРІВ ПЛИТНИХ ДЕРЕВНИХ МАТЕРІАЛІВ НА ЗМІНУ ЕФЕКТИВНОСТІ ЇХ ВИКОРИСТАННЯ¹

З використанням методики двофакторного дисперсійного аналізу досліджено вплив карт розкрою відповідних базових конфігурацій та плитних деревних матеріалів (ПДМ) різних типорозмірів на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту. За отриманими оцінками невідомих параметрів лінійної моделі двофакторного дисперсійного аналізу встановлено числові значення компонент, з яких складаються відгуки дослідів експерименту, а також з'ясовано значущість ефектів впливів на них відповідних рівнів варіювання якісних факторів і їх взаємодій з позиції вагомості кожного з них.

¹ Продовження. Початок див. [1]

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

У роботі [1] для дослідження впливу змінного якісного фактора – карт розкрою відповідних базових конфігурацій – на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту використовувалася методика однофакторного дисперсійного аналізу. При цьому одним з постійних якісних факторів розглядався ПДМ різних типорозмірів. У процесі проведення такого дослідження було з'ясовано, що на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту кожен з цих якісних факторів впливає не поодинокі, а у сукупності разом. Це означає, що для більш змістовної постановки самої задачі та значно конструктивнішого аналізу її фізичного змісту доцільно використовувати не одно-, а двофакторний дисперсійний аналіз, отримані результати якого планувалося представити у наступній публікації.

Таким чином, у цій роботі необхідно дослідити вплив двох змінних якісних факторів – карт розкрою відповідних базових конфігурацій та ПДМ різних типорозмірів – на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту. Окрім того, потрібно встановити числові значення компонент, з яких складаються відгуки дослідів експерименту, а також бажано, за змогою, з'ясувати значущість ефектів впливів на них відповідних рівнів варіювання якісних факторів і їх взаємодій з позиції вагомості кожного з них.

Двофакторний дисперсійний аналіз

Під час дослідження фізичних об'єктів чи процесів, на які передбачається вплив двох змінних якісних факторів, використовується методика двофакторного дисперсійного аналізу [2, ст. 176]. Згідно з цією методикою, завдання полягає в тому, щоби дослідити вплив двох якісних факторів: **A** з рівнями варіювання $\overline{A} = \{a_i, i = 1, m\}$ і **B** – з рівнями варіювання $\overline{B} = \{b_j, j = 1, k\}$. З огляду на те, що при кожному поєднанні рівнів варіювання факторів **A** і **B** дублюються по **n** рівномірних спостережень, то загальна їх кількість, виконаних під час проведення усього експерименту, буде становити

$$N = m \cdot k \cdot n. \quad (1)$$

У даній ситуації для представлення значень відгуків кожного з дослідів експерименту найбільш достовірною є лінійна модель двофакторного дисперсійного аналізу, що враховує як впливи рівнів варіювання якісних факторів, так і впливи їх взаємодій, тобто

$$\bar{\bar{Y}} = \left\{ \bar{Y}_i = \left\{ \bar{Y}_{ij} = \left\{ y_{iju} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha_i \cdot \beta_j + \varepsilon_{iju}, u = \overline{1, n} \right\}, j = \overline{1, k} \right\}, i = \overline{1, m} \right\}, \quad (2)$$

де: y_{iju} – результат u -го спостереження, отриманого на j -му рівні варіювання фактора **B** та i -му рівні варіювання фактора **A**; μ – адитивна постійна, так зване середнє вибіркове значення; α_i – ефект впливу фактора **A** на i -му рівні варіювання; β_j – ефект впливу фактора **B** на j -му рівні варіювання; $\alpha_i \cdot \beta_j$ – ефект впливу взаємодії факторів **A** і **B** відповідно на i -му та j -му рівнях їх варіювання; ε_{iju} – помилка u -го спостереження на j -му рівні варіювання фактора **B** та i -му рівні варіювання фактора **A**.

У моделі (2) дисперсійного аналізу на відміну від моделі регресійного аналізу [2, ст. 39] не присутній у явному вигляді параметр x_{ij} з тієї причини, що кожне спостереження y_{ij} представляється у вигляді суми компонент: адитивної постійної, ефекту i -го рівня варіювання фактора **A** і ефекту j -го рівня варіювання фактора **B** і відповідних їх взаємодій, наприклад

$$y_{11} = \mu + \alpha_1 + \beta_1 + \alpha_1 \cdot \beta_1 + \varepsilon_{11};$$

$$y_{13} = \mu + \alpha_1 + \beta_3 + \alpha_1 \cdot \beta_3 + \varepsilon_{13};$$

$$y_{22} = \mu + \alpha_2 + \beta_2 + \alpha_2 \cdot \beta_2 + \varepsilon_{22}.$$

Це означає, що лінійна модель (2) двофакторного дисперсійного аналізу показує, з яких саме компонент складаються значення відгуків кожного з дослідів експерименту. Окрім того, ефект взаємодії якісних факторів **A** і **B** показує, як впливає рівень варіювання 1-го фактора на зміну значення відгуку залежно від впливу рівня варіювання 2-го фактора і, навпаки, наскільки впливає рівень варіювання 2-го фактора на зміну значення відгуку залежно від впливу рівня варіювання 1-го фактора.

Як і для однофакторного дисперсійного аналізу, переважно для кожних фіксованих рівнів варіювання факторів **A** і **B** передбачаються однакові кількості спостережень. При цьому, для забезпечення однорідності впливу зовнішніх умов, досліді експерименту проводяться у випадковому порядку. Такий план реалізації експерименту називається повністю рандомізованим (випадковим). Отримані результати спостережень для двофакторного дисперсійного аналізу при рівномірному їх дублюванні у дослідях експерименту зручно представити у вигляді табл. 1.

Табл. 1. Представлення отриманих результатів експерименту для двофакторного дисперсійного аналізу

Рівні варіювання фактора B	Рівні варіювання фактора A						Разом
	a₁	a₂	...	a_i	...	a_m	
b₁	y₁₁₁	y₂₁₁	...	y_{i11}	...	y_{m11}	B₁
	y₁₁₂	y₂₁₂	...	y_{i12}	...	y_{m12}	
	...	...	...	...	...	...	
	y_{11n}	y_{21n}	...	y_{i1n}	...	y_{m1n}	
b₂	y₁₂₁	y₂₂₁	...	y_{i21}	...	y_{m21}	B₂
	y₁₂₂	y₂₂₂	...	y_{i22}	...	y_{m22}	
	...	...	...	...	...	...	
	y_{12n}	y_{22n}	...	y_{i2n}	...	y_{m2n}	

...	...	...	...	...	...	...	...
b_j	y_{1j1}	y_{2j1}	...	y_{ij1}	...	y_{mj1}	$\widehat{B}_j$
	y_{1j2}	y_{2j2}	...	y_{ij2}	...	y_{mj2}	
	...	...	...	...	...	...	
	y_{1jn}	y_{2jn}	...	y_{ijn}	...	y_{mjn}	
...	...	...	...	...	...	...	...
b_k	y_{1k1}	y_{2k1}	...	y_{ik1}	...	y_{mk1}	$\widehat{B}_k$
	y_{1k2}	y_{2k2}	...	y_{ik2}	...	y_{mk2}	
	...	...	...	...	...	...	
	y_{1kn}	y_{2kn}	...	y_{ikn}	...	y_{mkn}	
Разом	$\widehat{A}_1$	$\widehat{A}_2$	...	$\widehat{A}_i$	...	$\widehat{A}_m$	S_0

Згідно з припущенням, що значення відгуків кожного з дослідів експерименту найбільш достовірно представляються лінійною моделлю (2), то методика двофакторного дисперсійного аналізу полягає у виконанні такої послідовності дій [2, ст. 177]. Спочатку за даними табл. 1 розраховують:

1) суми значень відгуків спостережень у досліді експерименту

$$\left\{ \overline{\widehat{Y}}_j = \left\{ \widehat{y}_{ij} = \sum_{u=1}^n y_{iju}, i = \overline{1, m} \right\}, j = \overline{1, k} \right\}; \quad (3)$$

2) квадрати сум значень відгуків спостережень у досліді експерименту

$$\left\{ \overline{\widehat{Y}}_j^2 = \left\{ \widehat{y}_{ij}^2 = \left(\sum_{u=1}^n y_{iju} \right)^2, i = \overline{1, m} \right\}, j = \overline{1, k} \right\}; \quad (4)$$

3) підсумки по рівнях варіювання фактора **A**

$$\overline{\widehat{A}} = \left\{ \widehat{A}_i = \sum_{j=1}^k \sum_{u=1}^n y_{iju}, i = \overline{1, m} \right\}; \quad (5)$$

4) підсумки по рівнях варіювання фактора **B**

$$\overline{\widehat{B}} = \left\{ \widehat{B}_j = \sum_{i=1}^m \sum_{u=1}^n y_{iju}, j = \overline{1, k} \right\}; \quad (6)$$

5) суму всіх значень відгуків спостережень – загальний підсумок

$$S_0 = \sum_{i=1}^m \widehat{A}_i = \sum_{j=1}^k \widehat{B}_j = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k \sum_{u=1}^n y_{iju}; \quad (7)$$

6) суму квадратів усіх значень відгуків спостережень

$$S_1 = \sum_{i=1}^m \widehat{A}_i^2 = \sum_{j=1}^k \widehat{B}_j^2 = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k \sum_{u=1}^n y_{iju}^2; \quad (8)$$

7) суму квадратів підсумків по рівнях варіювання фактора **A**

$$S_2 = \frac{1}{k \cdot n} \cdot \sum_{i=1}^m \widehat{A}_i^2; \quad (9)$$

8) суму квадратів підсумків по рівнях варіювання фактора **B**

$$S_3 = \frac{1}{m \cdot n} \cdot \sum_{j=1}^k \widehat{B}_j^2; \quad (10)$$

9) коригувальний член – квадрат загального підсумку поділений на загальну кількість спостережень

$$S_4 = \frac{1}{m \cdot k \cdot n} \cdot \left(\sum_{i=1}^m \hat{A}_i \right)^2 = \frac{1}{m \cdot k \cdot n} \cdot \left(\sum_{j=1}^k \hat{B}_j \right)^2 = \frac{S_0^2}{N}; \quad (11)$$

10) загальну суму квадратів значень відгуків спостережень

$$S_{\text{заг}} = S_1 - S_4; \quad (12)$$

11) суму квадратів значень відгуків спостережень для фактора **A**

$$S_A = S_2 - S_4; \quad (13)$$

12) суму квадратів значень відгуків спостережень для фактора **B**

$$S_B = S_3 - S_4; \quad (14)$$

13) залишкову суму квадратів значень відгуків спостережень для оцінки помилки експерименту

$$S_{\text{зал}} = S_1 - \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k \hat{y}_{ij}^2; \quad (15)$$

14) залишкову суму квадратів значень відгуків спостережень для ефекту взаємодії факторів **A** і **B**

$$S_{\text{залAB}} = S_{\text{заг}} - S_A - S_B - S_{\text{зал}}; \quad (16)$$

15) дисперсію відтворюваності для фактора **A**

$$s_A^2 = \frac{S_A}{m - 1}; \quad (17)$$

16) дисперсію відтворюваності для фактора **B**

$$s_B^2 = \frac{S_B}{k - 1}; \quad (18)$$

17) дисперсію відтворюваності для взаємодії факторів **A** і **B**

$$s_{AB}^2 = \frac{S_{\text{залAB}}}{(m - 1) \cdot (k - 1)}; \quad (19)$$

18) дисперсію помилки експерименту

$$s_{\text{пом}}^2 = \frac{S_{\text{зал}}}{m \cdot k \cdot (n - 1)}. \quad (20)$$

Після обчислення зазначених вище показників для обраного рівня значущості **q** за допомогою розрахункового значення **F**-критерію Фішера перевіряється однорідність дисперсій відтворюваності фактора **A**

$$F_{\text{розрA}} = \frac{s_A^2}{s_{\text{пом}}^2}. \quad (21)$$

Отримане значення **F**_{розрA} порівнюється з табличним значенням **F**-критерію **F**_{табл} [2, ст. 224, табл. 2] для відповідних кількостей ступенів свободи **f**_A = **m** - 1 і **f**_{пом} = **m** · **k** · (**n** - 1). Якщо виявиться, що **F**_{розрA} > **F**_{табл}, то вплив якісного

фактора **A** на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту визнається значущим. В іншому випадку якісний фактор **A** не впливає на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту.

Аналогічно, для перевірки однорідності дисперсій відтворюваності фактора **B**, обчислюють

$$F_{\text{розрB}} = \frac{s_B^2}{s_{\text{ном}}^2}, \quad (22)$$

отримане значення якого порівнюють з табличним значенням $F_{\text{табл}}$, знайденим при $f_B = k - 1$ і $f_{\text{ном}} = m \cdot k \cdot (n - 1)$. Для перевірки однорідності дисперсій відтворюваності **A** і **B** розраховують

$$F_{\text{розрAB}} = \frac{s_{AB}^2}{s_{\text{ном}}^2}, \quad (23)$$

і порівнюють його з $F_{\text{табл}}$ для $f_{AB} = (m - 1) \cdot (k - 1)$ і $f_{\text{ном}} = m \cdot k \cdot (n - 1)$. У кожному з випадків відповідні співвідношення $F_{\text{розр}} > F_{\text{табл}}$ вказують на значущість впливу відповідного якісного фактора чи його взаємодії з іншим якісним фактором.

Якщо вплив якісних факторів **A** і **B** на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту виявився значущим, то, як і для однофакторного випадку, після виконання двофакторного дисперсійного аналізу можна з'ясувати, для яких саме фіксованих рівнів варіювання відповідних факторів числові значення відгуків значуще відрізняються одне від одного. Для цього необхідно перевірити однорідність зведених середніх вибіркового значень за допомогою множинного рангового критерію Дункана [3].

У випадку проведення експерименту з нерівномірною кількістю спостережень $\bar{N} = \{\bar{N}_i = \{n_{ij}, i = 1, m\}; j = 1, k\}$ для обчислення основних показників дисперсійного аналізу необхідно дещо змінити вирази (3)-(11). Потім усі подальші розрахунки виконуються аналогічно за формулами (12)-(23).

Приклад застосування двофакторного дисперсійного аналізу

Розглянемо випадок застосування методики двофакторного дисперсійного аналізу для дослідження конкретного виробничого процесу при рівномірній кількості спостережень у кожному з проведених дослідів.

Спробуємо дослідити зміну ефективності використання ПДМ різних типорозмірів у процесі розкроювання їх на меблеві заготовки за відповідними картами. 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". Якісним фактором **B** тут є ПДМ. Рівні його варіювання – типорозміри плит: **b**₁ – плити розміром 1830×2750 мм; **b**₂ – плити розміром 1830×3500 мм; **b**₃ – плити розміром 1830×5500 мм; **b**₄ – плити розміром 1830×5500* мм (поділена на головну і основну частини). Як бачимо, кількість рівнів варіювання кожного фактора дорівнює $m = k = 4$. Кожен типорозмір плити дослідимо у парі з відповідними базовими конфігураціями карт розкрою, тобто отримаємо $m \cdot k = 16$ різних

поєднань рівнів варіювання якісних факторів – дослідів експерименту. Для кожного з дослідів проведемо по десять спостережень (розрахунків) за різними специфікаціями меблевих деталей, тобто $n = 10$. Отож загальна кількість проведених спостережень має становити $N = m \cdot k \cdot n = 160$. Як відгуки спостережень кожного з дослідів експерименту приймемо кількісний показник – ефективність використання розкроюваного матеріалу, значення якого визначається відношенням обсягу отриманих деталей до обсягу розкромлених плит, записується у відсотках.

У табл. 2 наведено деякі додаткові чинники, які потрібно враховувати під час формування карт розкрою відповідних базових конфігурацій для ПДМ різних типорозмірів. Опускаючи деякі особливості проведення експериментальних розрахунків, звернемо увагу тільки на те, що для перших трьох типорозмірів плит передбачався так званий основний розкрій. Для останнього типорозміру ПДМ, хоча він і збігається з третім, карти розкрою формуються для торцевої та основної частин плити за відповідними базовими конфігураціями. Окрім того, для базових конфігурацій карт розкрою, що складаються з 2-х і більше "сіток", опосередкованим змінним якісним фактором прийнято показник, що характеризує НШД плити, який має тільки деякі фіксовані рівні його варіювання.

Табл. 2. Основні чинники, що враховуються під час дослідження впливу базових конфігурацій карт розкрою на зміну ефективності 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

Назви рівнів варіювання двох основних якісних факторів, результати отриманих спостережень у кожному з проведених дослідів і частково виконані розрахунки деяких зведених показників наведено у табл. 3.

Згідно з методикою двофакторного дисперсійного аналізу, розрахунок основних показників виконаємо відповідно до наведеного вище алгоритму за формулами (3)-(23) у припущенні, що справедлива лінійна модель (2). У табл. 4 наведено суми значень відгуків спостережень у досліді експерименту табл. 3, а також підсумки по рівнях варіювання відповідно факторів **A** і **B**. У табл. 5 наведено квадрати сум значень відгуків спостережень у досліді експерименту табл. 3, а також квадрати підсумків по рівнях варіювання відповідно факторів **A** і **B**.

Табл. 3. Значення відгуків спостережень у дослідях експерименту – ефективностей використання розкроюваного матеріалу для двофакторного дисперсійного аналізу

Рівні варіювання фактора В	Рівні варіювання фактора А				Разом
	КР з 1-єю "сіткою"	КР з 2-а "сітками"	КР з 3-а "сітками"	КР з багатьма "сітками"	
Плити розміром 1830×2750 мм	87,19	91,01	90,30	91,36	3586,72
	86,44	90,27	90,83	92,84	
	86,00	88,98	91,70	90,93	
	87,91	89,45	92,58	92,22	
	88,35	89,12	90,93	92,45	
	86,02	87,60	90,35	91,85	
	84,62	88,18	91,14	91,78	
	87,50	88,92	90,13	91,71	
	86,91	89,30	89,73	91,55	
	85,93	89,32	90,79	92,57	
Плити розміром 1830×3500 мм	87,19	89,83	90,40	93,19	3629,25
	88,41	91,33	91,94	92,05	
	87,71	89,83	90,70	92,38	
	87,88	90,55	91,19	92,43	
	88,69	89,82	92,99	91,67	
	86,42	89,10	92,25	92,37	
	87,52	91,64	92,10	92,36	
	88,96	92,24	91,70	92,52	
	88,20	91,61	92,71	93,27	
	89,94	90,54	91,79	91,84	
Плити розміром 1830×5500 мм	92,68	92,76	93,38	93,62	3706,24
	92,26	91,13	92,96	94,09	
	91,97	93,80	92,38	93,34	
	89,46	94,07	92,13	94,14	
	90,65	92,10	93,24	94,05	
	89,68	91,67	93,19	92,63	
	91,93	93,23	94,54	93,64	
	91,82	92,22	93,78	93,08	
	91,19	93,87	92,94	92,96	
	90,59	92,19	93,69	93,15	
Плити розміром 1830×5500* мм	91,11	91,55	94,50	94,53	3722,15
	90,15	92,61	94,59	93,85	
	92,84	94,18	94,66	93,99	
	90,63	92,48	93,09	93,14	
	90,59	92,25	93,13	93,92	
	91,50	93,40	94,26	93,80	
	93,24	93,91	92,83	93,79	
	91,91	93,31	93,65	94,20	
	91,43	93,82	92,42	94,06	
	92,44	94,34	92,64	93,42	
Разом	3575,87	3657,53	3694,22	3716,73	14644,35

Примітка: * – плита поділена на головну і основну частини

Табл. 4. Суми значень відгуків спостережень у дослідях експерименту

Рівні варіювання фактора В	Рівні варіювання фактора А				Разом $\bar{B}_j$
	a_1	a_2	a_3	a_4	
b_1	866,85	892,14	908,46	919,26	3586,72
b_2	880,93	906,49	917,75	924,08	3629,25
b_3	912,25	927,04	932,24	934,70	3706,24
b_4	915,84	931,85	935,77	938,69	3722,15
Разом $\bar{A}_i$	3575,87	3657,53	3694,22	3716,73	14644,35

Табл. 5. Квадрати сум значень відгуків спостережень у дослідях експерименту

Рівні варіювання фактора В	Рівні варіювання фактора А				Разом $\bar{B}_j$
	a_1	a_2	a_3	a_4	
b_1	751429,42	795921,88	825296,81	845045,27	3217693,38
b_2	776037,99	821722,13	842265,94	853916,60	3293942,67
b_3	832200,33	859411,88	869076,10	873666,88	3434355,19
b_4	838758,61	868347,40	875663,21	881139,00	3463908,21
Разом $\bar{A}_i$	3198426,35	3345403,29	3412302,06	3453767,74	13409899,44

Далі, згідно з формулами (7)–(16), обчислюємо відповідні суми:

$$S_0 = 3575,87 + 3657,53 + 3694,22 + 3716,73 = 14644,35;$$

$$S_1 = 87.19^2 + 86.44^2 + \dots + 94.06^2 + 93.42^2 = 1341096.98;$$

$$S_2 = \frac{1}{4 \cdot 10} \cdot (3575.87^2 + 3657.53^2 + 3694.22^2 + 3716.73^2) = 1340642.77;$$

$$S_3 = \frac{1}{4 \cdot 10} \cdot (3586.72^2 + 3629.25^2 + 3706.24^2 + 3722.15^2) = 1340663.84;$$

$$S_4 = \frac{1}{4 \cdot 4 \cdot 10} \cdot (14644.35)^2 = 1340356.04;$$

$$S_{\text{заг}} = 1341096.98 - 1340356.04 = 740.93;$$

$$S_A = 1340642.77 - 1340663.84 = 286.72;$$

$$S_B = 1340663.84 - 1340356.04 = 307.80;$$

$$S_{\text{зал}} = 1341096.98 - \frac{1}{10} \cdot (751429.42 + \dots + 881139.00) = 107.03;$$

$$S_{\text{залAB}} = 740.93 - 286.72 - 307.80 - 107.03 = 39.38.$$

Обчислюємо дисперсії відтворюваності за формулами (17)–(20):

$$s_A^2 = \frac{286.72}{4-1} = 95.58; s_B^2 = \frac{307.80}{4-1} = 102.60;$$

$$s_{AB}^2 = \frac{39.38}{(4-1) \cdot (4-1)} = 4.38; s_{\text{пом}}^2 = \frac{107.03}{4 \cdot 4 \cdot (10-1)} = 0.74;$$

Визначаємо розрахункові F-відношення за формулами (21)–(23):

$$F_{\text{розрA}} = \frac{95.58}{0.74} = 128.58; F_{\text{розрB}} = \frac{102.60}{0.74} = 138.04; F_{\text{розрAB}} = \frac{4.38}{0.74} = 5.89.$$

З табл. 2 [2, ст. 224] для рівня значущості $\alpha = 0.05$, відповідних кількостей ступенів свободи $f_A = m - 1 = 3$, $f_B = k - 1 = 3$ і $f_{\text{пом}} = m \cdot k \cdot (n - 1) = 144$ маємо $F_{\text{табл}}[0.05; 3; 144] = 2.6$, яке порівнюємо з отриманими значеннями $F_{\text{розрA}}$ і $F_{\text{розрB}}$. Оскільки $F_{\text{розрA}} \gg F_{\text{табл}}$, то робимо висновок про те, що ефект впливу

якісного фактора **A** на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту є значущим, тобто всі розглянуті в експерименті базові конфігурації карт розкрою мають значний вплив на зміну ефективності використання розкроюваного матеріалу. Ефект впливу якісного фактора **B** – ПДМ різних типорозмірів також визнається значущим, оскільки $F_{\text{розрB}} \gg F_{\text{табл.}}$. Ефект впливу взаємодії рівнів варіювання якісних факторів **A** і **B** визнається також значущим, бо $F_{\text{розрAB}} > F_{\text{табл.}}$.

Позаяк кількості спостережень у кожному з проведених дослідів є однаковими, то за формулою (1) (див. [1]) обчислимо середню квадратичну помилку для кожного зведеного середнього вибіркового значення – відгуків дослідів експерименту, яка у нашому випадку становить $\bar{S}_{\bar{y}} = \sqrt{0.74/10} = 0.27$.

Табл. 6. Зведені середні вибіркові значення (матриця $\hat{Y}$) спостережень – ефективності використання розкроюваного матеріалу, %

Рівні варіювання фактора B	Рівні варіювання фактора A			
	a₁	a₂	a₃	a₄
b₁	86,69	89,21	90,85	91,93
b₂	88,09	90,65	91,78	92,41
b₃	91,23	92,70	93,22	93,47
b₄	91,58	93,19	93,58	93,87

Для знаходження розв'язку СНР (див. [1], матричне рівняння (4)) використаємо числові дані з табл. 6 – зведені середні вибіркові значення спостережень для кожного з дослідів, а також виконаємо ще такі додаткові дії:

- сформуємо матрицю планування двофакторного експерименту ($\bar{X}$) для 4-ох рівнів варіювання кожного з якісних факторів із врахуванням їх взаємодії (табл. 7) та стовпець вільних членів СНР ($\hat{Y}$) – відгуки дослідів експерименту (табл. 11);
- обчислимо матрицю коефіцієнтів СНР (G) (табл. 8) та узагальнену обернену матрицю (G^{-1}) для отримання розв'язку СНР (табл. 9).

Табл. 7. Матриця планування експерименту ($\bar{X}$) для двофакторного дисперсійного аналізу, що враховує рівні варіювання якісних факторів і їх взаємодію

μ	a_1	a_2	a_3	a_4	b_1	b_2	b_3	b_4	a_1b_1	a_1b_2	a_1b_3	a_1b_4	a_2b_1	a_2b_2	a_2b_3	a_2b_4	a_3b_1	a_3b_2	a_3b_3	a_3b_4	a_4b_1	a_4b_2	a_4b_3	a_4b_4
1	1	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1

Табл. 8. Матриця коефіцієнтів СНР ($\bar{\mathbf{G}} = \mathbf{X}^T \times \bar{\mathbf{X}}$)

[illegible]

Табл. 9. Узагальнена обернена матриця ($\mathbf{G}^{-1}$)

[illegible]

Тоді, згідно з методом найменших квадратів (див. [1]), обчислені оцінки невідомих параметрів $\bar{\Theta} = [\bar{\theta}_j, j = \overline{1, N}]$ лінійної моделі двофакторного дисперсійного аналізу (2) з врахуванням взаємодії рівнів варіювання якісних факторів будуть мати числові значення, які наведено у табл. 10. У цій таблиці також наведено відносну похибку обчислень, що характеризує різницю між значеннями стовпця вільних членів СНР ($\bar{Y}$) і розрахованими значеннями цього ж стовпця ($\bar{Y}'$). Як бачимо, різниця між ними знаходиться у межах похибок обчислень.

Табл. 10. Результати обчислення оцінок невідомих параметрів лінійної моделі двофакторного дисперсійного аналізу з врахуванням взаємодій рівнів варіювання якісних факторів

№ п/п	$\bar{Y}' = \bar{X}^T \times \bar{\Theta}$	$\bar{\Theta} = \bar{G}^{-1} \times \bar{Y}$	№ п/п	$\bar{Y}$	$\bar{X}^T \times \bar{\Theta} = \bar{Y}'$	$\frac{\bar{Y} - \bar{Y}'}{\bar{Y}} \cdot 100$
1	1464,43	θ_1 91,835	1	86,69	86,6850	0,006%
2	357,59	θ_2 -1,607	2	88,09	88,0930	-0,003%
3	365,75	θ_3 -0,006	3	91,23	91,2250	0,005%
4	369,42	θ_4 0,386	4	91,58	91,5838	-0,004%
5	371,67	θ_5 0,678	5	89,21	89,2145	-0,005%
6	358,67	θ_6 -1,264	6	90,65	90,6489	0,001%
7	362,92	θ_7 -0,783	7	92,70	92,7045	-0,005%
8	370,62	θ_8 0,279	8	93,19	93,1852	0,005%
9	372,21	θ_9 0,678	9	90,85	90,8458	0,005%
10	86,69	θ_{10} -2,278	10	91,78	91,7750	0,005%
11	88,09	θ_{11} -1,351	11	93,22	93,2243	-0,005%
12	91,23	θ_{12} 0,718	12	93,58	93,5769	0,003%
13	91,58	θ_{13} 0,678	13	91,93	91,9263	0,004%
14	89,21	θ_{14} -1,350	14	92,41	92,4076	0,003%
15	90,65	θ_{15} -0,397	15	93,47	93,4701	0,000%
16	92,70	θ_{16} 0,596	16	93,87	93,8690	0,001%
17	93,19	θ_{17} 0,678				
18	90,85	θ_{18} -0,110				
19	91,78	θ_{19} 0,338				
20	93,22	θ_{20} 0,724				
21	93,58	θ_{21} 0,678				
22	91,93	θ_{22} 0,678				
23	92,41	θ_{23} 0,678				
24	93,47	θ_{24} 0,678				
25	93,87	θ_{25} 0,678				

Таким чином, з використанням отриманих значень оцінок невідомих параметрів $\bar{\Theta}$ лінійної моделі двофакторного дисперсійного аналізу (2), а також з врахуванням значень середніх квадратичних помилок для відгуків кожного з дослідів експерименту (у нашому випадку вони будуть однаковими – 0,27), числові значення компонент моделі (2) для 4-х рівнів варіювання якісних факторів та їх взаємодій представлено у табл. 12.

Табл. 11. Відгуки дослідів експерименту (вектор $\hat{Y}^T$) – ефективності використання розкритого матеріалу, %

a_1b_1	a_1b_2	a_1b_3	a_1b_4	a_2b_1	a_2b_2	a_2b_3	a_2b_4	a_3b_1	a_3b_2	a_3b_3	a_3b_4	a_4b_1	a_4b_2	a_4b_3	a_4b_4
86,69	88,09	91,23	91,58	89,21	90,65	92,70	93,19	90,85	91,78	93,22	93,58	91,93	92,41	93,47	93,87

Табл. 12. Числові значення компонент лінійної моделі двофакторного дисперсійного аналізу з врахуванням взаємодії рівнів варіювання якісних факторів

Відгуки моделі	Складові компоненти моделі																									Зведені середні вибіркові	
	μ	a_1	a_2	a_3	a_4	b_1	b_2	b_3	b_4	a_1b_1	a_1b_2	a_1b_3	a_1b_4	a_2b_1	a_2b_2	a_2b_3	a_2b_4	a_3b_1	a_3b_2	a_3b_3	a_3b_4	a_4b_1	a_4b_2	a_4b_3	a_4b_4		$\pm \varepsilon_{ij\mu}$
y_{111}	91,83	-1,61				-1,26				-2,28																0,27	$86,69^{\pm 0,27}$
y_{121}	91,83	-1,61				-0,78				-1,35																0,27	$88,09^{\pm 0,27}$
y_{131}	91,83	-1,61					0,28			0,72																0,27	$91,23^{\pm 0,27}$
y_{141}	91,83	-1,61						0,68					0,68													0,27	$91,58^{\pm 0,27}$
y_{211}	91,83		-0,01			-1,26								-1,35												0,27	$89,21^{\pm 0,27}$
y_{221}	91,83		-0,01			-0,78								-0,40												0,27	$90,65^{\pm 0,27}$
y_{231}	91,83		-0,01				0,28							0,60												0,27	$92,70^{\pm 0,27}$
y_{241}	91,83		-0,01					0,68							0,68											0,27	$93,19^{\pm 0,27}$
y_{311}	91,83			0,39		-1,26												-0,11								0,27	$90,85^{\pm 0,27}$
y_{321}	91,83			0,39		-0,78												0,34								0,27	$91,78^{\pm 0,27}$
y_{331}	91,83			0,39			0,28												0,72							0,27	$93,22^{\pm 0,27}$
y_{341}	91,83			0,39				0,68												0,68						0,27	$93,58^{\pm 0,27}$
y_{411}	91,83				0,68	-1,26															0,68					0,27	$91,93^{\pm 0,27}$
y_{421}	91,83				0,68	-0,78															0,68					0,27	$92,41^{\pm 0,27}$
y_{431}	91,83				0,68		0,28															0,68				0,27	$93,47^{\pm 0,27}$
y_{441}	91,83				0,68			0,68																0,68		0,27	$93,87^{\pm 0,27}$

Аналізуючи числові дані цієї таблиці, бачимо, що очікувані значення відгуків кожного з дослідів експерименту, тобто значення ефективностей використання розкроюваного матеріалу, складаються з так званого середнього вибіркового значення μ , зі значення ефекту α_i фактора **A** на i -му рівні його варіювання, зі значення ефекту β_j фактора **B** на j -му рівні його варіювання, а також зі значень їх відповідних взаємодій залежно від вагомості кожного з них. Окрім того, практично усі рівні варіювання якісних факторів і їх взаємодії мають як негативний, так і позитивний вплив на зміну значень очікуваних відгуків кожного з дослідів експерименту, що достовірно відображає фізичний зміст розглядуваної задачі.

На рис. 1 представлено зміни значень ефективностей використання розкроюваного матеріалу залежно від карт розкрою відповідних базових конфігурацій та ПДМ різних типорозмірів. Порівняно з рис. 1 [2], таке представлення відповідних залежностей є більш придатним для аналізу тенденцій змін відповідних ефективностей залежно від врахованих рівнів варіювання якісних факторів.

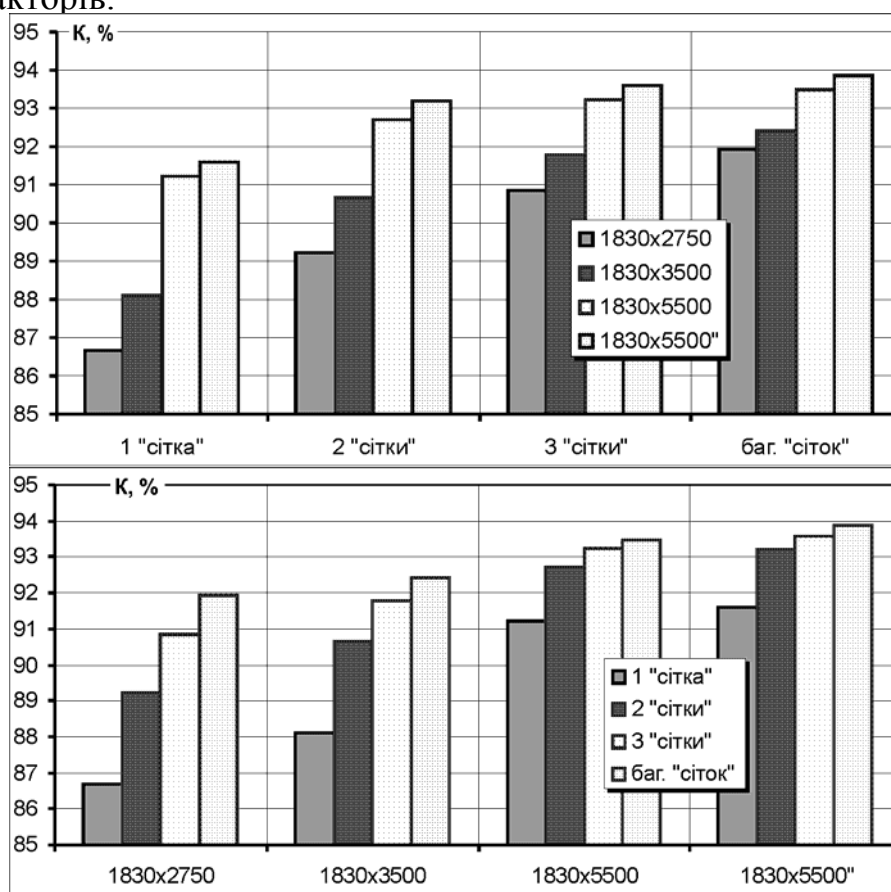


Рис. 1. *Зміна ефективностей використання розкроюваного матеріалу залежно від карт розкрою відповідних базових конфігурацій та ПДМ різних типорозмірів*

Висновки

Внаслідок виконаного дослідження, пов'язаного з виявленням впливу карт розкрою відповідних базових конфігурацій та ПДМ різних типорозмірів на зміну значень ефективностей використання розкроюваного матеріалу, з'ясовано такі основні аспекти даного питання.

1. На підставі статистичного оброблення значень відгуків спостережень кожного з дослідів експерименту встановлено, що при фіксованих картах розкрою відповідних базових конфігурацій, залежно від різних типорозмірів плит ефективності використання розкроюваного матеріалу змінюються у таких межах:
 - КР з 1-єю "сіткою" – з 86,69 до 91,58 %, тобто на 4,90%;
 - КР з 2-ма "сітками" – з 89,21 до 93,19 %, тобто на 3,97%;
 - КР з 3-ма "сітками" – з 90,85 до 93,58 %, тобто на 2,73%;
 - КР з багатьма "сітками" – з 91,93 до 93,87 %, тобто на 1,94%.
2. На підставі проведеного двофакторного дисперсійного аналізу встановлено числові значення компонент, з яких складаються відгуки кожного з дослідів експерименту, а також з'ясовано ступені впливів на них ефектів рівнів варіювання якісних факторів і їх взаємодій з позиції вагомості кожного з них:
 - середнє вибіркове значення – 91.83%;
 - ефекти впливів фактора **A** на рівнях варіювання – -1.61, -0.01, 0.39 і 0.68;
 - ефекти впливів фактора **B** на рівнях варіювання – -1.26, -0.78, 0.28 і 0.68;
 - ефекти впливів взаємодій факторів **A** і **B** відповідно на рівнях їх варіювання – від -2.28 до 0.68;
 - помилки спостережень на рівнях варіювання – ± 0.27 .
3. Встановлено, що ефекти впливів якісних факторів **A** і **B** та їх взаємодій на зміну значень відгуків кожного з дослідів експерименту є значущими, тобто всі розглянуті в експерименті базові конфігурації карт розкрою мають значний вплив на зміну ефективності використання розкроюваного матеріалу. Однак, якщо ефекти якісних факторів **A** і **B** мають домінуючі впливи (на рівні відповідно 128.58 і 138.04), то їх взаємодії тільки часткові (на рівні 5.89).

Література

1. Грицюк Ю.І. Дослідження впливу базових конфігурацій карт розкрою на ефективність використання плитного деревного матеріалу// Наук. вісник УкрДЛТУ: Зб. наук.-техн. праць. – Львів: УкрДЛТУ. – 2005, вип. 15.2. – С. 81-95.
2. Пижурин А.А., Розенблит М.С. Исследование процессов деревообработки: Учебн. для вузов. – М.: Лесн. пром-сть, 1984. – 232 с.



УДК 674.047

Асист. Т.В. Голубець – НЛТУ України

АНАЛІЗ ДИФУЗІЙНИХ ВОЛОГІСНИХ І ТЕПЛОВИХ ХАРАКТЕРИСТИК ДЕРЕВИНИ У ГІГРОСКОПІЧНІЙ ОБЛАСТІ

Дифузійні властивості вологи і тепла гігроскопічної деревини проаналізовані на основі коміркової моделі у стаціонарних умовах. Аналітичне співвідношення для розрахунку термоградієнтного коефіцієнта встановлено з частковим врахуванням породи дерева.