

## ЦИВІЛЬНА БЕЗПЕКА CIVIL SAFETY

УДК 622.7:541.6

<https://doi.org/10.31474/1999-981x-2021-1-49-63>

М.І. Антощенко

Є.С. Руднєв

М.В. Філатєєв

Е.М. Філатєєва

### СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ КЛАСИФІКАЦІЙНОГО ПОКАЗНИКА СТУПЕНЯ МЕТАМОРФІЗМУ ВУГІЛЛЯ ДЛЯ ПРОГНОЗУ НЕБЕЗПЕЧНИХ ВЛАСТИВОСТЕЙ ШАХТОПЛАСТІВ

**Мета.** На основі статистичних моделей виходу летких речовин при термічному розкладанні вугілля без доступу повітря ( $V^{daf}$ ) встановити ймовірні відносні похибки його вимірювання абсолютних значень, які б дозволяли з наперед заданою точністю використовувати показник  $V^{daf}$  у якості основного класифікаційного критерію метаморфізму шахтопластів для прогнозу їх небезпечних властивостей при веденні гірничих робіт.

**Методи.** Застосована на використанні і статистичної обробки експериментальних даних минулих років та створенні декількох сукупностей значень  $V^{daf}$ , що володіють деякими ознаками, істотними для їх характеристики с подальшим аналізом статистичних характеристик цих сукупностей з встановленням відмінностей або схожостей між статистичними моделями.

**Результати.** Створено шість сукупностей шахтопластів, які володіють різними ознаками їх створення по критерію  $V^{daf}$ . У кожній сукупності знаходилось від 114 до 412 варіант. В якості генеральної умовно прийнята сукупність 2091 шахтопластів різних вугільних родовищ. Для усіх (7) сукупностей перевірена гіпотеза про нормальний розподіл варіант по критерію  $\chi^2$  Пірсона. Одна частина сукупностей була близькою до нормального розподілу випадкових величин, а друга не відповідала нормальному закону. Встановлено, однією з причин невідповідності частин сукупностей нормальному закону є різні похибки визначення  $V^{daf}$  в залежності від абсолютного значення цього показника. Крім того окремі вибірки з умовно генеральної сукупності володіють однаковим характером розподілу відносних частот: при збільшенні  $V^{daf}$  до 10% вони знижуються; в діапазоні від 10 до 40% незначно зростають; при  $V^{daf} > 40\%$  - знову відбувається зниження.

На підставі тісних кореляційних залежностей відносних середньоквадратичних відхилень виходу летких речовин від усереднюючих кривих доведена обґрунтованість можливого застосування  $V^{daf}$  в інженерних розрахунках прогнозу небезпечних властивостей шахтопластів тільки при його значеннях більше 15-20%. Також встановлено можливий вплив відстані місця відбору проб вугілля до кордонів зон газового вивітрювання і геологічних порушень, та висока зольність вугілля (більше 20%) на додаткову похибку визначення  $V^{daf}$ .

Встановлені можливі значення похибки не дозволяють гарантувати високу точність прогнозу небезпечних властивостей шахтопластів при застосуванні  $V^{daf}$  в якості основного показника ступеня метаморфізму. Удосконалення, нормативної бази з безпечної відробки вугільних пластів потребує обґрунтування і застосування інших показників ступеня метаморфізму вугілля.

**Наукова новизна.** Вперше на основі статистичних моделей встановлені неоднозначні можливі похибки визначення виходу летких речовин при термічному розкладанні вугілля без доступу повітря і недоцільність його застосування для прогнозу небезпечних властивостей шахтопластів при веденні гірничих робіт.

**Практична цінність.** Доказана необхідність застосування інших показників ступеня метаморфізму для удосконалення нормативної бази безпечної відробки шахтопластів, які безпосередньо відображають вміст і властивості вугілля в процесі геологічних перетворень.

**Ключові слова:** шахтопласти, вугілля, метаморфізм, показник, вихід летких речовин, визначення, похибка, властивості, безпека, гірничі роботи, нормативна база, удосконалення.

#### Вступ.

Одним з основних і найбільш вивченим показником ступеня метаморфізму є вихід летких речовин при термічному розкладанні вугілля без доступу повітря ( $V^{daf}$ ). Цей показник в даний час є одним з основних класифікаційних параметрів, що застосовуються для

характеристики споживчих властивостей вихідного вугілля [1] і прогнозу небезпечних властивостей шахтопластів [2-5]. До небезпечних і інших негативних властивостей шахтопластів при веденні гірничих робіт відносяться газовиділення, виникнення газодинамічних явищ і ендегенних пожеж, підвищене утворення

пилу і її схильність до вибуховості. Ці та деякі інші небажані прояви небезпечних властивостей шахтопластів мають негативний вплив на технологічні процеси і безпеку гірничих робіт, що нерідко призводить до аварій в підземних умовах з катастрофічними наслідками. У зв'язку з цим особливо актуальним завданням є проведення ефективних заходів, що забезпечують безпечне та безаварійне виробництво гірничих робіт.

#### **Аналіз останніх досліджень та публікацій.**

Від ефективності таких заходів, що розробляються відповідно до нормативної бази [2-5], в значній мірі залежить здоров'я та життя працюючих в підземних умовах. Періодично відбуваються аварії в шахтах, які свідчать про необхідність постійного удосконалення нормативних документів, спрямованих на безпечне ведення гірничих робіт. У більшості випадків при прогнозі можливості прояву небезпечних властивостей окремого пласта класифікаційний показник приймається постійним в межах всього шахтного поля. До теперішнього часу можлива зміна показника в межах шахтних полів залишається маловивченим. Підтвердженням цьому служать довідкові дані «Каталогу шахтопластів СРСР за пиловим чинником» [5], в якому для 114 шахтопластів не вказані конкретні значення  $V^{daf}$ , а наведені лише нижні та верхні межі його зміни.

#### **Мета статті.**

Вивчити статистичні моделі  $V^{daf}$  та встановити в межах окремого шахтопласта можливі діапазони зміни класифікаційного показника і доцільність використання його середніх значень в нормативній базі для прогнозу прояви небезпечних властивостей шахтопластів при веденні гірничих робіт

Ідея полягає в вивченні даних о значеннях  $V^{daf}$  для окремих шахтопластів, наведених в довідкових (нормативних) і науково-технічних виданнях минулих років, що дозволяє аналізувати проби вугілля, відібрані в різних частинах шахтного поля. Це дає можливість розглянути випадковим чином сформовані бази даних і

досліджувати статистичні моделі розподілу класифікаційного показника в залежності від статистичних сукупностей. До статистичної сукупності належить певна кількість даних, що володіють деякими ознаками (загальними властивостями), істотними для їх характеристики.

#### **Методи дослідження.**

Попередньо створені бази даних сукупностей  $V^{daf}$ , що володіють наступними ознаками:

1. Сукупність нижніх границь зміни  $V_H^{daf}$  для 114 шахтопластів згідно «Каталогу шахтопластів СРСР за пиловим чинником» [5].
2. Сукупність верхніх границь зміни  $V_B^{daf}$  для 114 шахтопластів [5].
3. Загальна сукупність 228 значень нижніх і верхніх меж шахтопластів, для яких не вказані конкретні значення  $V^{daf}$  [5].
4. Сукупність 206 даних, сформована на підставі відомостей з різних джерел [6-11].
5. Сукупність значень  $V^{daf}$  для 206 шахтопластів згідно [5], відомості за якими наведені в [6-11].
6. Загальна сукупність з 412 даних, сформована згідно з даними [5] та [6-11].
7. Сукупність 2091 середніх значень  $V^{daf}$  для шахтопластів різних вугільних родовищ [5].

#### **Виклад основного матеріалу.**

Перед статистичною обробкою матеріалу сукупності піддали шляхом угруповання за варіантами в порядку їх зростання в ранжируваних рядах. При обсязі вибірки ( $n$ ) менше ста, кількість ( $k$ ) груп (інтервалів) визначається умовою  $k \leq 5 \cdot \lg n$ .

Розрахункові значення ( $k_p$ ) й прийняті в подальших розрахунках для розглянутих вибірок ( $k^B$ ) наведені в таблиці 1. Розрахункові значення  $k_p$  перебували в межах  $10,3 \div 16,6$ , а  $k^B$  прийнятий рівним десяти. В цьому випадку дотримується необхідна вимога статистичної обробки даних до кількості інтервалів.

Для визначення оптимальної величини шагу і інтервалу в кожній вибірці ( $h_p$ ) скористалися формулою Стерджеса:

$$h_p = \frac{V_{\max}^{\text{daf}} - V_{\min}^{\text{daf}}}{k_b} = \frac{R}{k_p}, \quad (1)$$

де  $V_{\max}^{\text{daf}}$  і  $V_{\min}^{\text{daf}}$  - відповідно максимальні і мінімальні варіанти;

$R$  - розмах варіації, який представляє амплітуду коливань, або широту розсіювання і є величиною залежною від випадкових обставин.

Розрахункове значення  $h_p$  для розглянутих вибірок становило  $3,1 \div 5,0\%$ , а при прийнятій величині  $h_b = 10,0$  - значення  $h_b$  перебували в межах  $4,2 \div 5,3\%$  (табл. 1). За одиницю інтервалу у всіх вибірках взяли ціле число, рівне п'яти.

Вибіркові характеристики розподілів (середнє арифметичне)  $\bar{V}_b^{\text{daf}}$ , дисперсія  $D_b$ , середньоквадратичне відхилення  $\sigma_b$ , коефіцієнт варіації ( $k_b$ ) визначені методом добутку (умовного нуля).

Для наближеної перевірки гіпотези нормальності розподілу статистичних сукупностей розраховували асиметрію  $A_S$  і ексцес  $E_K$ :

$$A_S = \frac{M_3}{\sigma_b^3} \text{ та } E_K = \frac{M_4}{\sigma_b^4} - 3, \quad (2)$$

де  $M_3$  та  $M_4$  - відповідно центральні моменти третього і четвертого порядків. У табл. 1 наведені результати розрахунку параметрів статистичних моделей розподілу виходу летких речовин при термічному розкладанні вугілля як випадкової величини  $V_{\min}^{\text{daf}}$ ,  $V_{\max}^{\text{daf}}$ ,  $\bar{V}_b^{\text{daf}}$ ,  $n$ ,  $R$ ,  $D_b$ ,  $\sigma_b$ ,  $k_b$ ,  $A_S$  та  $E_K$ .

Для перевірки гіпотези про нормальний розподіл статистичних сукупностей скористалися критерієм  $\chi^2$ -Пірсона, заснованого на порівнянні емпіричних ( $n$ ) та теоретичних ( $n_i'$ ) частот.

Теоретичні частоти ( $n_i'$ ) по кожному інтервалу розраховували по залежності:

$$n_i' = \frac{n \cdot h \cdot \varphi(z_i)}{\sigma_b}, \quad (3)$$

$$\text{де } z_i = \frac{V_i^{\text{daf}} - \bar{V}_b^{\text{daf}}}{\sigma_b};$$

$$\varphi(z_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z_i^2}{2}} - \text{функція Гаусса.}$$

Розрахункове значення критерію Пірсона  $\chi_b^2$  для кожної сукупності розраховували відповідно до рівняння:

$$\chi_b^2 = \sum \frac{(n_i - n_i')^2}{n_i'}. \quad (4)$$

При даному рівні значущості і числа ступенів свободи за спеціальними таблицями знайшли критичні значення  $\chi_{\text{кр}}^2$ . Критичне значення критерію Пірсона і його розрахункові величини для розглянутих сукупностей також наведені в табл. 1.

Результати аналізу розглянутих сукупностей показали (табл. 1), що гіпотезі нормальності розподілу відповідають тільки дані [6-11] сукупності 4. Розподіл для цього випадку можна вважати майже симетричним ( $A_S = -0,09$ ), так як воно менше 0,1. Ексцес  $E_K = -0,45$  незначно відрізняється від нуля, а з огляду на його негативне значення теоретична крива має нижчу та «плоску» вершину в порівнянні зі стандартною нормальною кривою (рис. 1). Розрахункове значення критерію  $\chi^2$ -Пірсона для даної вибірки менше його критичного значення ( $\chi_{\text{кр}}^2 = 14,067$ ) при рівні значущості ( $\alpha = 0,05$ ) і числа ступенів свободи, рівного семи. Наведені результати розрахунку свідчать, що немає підстав відкидати гіпотезу про нормальний розподіл випадкової величини з 206 варіант згідно з даними з різних джерел [6-11].

Досить близькими до нормального закону розподілу по розрахунковим значенням статистичних параметрів ( $A_S$ ,  $E_K$ ,  $\chi_b^2$ ) відносяться також 5-а і 6-а сукупності даних, які сформовані за участю експериментальних даних [6-11]. Для цих вибірок асиметрія перебувала в діапазоні  $-0,13 \div -0,18$ , ексцес в інтервалі  $-0,58 \div -0,68$ , а критерії  $\chi^2$ -Пірсона склали відповідно 16,687 та 25,031 (табл. 1). Це свідчить, що значення для цих випадків, в першому наближенні також можна розглядати як випадкову величину, що підкоряються нормальному закону розподілу.

Такий висновок не можливо зробити на підставі статистичних моделей щодо варіаційних рядів 1, 2, 3 та 7 (табл. 1), отриманих на базі даних тільки «Каталогу

шахтопластов СРСР за пиловим чинником» [5]. Жоден з розрахованих статистичних параметрів цих сукупностей ( $V^{\text{daf}}$ ,  $M_B$ ,  $D_B$ ,  $\sigma_B$ ,  $k_B$ ,  $A_S$ ,  $E_K$ ,  $\chi_B^2$ ) по своїй величині навіть близько не наближається до характеристик нормального розподілу. З цієї причини є всі підстави відкинути гіпотезу про нормальний розподіл  $V^{\text{daf}}$  як випадкової величини. Такий висновок дає можливість зробити припущення про існування невстановлених чинників, які впливають на формування 1-ї, 2-ї, 3-ї, і 7-ї сукупностей на базі даних «Каталогу шахтопластів СРСР за пиловим чинником» [5]. Вочевидь, щоб

отримати значення нижніх ( $V_B^{\text{daf}}$ ) та верхніх ( $V_B^{\text{daf}}$ ) меж виходу летких речовин для конкретного шахтопласта, проби вугілля відбиралися в різних частинах шахтного поля. У цьому випадку на абсолютні визначення  $V^{\text{daf}}$  для 114 шахтопластів й формування 1-ї, 2-ї, і 3-ї сукупностей могло вплинути розташування місць відбору проб вугілля по відношенню до границь зони газового вивітрювання і відстані до геологічних порушень [12].

Таблиця 1. Результати дослідження статистичних моделей розподілу виходу летких речовин при термічному розкладанні вугілля ( $V^{\text{daf}}$ ) як випадкової величини

№ з/п	Значення $V^{\text{daf}}$ в вибірках, %			Мода, $M_B$	Об'єм сукупності даних $n$	Показники математичної статистики рядів розподілу										Критерій Пірсона		Примітка	
	мінімальне $V_{\min}^{\text{daf}}$	максимальне $V_{\max}^{\text{daf}}$	середнє $\bar{V}_B^{\text{daf}}$			Розмах $V_{\max} - V_{\min}$ , %	Кількість інтервалів, од.		Шаг інтервалу, %	Дисперсія, $D_B$	Середньоквадратичне відхилення $\sigma_B$	Коефіцієнт варіації, % $k_B$	Асиметрія, $A_S$	Екстес, $E_K$	критичне значення $\chi_{\text{кр}}^2$	вибірки $\chi_B^2$			
							розрахункова прийнята $k_p$	розрахунковий $k_b$									при $k_b=10$ $h_p$		при $k_b=10$ $h_b$
1	1,3	49,0	16,3	2,5	114	47,7	10,3	10	4,6	4,8	192,8	13,9	85,1	0,58	-0,92	14,067	162,994	1	
2	2,5	54,0	20,1	2,5	114	51,5	10,3	10	5,0	5,2	242,2	15,6	77,5	0,41	1,28	15,507	112,703	2	
3	1,3	54,0	18,2	2,5	228	52,7	11,8	10	4,5	5,3	220,1	14,8	81,6	0,51	-1,08	15,507	256,771	3	
4	1,4	45,9	24,5	27,5	206	44,5	11,6	10	3,8	4,5	100,9	10,0	40,9	-0,09	-0,45	14,067	10,389	4	
5	2,3	44,2	25,0	22,5	206	41,9	11,6	10	3,6	4,2	107,0	10,3	41,4	-0,18	-0,68	14,067	16,687	5	
6	1,4	45,9	24,8	25,0	412	44,5	13,1	10	3,4	4,5	103,7	10,2	41,1	-0,13	-0,58	14,067	25,031	6	
7	1,3	52,1	25,7	37,5	2091	50,8	16,6	10	3,1	5,1	187,9	13,7	53,4	-0,21	29,2	15,507	618,517	7	

#### Примітка до таблиці 1

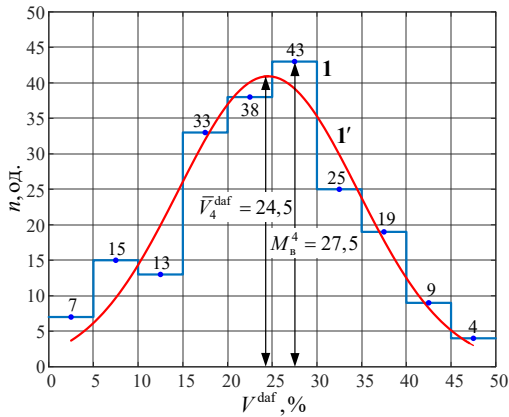
1 - нижнє значення  $V_{\min}^{\text{daf}}$  згідно [5];  
 2 - верхнє значення  $V_{\max}^{\text{daf}}$  згідно [5];  
 3 - загальний інтервальний ряд  $V_{\min}^{\text{daf}}$ ,  $V_{\max}^{\text{daf}}$  згідно [5]; 4 - дані дані з джерел [6-11];

5 - дані [5], які відповідають шахтопластам, зазначеним в [6-11];  
 6 - загальний інтервальний ряд для даних з різних джерел [5-11];  
 7 - обробка усіх даних відповідно до [5].

В даному випадку сукупність (7) обсягом в 2091 варіанту є генеральною для вибірок 1, 2 і 3. Ці вибірки сформовані на основі ознаки про відсутність конкретних значень для 114 шахтопластів.

Статистичні моделі цих вибірок (1, 2, 3) повинні відображати значення параметрів генеральної сукупності (7). Попри це

статистичні параметри рядів ранжирування 1, 2, 3 істотно відрізняються від сукупності 7 (табл. 1). Це наочно ілюструється графіками (рис. 2 і 3) при порівнянні гістограм і теоретичних кривих нормального розподілу для вибірок 3-ї і 7-ї сукупностей відповідно.



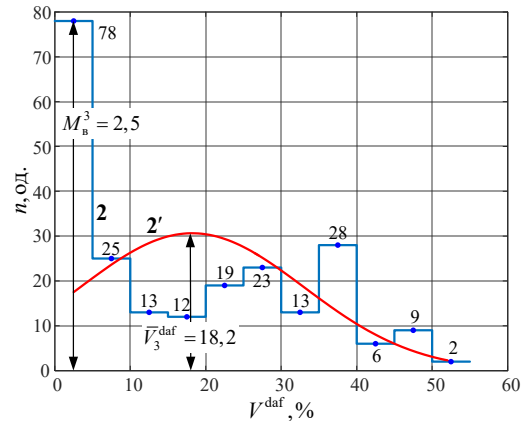
**Рис. 1.** Приклад кривої гістограми фактичного розподілу і теоретичної кривої нормального розподілу випадкової величини  $V^{daf}$  для сукупностей 4 із 206 даних [6-11].

1 - крива гістограми розподілу 4-ї сукупності  $V^{daf}$  при обсязі вибірок у 206 даних;

1' - теоретична крива нормального розподілу;

$M_B^4 = 27,5$  - мода для гістограми 1;

$\bar{V}_4^{daf} = 24,5$  - середнє значення виходу легких речовин в вибірці 4 (табл. 1) для розрахунку теоретичної кривої 1' нормального розподілу.



**Рис. 2.** Приклад кривої гістограми фактичного розподілу і теоретичної кривої нормального розподілу випадкової величини  $V^{daf}$  для сукупностей  $V_3^{daf}$  із 228 варіант [5].

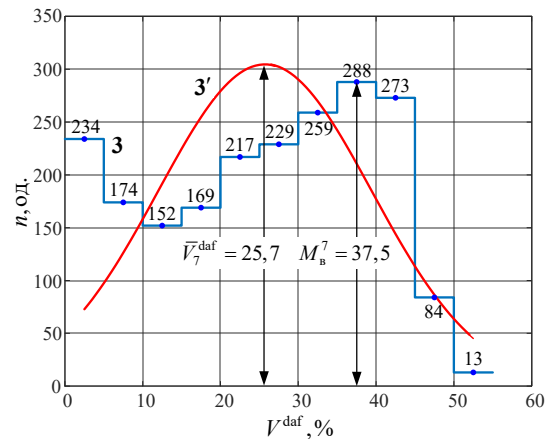
2 - крива гістограми розподілу 3-ї сукупності  $V^{daf}$  при обсязі вибірок у 228 даних;

2' - теоретична крива нормального розподілу;

$M_B^3 = 2,5$  - мода для гістограми 2;

$\bar{V}_3^{daf} = 18,2$  - середнє значення виходу легких речовин в вибірці 3 (табл. 1) для розрахунку теоретичної кривої 2' нормального розподілу.

Між гістограмами фактичних розподілів 2 і 3 відсутні, в більшій частині ознаки, що їх об'єднують. Мода  $M_B^3 = 78$  спостерігалася при значенні  $\bar{V}^{daf} = 2,5\%$  при розгляді 228 варіант, а  $M_B^7 = 288$  при  $\bar{V}^{daf} = 37,5\%$  для обсягу вибірки, рівному загальній кількості даних (2091) сукупності 7. У першому випадку в діапазон зміни  $V_i^{daf} = 0 \div 5,0\%$  потрапило 34,2% даних від загальної їх кількості (228) в розглянутій сукупності. У другому випадку в цьому діапазоні виявилася лише 13,7% даних від загальної (2091) їх кількості. Це вказує на те, що в більшості випадків шахтопласти, для яких вказані нижні і верхні межі можливих значень  $V^{daf}$  характерною ознакою є більш низькі значення  $V^{daf}$ . Це підтверджується і співвідношенням середніх значень при якому  $\bar{V}_3^{daf} = 18,2\% < \bar{V}_7^{daf} = 25,7\%$ . Відмінність між сукупностями рядів розподілу 3 та 7 полягає також в різному співвідношенні між модами і середніми значеннями вибірок.



**Рис. 3.** Приклад кривої гістограми фактичного розподілу і теоретичної кривої нормального розподілу випадкової величини  $V^{daf}$  для сукупності  $V_7^{daf}$  із 2091 варіант [5].

3 - крива гістограми розподілу 3-ї сукупності  $V^{daf}$  при обсязі вибірок у 2091 дане;

3' - теоретична крива нормального розподілу;

$M_B^7 = 37,5$  - мода для гістограми 3;

$\bar{V}_7^{daf} = 25,7$  - середнє значення виходу легких речовин в вибірці 7 (табл. 1) для розрахунку теоретичної кривої 3' нормального розподілу.

Для сукупності 3 мода  $M_B^3 = 2,5\%$  і вона значно менше  $\bar{V}_B^{\text{daf}} = 18,2\%$ . Співвідношення цих параметрів для сукупності 7 має протилежний характер  $M_B^7 = 37,5\% > \bar{V}_7^{\text{daf}} = 25,7\%$ . Приблизно такими ж ознаками сукупності 1, 2 відрізняються від загальної сукупності 7 (табл. 1). Параметри, близькі за своїми значеннями до показників нормального розподілу, встановлені для сукупностей 4, 5, 6. Головною відмінністю їх ознакою було використання для кожного шахтопласта інформації про  $V^{\text{daf}}$  з публікацій [6-11], виданих в період з 1971 по 2016 рік. Це практично виключило можливість аналізу проб вугілля, відібраних в близьких місцях шахтопласта і внесло певний елемент випадковості в визначення значень класифікаційного показника. Підтвердженням цього є близькість розподілу варіант 4-й, 5-й і 6-й сукупностей до нормального закону (табл. 1, рис. 1).

Для встановлення можливих причин невідповідності 1-ї, 2-ї, 3-ї і 7-ї сукупностей нормальному закону розподілу розглянули більш детально параметри, що

характеризують їх варіаційні ряди. Зокрема розглянули зміни відносних частот ( $\Delta_i$ ) в окремих інтервалах:

$$\Delta_i = \frac{n_i}{n} \cdot 100, \% \quad (5)$$

де  $n_i$  - кількість варіант в інтервалі, од;  
 $n$  - загальний обсяг даної сукупності, од.

Результати розрахунку значень відносних частот  $\Delta_i$  зведені в таблицю 2. Графіки їх зміни (рис. 4) вказують на деякі, загальні для 1-ї, 2-ї, 3-ї і 7-ї сукупностей закономірності. Вони полягають в однозначному зниженні відносних частот для всіх сукупностей в діапазоні зміни  $V^{\text{daf}}$  від нуля до 10÷15%. Потім значення  $\Delta_i$  монотонно і синхронно для всіх рядів збільшуються, досягаючи максимальних значень (11,4-13,7%) при  $V^{\text{daf}} = 37,5\%$ . Таке значення  $V^{\text{daf}}$  є модою для 7-ї сукупності. При подальшому збільшенні  $V^{\text{daf}}$  відносні частоти в інтервалах знижуються для всіх розглянутих сукупностей.

Таблиця 2. Відомості про значення відносних частот ( $\Delta_i$ ) в окремих інтервалах варіаційних рядів для 1-ї, 2-ї, 3-ї і 7-ї сукупностей  $V^{\text{daf}}$

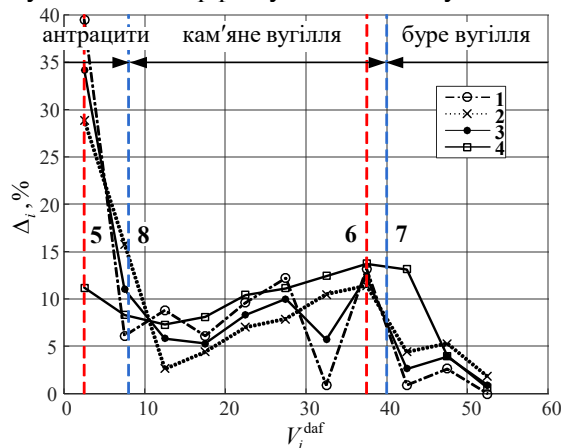
№ сукупності	Абсолютна ( $n_i$ ) та відносна ( $\Delta_i$ ) частоти	Інтервали $V_i^{\text{daf}}$ , %										
		0-5	5-10	10-15	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55
1	$n_i$ , од.	45	7	10	7	11	14	1	15	1	3	–
	$\Delta_i^1$ , %	39,5	6,1	8,8	6,1	9,6	12,2	0,9	13,2	0,9	2,6	–
2	$n_i$ , од.	33	18	3	5	8	9	12	3	5	6	2
	$\Delta_i^2$ , %	28,9	15,8	2,6	4,4	7,0	7,9	10,5	11,4	4,4	5,3	1,8
3	$n_i$ , од.	78	25	13	12	19	23	13	28	6	9	2
	$\Delta_i^3$ , %	34,2	11,0	5,8	5,3	8,3	10,0	5,7	12,3	2,6	3,9	0,9
7	$n_i$ , од.	234	174	152	169	217	229	259	287	273	84	13
	$\Delta_i^7$ , %	11,2	8,3	7,3	8,1	10,4	11,1	12,4	13,7	13,1	4,0	0,6

Однозначна спрямованість й синхронність зміни  $\Delta_i$  в окремих діапазонах для всіх розглянутих сукупностей свідчить про наявність певної закономірності зниження частки випадковості при

достатньому обсязі вибірки. На необхідність дотримання умови достатньої кількості спостережень є відхилення від загальної закономірності значення  $\Delta_i$  в інтервалі  $V^{\text{daf}} = 30 \div 35\%$  для першої сукупності.

Загальна кількість ранжированих варіант ( $n$ ) становило 114, а в інтервалі значення  $n_i$  дорівнювало одному випадку. Таке відхилення від загальної закономірності усунулася при розгляді третьої сукупності при  $n = 228$  та  $n_i = 13$ , що наочно видно з графіка (рис. 4).

Встановлені закономірності розподілу шахтопластів за значенням класифікаційного показника ( $V^{\text{daf}}$ ) не враховано в нормативних документах [2-5], які регламентують безпеку ведення гірничих робіт. Так на частку шахтопластів, для вугілля яких не встановлені [5] конкретні значення  $V^{\text{daf}}$ , припадає більше половини випадків при виході летких речовин менше 15%. Мода доводиться для 1-ї, 2-ї, і 3-ї сукупностей при  $V^{\text{daf}} = 0 \div 5\%$ . В даному випадку закономірно можна зробити висновок, що в більшості випадків конкретні значення (менше 8%) не встановлені для шахтопластів, що містять антрацит. Це вказує на наявні недоліки у встановленні небезпечних властивостей антрацитових шахтопластів при застосуванні виходу летких речовин як основного класифікаційного показника для всього ряду ступеня метаморфізму викопного вугілля.



**Рис. 4.** Розподіл відносних частот виходу летких речовин в окремих інтервалах. 1, 2, 3, 4 - криві розподілу відповідно для 1-ї, 2-ї, 3-ї та 7-ї сукупностей; 5, 6 - значення моди відповідно для 1-ї, 2-ї, 3-ї та 7-ї сукупностей; 7, 8 - граничні значення  $V^{\text{daf}}$ , що розділяють згідно [1] відповідно буре і кам'яне вугілля, кам'яне вугілля і антрацит.

Особливості зміни  $V^{\text{daf}}$  в рядах ранжировання враховані при розробці

промислової класифікації [1] для встановлення споживчих властивостей вугілля. При визначенні марок вугілля  $V^{\text{daf}}$  не використовується як класифікаційний показник при значеннях менше 8 і більше 40%. При  $V^{\text{daf}} < 8\%$  вугілля відносять до антрацитів, а замість  $V^{\text{daf}}$  в якості класифікаційного показника використовують об'ємний вихід летких речовин ( $V_v^{\text{daf}}$ ). При  $V^{\text{daf}} > 40\%$  вугілля відносять до бурих, а в якості класифікаційного показника застосовують максимальну вологоємність ( $W_{\text{max}}^{\text{daf}}$ ). В якості класифікаційного показника  $V^{\text{daf}}$  в промисловій класифікації [1] використовується при його значеннях від 8 до 40%. Такий діапазон  $V^{\text{daf}}$  характеризується одностороннім і монотонним зростанням відносної частоти ( $\Delta_i$ ) для 1-ї, 2-ї, 3-ї і 7-ї сукупностей (рис. 4) Максимальної відносної частоти ( $\Delta_i = 13,7\%$ ) загальній сукупності 7, практично генеральної, відповідає  $\bar{V}_i^{\text{daf}} = 37,5\%$ . Таке значення мало відрізняється від верхньої межі використання цього показника в промисловій класифікації [1].

Наведені результати показують, що в розглянутому діапазоні зміни  $V^{\text{daf}}$  ( $8,0 \div 40,0\%$ ) відносні частоти ( $\Delta_i$ ) 1-ї, 2-ї, та 3-ї сукупностей синхронно змінюються з відносною частотою в інтервалах умовно генеральної сукупності 7. Це підтверджує про надійність  $V^{\text{daf}}$  в цьому діапазоні його зміни як класифікаційного показника, в тому числі і для прогнозування небезпечних властивостей шахтопластів. Зв'язок відносних частот ( $\Delta_i^1, \Delta_i^2, \Delta_i^3$ ) з  $\Delta_i^7$  характеризується коефіцієнтом кореляції  $r = 0,774$ , при зміні значень  $V^{\text{daf}}$  від 10 до 40%. Така тіснота кореляційної залежності між відносними частотами вибірок 1-ї, 2-ї і 3-ї сукупностей від  $\Delta_i^7$  не спостерігається при  $V^{\text{daf}} < 8\%$  та  $V^{\text{daf}} > 40\%$  ( $r = 0,459$ ), що підтверджує обґрунтованість застосування в промисловій класифікації [1] замість вагового виходу летких речовин інших класифікаційних показників.

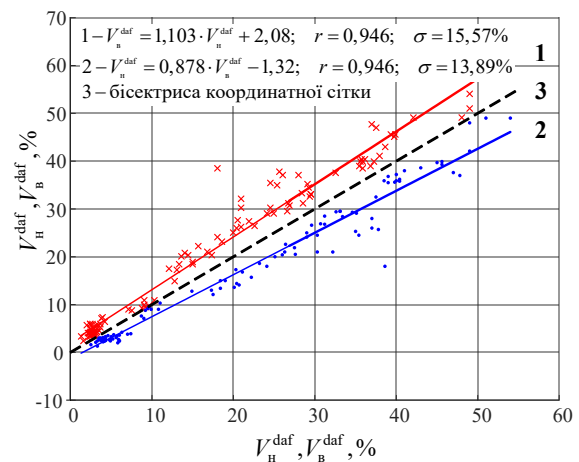
У зв'язку з цим виникають сумніви щодо достовірності й точності прогнозу небезпечних властивостей шахтопластів згідно [2-5], коли використовуються значення  $V^{\text{daf}}$  менше восьми і більше сорока відсотків. З логічних міркувань випливає, що максимальні похибки визначення  $V^{\text{daf}}$  можливі в разі розгляду 1-ї та 2-ї сукупностей. Кожну з них відповідно представляють по 114 варіант нижніх ( $V_{\text{H}}^{\text{daf}}$ ) і верхніх ( $V_{\text{B}}^{\text{daf}}$ ) значень виходу летких речовин для конкретного шахтопласта. Між  $V_{\text{H}}^{\text{daf}}$  та  $V_{\text{B}}^{\text{daf}}$  встановлено тісний кореляційний взаємозв'язок (рис. 5).

Відхилення усереднених прямих від бісектриси координатної сітки в середньому складають близько  $\pm 10 \div 15\%$ , що свідчить про стабільність значень нижніх і верхніх меж  $V^{\text{daf}}$  для окремо розглянутого шахтопласта. Виходячи зі значень коефіцієнтів регресії рівнянь 1 і 2 (рис. 5) середня різниця між нижніми і верхніми значеннями  $V^{\text{daf}}$  для розглянутих пластів становить близько 40%, що не гарантує високу точність прогнозу прояви небезпечних властивостей шахтопластів.

Зміну значень  $V_{\text{H}}^{\text{daf}}$  та  $V_{\text{B}}^{\text{daf}}$  розглянули також в залежності від середніх значень показника виходу летких речовин ( $\bar{V}^{\text{daf}}$ ) для 1-ї та 2-ї сукупностей (рис. 6).

Коефіцієнти регресії рівнянь 1 і 2 відповідно дорівнюють 0,943 і 1,057. З їх значень випливає, що різниця між усередненими нижніми і верхніми значеннями  $V^{\text{daf}}$  (прямі 1 і 2) в межах одного шахтопласта становить трохи більше десяти відсотків. Результатами спільної статистичної обробки нижніх  $V_{\text{H}}^{\text{daf}}$  і верхніх  $V_{\text{B}}^{\text{daf}}$  меж зміни виходу летких речовин сукупностей 1 і 2 від їх середніх значень  $\bar{V}^{\text{daf}}$  (228 пар даних) встановлена ( $r = 0,986$ ) висока кореляційна прямопропорційна залежність (пряма 3) в межах розглянутих шахтопластів. Пряма 3 практично збіглася з бісектрисою (4) координатної сітки, що свідчить про стійкість і сталість показника  $V^{\text{daf}}$  для даної

вибірки шахтопластів. Виняток становить тільки дані по пласту  $k_{12}$  Верхня Маріанна шахти ім. Костенко.



**Рис. 5.** Взаємозалежність між верхніми  $V_{\text{max}}^{\text{daf}}$ , сукупність 2) та нижніми ( $V_{\text{min}}^{\text{daf}}$ , сукупність 1) значеннями виходу летких речовин з вугілля шахтопластів, для яких не вказані [5] конкретні значення показника.  
 1, 2 - усереднюючі прямі відповідно для залежностей  $V_{\text{B}}^{\text{daf}} = f(V_{\text{H}}^{\text{daf}})$  та  $V_{\text{H}}^{\text{daf}} = f(V_{\text{B}}^{\text{daf}})$ ;  
 3 - бісектриса координатної сітки;  
 $r$ ,  $\sigma$  - відповідно коефіцієнт кореляції і середньоквадратичне відхилення (СКВ).  
 $\times$ ,  $\bullet$  - експериментальні дані.

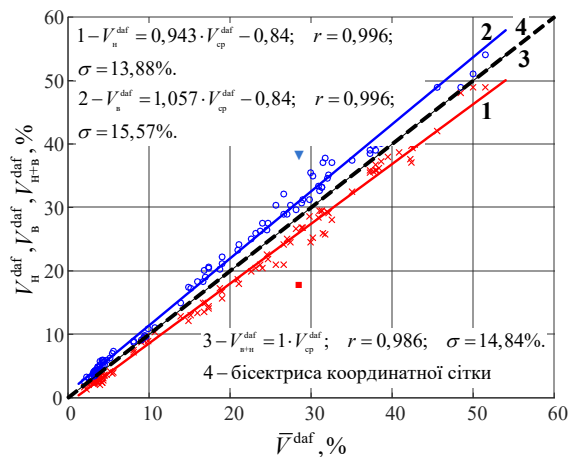
Для цього шахтопласта  $V_{\text{H}}^{\text{daf}} = 18,0\%$ , а  $V_{\text{B}}^{\text{daf}} = 38,6\%$  (рис. 6). Причини такої розбіжності в значеннях  $V^{\text{daf}}$  не встановлені і потребує додаткового розгляду.

Можна припустити, що для випадків однозначного визначення  $V^{\text{daf}}$  згідно [5] в межах одного шахтного поля наведене значення класифікаційного показника відображає його середні параметри для розглянутих умов. Частина шахтопластів з однозначно зазначеними величинами  $V^{\text{daf}}$  [5] становить близько 95% від загальної їх кількості (2091).

При такому співвідношенні розглянутих шахтопластів в умовно генеральній 7-ї сукупності, варіанти сукупності 5 (табл. 1), без великої похибки, можна вважати середніми показниками по окремим шахтопластам. Це дає підставу випадковим образом сформовані варіанти сукупності 4 [6-11] розглянути в залежності



від передбачуваних середніх значень  $V^{\text{daf}}$ , наведених для цих шахтопластів в нормативному документі [5]. Встановлено високий кореляційний зв'язок ( $r = 0,935$ ) між значеннями виходу летких речовин наведених в «Каталогі шахтопластів СРСР за пиловим чинником» [5] та  $V_2^{\text{daf}}$  з інших джерел [6-11] (рис. 7).



**Рис. 6.** Залежність нижніх  $V_n^{\text{daf}}$  та верхніх  $V_b^{\text{daf}}$  меж зміни виходу летких речовин від їх середнього значення в межах одного шахтопласта згідно [5].

1, 2 - усереднюючі прямі відповідно нижніх і верхніх меж;

3 - усереднююча пряма спільної статистичної обробки даних ( $V_{\text{н+в}}^{\text{daf}}$ ) нижніх та верхніх значеннях виходу летких речовин;

4 - бісектриса координатної сітки;

x, o - експериментальні дані відповідно нижніх і верхніх меж зміни в межах одного шахтного поля;

v, s - відповідно нижня (18,3%) і верхня (38,6%) межі зміни для вугілля пласта  $k_{12}$  Верхня Маріанна шахти ім. Костенко;

r,  $\sigma$  - відповідно коефіцієнт кореляції і середньоквадратичне відхилення (СКВ).

Отримані результати статистичної обробки даних [6-11] практично не відрізняються від встановлених значень параметрів при обробці даних [5] для шахтопластів, з однозначно не встановленими значеннями  $V^{\text{daf}}$  (рис. 6).

При обробці варіант з різних сукупностей (1, 2) і (4) отримані рівняння 3 (рис. 6) та 1 (рис. 7), які практично збігаються між собою. Це додатково вказує на відносну сталість як показника  $V^{\text{daf}}$  для

різних шахтопластів в різних вугільних басейнах. Отримані усереднюючі прямі 3 (рис. 6) та 1 (рис. 7) несуттєво відхиляються від бісектрис координатних сіток. Поряд з цим є значна кількість індивідуальних значень  $V^{\text{daf}}$ , які помітно відхиляються від прямих (1, 3). Крім відстані від місця відбору проб до кордонів зон газового вивітрювання і геологічних порушень [12-14] на відхилення експериментальних даних від усереднюючих прямих могли впливати інші, досить вагомні чинники. Про це свідчить невідповідність даних [5] нормальному закону розподілу (рис. 2). Однією з основних причин такої невідповідності є групування значної кількості шахтопластів (45,1%), для яких не вказані конкретні значення  $V^{\text{daf}}$ , у вузькому діапазоні його зміни від нуля до 10%. На частку інших шахтопластів (54,9%), при зміні  $V^{\text{daf}}$  в ширшому діапазоні від десяти до 54%, припадає решта варіант. Це вказує на те, що одним з істотних чинників невідповідності нормальному закону розподілу виходу летких речовин  $V^{\text{daf}}$ , як випадкової величини, може бути різна точність її визначення в залежності від абсолютних значень.

Для оцінки впливу цього фактора розглянули абсолютні ( $\sigma_i$ ) та відносні ( $\Delta\sigma_i$ ) середньоквадратичні відхилення від усереднюючих прямих в окремих діапазонах зміни значень виходу летких речовин (табл. 3).

Прийняті до статистичної обробки варіанти сукупностей 3 та 4 (табл. 1) сформовані за різними ознаками. У сукупність 3 зібрані дані про шахтопласти [5], для яких не встановлені конкретні значення  $V^{\text{daf}}$ .

Виявилось, що в ній кількісно переважають антрацитові та полуантрацитові шахтопласти, так як в інтервали розподілу з виходом летких речовин менше 15% потрапило більше половини від усієї кількості розглянутих шахтопластів.

Сукупність 3 сформована на базі даних [6-11], які були опубліковані в різні роки. Це зумовило елемент випадковості, а отже, і близькість до нормального закону розподілу (крива 1, рис. 1).

Незважаючи на відмінні ознаки сукупностей 3 ( $V_{H+B}^{daf}$ ) та 4 ( $V_2^{daf}$ ) при їх статистичній обробці в залежності від значень і згідно [5] отримані практично однакові рівняння для опису прямої 3 (рис. 6) і прямої 1 (рис. 7).

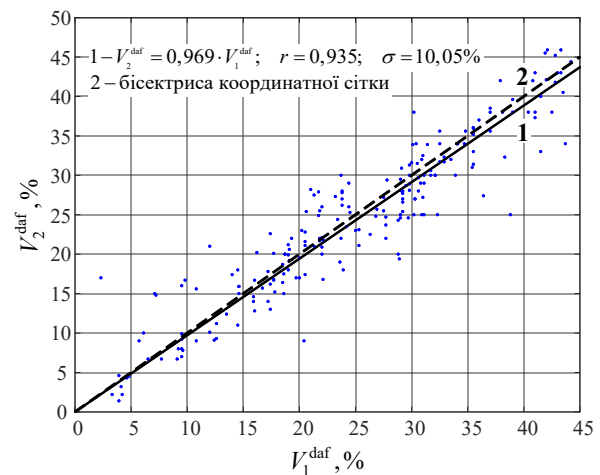
Коефіцієнти регресії цих рівнянь, відповідно 0,980 та 0,969, відрізняються між собою приблизно на один відсоток.

Більш значно відрізнялися абсолютні ( $\sigma_i$ ) та відносні ( $\Delta\sigma_i$ ) середньоквадратичні відхилення індивідуальних значень  $V^{daf}$  від усереднюючих прямих (табл. 3). В інтервалах зміни  $\bar{V}^{daf}$  значення  $\bar{\sigma}_i$  та  $\Delta\sigma_i$  сукупності 4 у всіх випадках перевищували ці показники для сукупності 3. Максимальне перевищення в 6,7 рази склало в інтервалі зміни  $V^{daf}$  від нуля до п'яти відсотків. В інших інтервалах параметри відрізнялися між собою в 2-3 рази. Кількісні відмінності між  $\sigma_i$  та  $\Delta\sigma_i$  для сукупностей 3 і 4 наочно ілюструється графіками (рис. 8). Абсолютні значення  $\bar{\sigma}_i$  для обох сукупностей змінювалися в інтервалах незначно, їх середні значення для 3-ї та 4-ї сукупностей відповідно становили 1,5 та 3,8% (рис. 8, а). Відносні середньоквадратичні відхилення в обох випадках мали тенденцію до зменшення при збільшенні  $\bar{V}_i^{daf}$  (рис. 8, б).

На перший погляд для обох сукупностей отримані прийнятні, для інженерних розрахунків, абсолютні відхилення від усереднюються прямих. Зміни ж в окремих інтервалах спростовують такі висновки. В інтервалі від нуля до п'яти відсотків відносні похибки 3-й і 4-й сукупностей відповідно становили 32,0 і 213,1% (табл. 2, рис. 8, б).

Стабілізація відносних похибок в межах прийнятних для інженерних розрахунків (до 10%) для розглянутих сукупностей спостерігається при  $V^{daf} > 20\%$  (рис. 8, б). Це свідчить, що використання  $V^{daf} < 20\%$  для прогнозу небезпечних властивостей шахтопластів при веденні гірничих робіт в нормативних документах [2-5] може призводити до істотних похибок. Доказом цього є збіг за характером зміни  $\bar{\sigma}_i$

і  $\Delta\sigma_i$  та близькі їх значення для двох сукупностей, які сформовані за різними ознаками. Згідно з отриманими результатами порівняння  $\bar{\sigma}_i$  і  $\Delta\sigma_i$  для двох сукупностей впливає, що допустима, менше десяти відсотків, похибка визначення може досягатися тільки для значень цього показника більше 20%.



**Рис. 7.** Відповідність виходу летких речовин при термічному розкладанні вугілля різних вугільних родовищ між даними  $V_1^{daf}$  каталогу [5] та  $V_2^{daf}$  згідно з іншими джерелами [6-11].

1 - пряма, отримана за результатами обробки експериментальних даних;

2 - бісектриса координатної сітки;

• - точки, що визначають співвідношення між  $V_1^{daf}$  та  $V_2^{daf}$ ;

$r$ ,  $\sigma$  - відповідно коефіцієнт кореляції і середньоквадратичне відхилення.

Крім місця відбору проб вугілля в шахтному полі й абсолютного значення  $V^{daf}$  на похибку її визначення впливає також зольність [15,16].

З ростом зольності збільшується частка летких речовин з мінеральних компонентів й зменшується частка органічної маси, до якої відноситься загальна величина летких речовин з органічної та мінеральної частин вугілля при перерахунку на суху беззольну масу.

Таблиця 3. Відомості про абсолютні ( $\sigma_i$ ) та відносні ( $\Delta\sigma_i$ ) значеннях середньоквадратичних відхилень від усереднюючих прямих в окремих інтервалах зміни виходу летких речовин

№ сукупності (n)	Середньоквадратичне відхилення від усереднюючої прямої	Діапазони зміни $V^{\text{daf}}$ та середні значення $\bar{V}_i^{\text{daf}}$ , %										
		0-5	5-10	10-15	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55
		2,5	7,5	12,5	17,5	22,5	27,5	32,5	37,5	42,5	47,5	52,5
пряма 3 (рис. 6), $V_{\text{н+в}}^{\text{daf}} = 0,980 \cdot \bar{V}^{\text{daf}}$												
№3 (228)	$\bar{\sigma}_i$ , %	0,80	1,73	1,54	1,34	1,59	1,58	1,36	1,54	1,15	1,60	2,12
	$\Delta\sigma_i = \frac{\bar{\sigma}_i}{\bar{V}_i^{\text{daf}}} \cdot 100$ , %	32,0	23,1	12,3	7,7	7,1	5,7	4,2	4,1	2,7	3,4	4,0
пряма 1 (рис. 7), $V_2^{\text{daf}} = 0,969 \cdot V_1^{\text{daf}}$												
№4 (206)	$\bar{\sigma}_i$ , %	5,33	4,23	3,62	2,28	4,22	3,08	3,17	4,38	3,61	–	–
	$\Delta\sigma_i = \frac{\bar{\sigma}_i}{\bar{V}_i^{\text{daf}}} \cdot 100$ , %	213,1	56,43	28,95	13,07	18,74	11,19	9,76	11,68	8,5	–	–

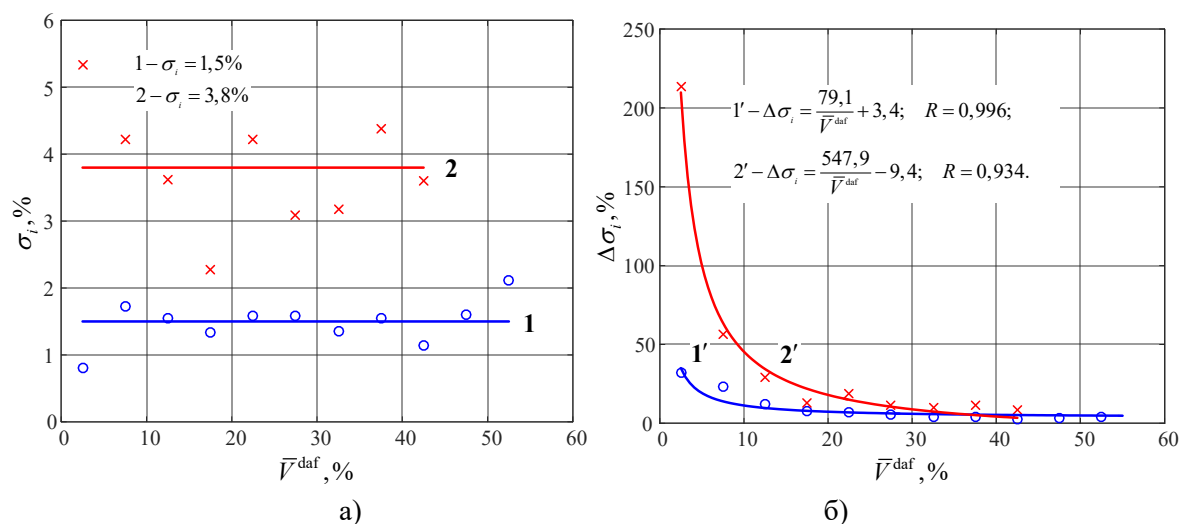


Рис. 8. Залежність зміни абсолютних (а) та відносних (б) середньоквадратичних відхилень виходу летких речовин від усереднюючих прямих (3 та 1, табл. 3) для 3-ї та 4-ї сукупностей.

1, 2 - відрізки прямих, що відповідають середнім значенням абсолютних середньоквадратичних відхилень ( $\bar{\sigma}_i$ ) для 3-ї (1,5%) та 4-ї (3,8%) сукупностей;

1', 2' - усереднюючі криві (гіпербола) відносних середньоквадратичних відхилень  $\Delta\sigma_i$  відповідно для 3-ї та 4-ї сукупностей;

•, × - експериментальні значення, відповідно для 3-ї та 4-ї сукупностей;

R - кореляційне відношення.

Через відсутність способів повної демінералізації проби отримати точне  $V^{\text{daf}}$  лабораторним шляхом неможливо, а перерахунок летких речовин на органічну масу призводить до завищення показника. Показник  $V^{\text{daf}}$  лише наближено характеризує поведінку органічної маси вугілля при термічній деструкції і абсолютно неприйнятний для розрахунків при високій зольності проб. У відповідності зі сформованою ситуацією при встановленні споживчих властивостей кам'яного вугілля їх зольність не повинна перевищувати 10% [17]. Проби з більшою зольністю попередньо збагачують в органічних або неорганічних рідинах згідно з розробленими ДСТУ. Таке штучне зниження показника вмісту мінеральних домішок в пробах вугілля при визначенні  $V^{\text{daf}}$  не відповідає природному стану шахтопластів, що безсумнівно позначається на точності прогнозування їх небезпечних властивостей.

#### Висновки.

Проведені дослідження статистичних моделей масового виходу летких речовин при термічному розкладанні вугілля без доступу повітря з метою застосування цього показника для оцінки ступеня метаморфізму й прогнозу небезпечних властивостей шахтопластів дозволили зробити наступні висновки:

- не підтвердилася гіпотеза про нормальність розподілу масового виходу летких речовин для сукупності шахтопластів різних вугільних родовищ з 2091 варіанти;

- окремі сукупності вибірок з генеральної сукупності володіють однаковим характером розподілу відносних частот: при збільшенні  $V^{\text{daf}}$  до 10% вони знижуються; в діапазоні  $V^{\text{daf}}$  від 10 до 40% зростають; при значеннях  $V^{\text{daf}} > 40\%$  - знову відбувається зниження;

- найбільш близькими до нормального закону розподілу є сукупності, згруповані випадковим чином з різних джерел. Значення  $V^{\text{daf}}$  отримані в цьому випадку в різні періоди часу і проби вугілля відібрані в різних частинах шахтних полів;

- на підставі статистичної обробки даних і тісних кореляційних залежностей

доведена обґрунтованість застосування  $V^{\text{daf}}$  в діапазоні його зміни 8-40% як класифікаційного показника для встановлення споживчих властивостей вугілля;

- виходячи з індивідуальних значень середня різниця між нижніми і верхніми межами  $V^{\text{daf}}$  становить близько 40%, що не гарантує високу точність прогнозу прояву небезпечних властивостей шахтопластів при веденні гірничих робіт;

- різниця між коефіцієнтами регресій усереднених прямих для нижніх та верхніх меж зміни  $V^{\text{daf}}$  становить трохи більше 10%, між нижніми та верхніми межами зміни  $V^{\text{daf}}$  встановлена висока ( $r=0,986$ ) кореляційна прямопропорційна залежність в межах розглянутих шахтопластів. Виняток склали дані для одного пласта  $k_{12}$  з сукупності 228 пар розглянутих варіант;

- частка шахтопластів з однозначними визначеними величинами  $V^{\text{daf}}$  становить близько 95% від загальної їх кількості (2091). Це зумовило високий кореляційний зв'язок ( $r=0,935$ ) між значеннями  $V^{\text{daf}}$ , наведеними в різних джерелах;

- відстань від місця відбору проб вугілля до кордонів зон газового вивітрювання і геологічних порушень не є єдиним чинником, що впливає на відхилення експериментальних даних від усереднюючих прямих;

- одним з істотних чинників невідповідності нормальному закону розподілу  $V^{\text{daf}}$ , як випадкової величини, є різна точність визначення цього показника в окремих діапазонах абсолютних його значень;

- найбільш значні відносні відхилення  $\Delta\sigma_i$  (більше 200%) можливі при значеннях  $\bar{V}^{\text{daf}} < 15\%$ ;

- прийнятні відносні похибки допустимі для інженерних розрахунків, можуть бути гарантовані тільки для значень  $V^{\text{daf}}$  за абсолютною величиною більше 20%;

- через відсутність способів повної демінералізації проб вугілля отримати точне значення  $V^{\text{daf}}$  лабораторним шляхом

неможливо. Показник  $V^{daf}$  лише приблизно характеризує поведінку органічної маси вугілля при термічній деструкції й неприйнятний для розрахунків при високій зольності проб.

### Список літератури

- ГОСТ 25543-2013. Межгосударственный стандарт. Угли бурые, каменные и антрациты. Классификация по генетическим и технологическим параметрам. Издание официальное. Москва: Стандартинформ, 2014. 19 с.
- Правила ведення гірничих робіт на пластах, схильних до газодинамічних явищ: СОУ 10.1.00174088.011:2005. [Чинний від 2005-12-01] / О.М. Брюханов, О.В. Агафонов, А.В. Анциферов [та ін.]. Офіц. вид. Київ: Мінвуглепром України, 2005. 224 с.
- Руководство по проектированию вентиляции угольных шахт. Киев: Основа, 1994. 311 с.
- Руководство по предупреждению и тушению эндогенных пожаров на угольных шахтах Украины: КД 12.01.402. 2000. Донецк: НИИГД, 2000. 216 с.
- Руководство по борьбе с пылью в угольных шахтах. Москва: Недра, 1979. 319 с.
- Айруни А.Т. Теория и практика борьбы с рудничными газами на больших глубинах. Москва: Недра, 1981. 335 с.
- Эттингер И.Л., Шульман Н.В. Распределение метана в порых ископаемых углей. Москва: Наука, 1975. 112с.
- Греков С.П., Пашковский П.С., Орликова В.П. Тепловой эффект окисления углей и эндогенная пожароопасность. *Уголь Украины*. 2014. №10. С. 46-50.
- Акиншин Б.Т. Метаморфизм и взаимосвязь микро- и макропористой структуры, влажности угля с газоносностью пластов. *Уголь Украины*. 1985. №3. С. 37-39.
- Бутузова Л.Ф., Шакир Ш.М., Кулакова В.О., Колбаса В.А. Взаимосвязь между технологическими свойствами углей и составом технического экстрактов. *Вестник Донецкого технического университета*. 2016. 1(1). С. 13-20.
- Василенко Т.А., Гринёв В.Г., Молчанов А.Н., Пономаренко Д.А. Влияние горно-геологических и структурных факторов на содержание метана в угольных пластах. *Збірник наукових праць УкрДГРУ*. 2015. № 1. С. 46-55.
- Антощенко Н.И., Окалелов В.Н., Павлов В.И. и др. Формирование динамики метановыделения из подрабатываемого массива при отработке газоносных угольных пластов. Алчевск: ДонГТУ, 2013. 221 с.
- Vernon R. H. Metamorphic processes: reactions and microstructure development. Springer Science & Business Media. 2012.
- Thomas L. et al. Coal geology. John Wiley & Sons, 2013. 444 p.
- Tarasov V. Yu. О Взаимозаменяемости классификационных показателей метаморфизма углей при определении опасных свойств шахтопластов / Do desenvolvimento mundial como resultado de realizacoes

em ciencia e investigacao scientifica : міжнар.наук.-практ. конф., 09.10.2020, Лісабон (PRT) Лісабон: European Scientific Platform, 2020. С. 34-39.

16. Tarasov V., Antoshchenko M., Rudniev Ye., Levadniy O. On subject to determine fire hazard groups of coal seams. / Norwegian Journal of development of the International Science. 2020. Vol.1. №47/2020. P. 16-27.

17. Августевич И.В., Сидорук Е.И., Броневец Т. М. Стандартные методы испытания углей. Классификации углей. Москва: «Реклама мастер», 2018. 576 с.

### References

- Standartinform (2014). GOST 25543-2013. Mezghosudarstvennyj standart. Ugli burye, kamennye i antracit. Klassifikacija po geneticheskim i tehnologicheskim parametram. Moskva. (in Russian)
- Pravyla vedenia girnychykh robot na plastakh, skhlylnykh do gazodynamichnykh yavishch 10.1.00174088.011:2005 (2005). Kiev: Ukraine Ministry of Coal Industry. (in Ukrainian).
- Janko, S. V., & Tkachuk, S. P. (1994). Rukovodstvo po proektirovaniju ventiljacii ugol'nyh shaht. Kiev: Osnovap. (in Russian).
- KD 12.01.402-2000 Rukovodstvo po preduprezhdeniu i tusheniui endogennykh pozharov na ugolnykh shakhtakh Ukrainy (2000). Donetsk: NIIGD. (in Ukrainian).
- Rukovodstvo po bor'be s pyl'ju v ugol'nyh shahtah (1979). Moskva: Nedra. (in Russian).
- Airuni, A. T. (1981). Teoriya i praktika bor'by s rudnichnymi gazami na bol'shih glubinah. Moskva: Nedra. (in Russian).
- Ettinger, I. L., & Shul'man, N. V. (1975). Raspredelenie metana v porah iskopaemykh uglej. Moskva: Nauka. (in Russian).
- Grekov, S. P., Pashkovskij, P. S., Orlikova, V.P. (2014) Teplovoj effekt okisleniya uglej i endogennaya pozharoопасnost'. *Ugol' Ukrainy*, 10, 46-50. (in Russian).
- Akin'shin B.T. (1985). Metamorfizm i vzaimosvyaz' mikro- i makroporistoj struktury, vlazhnosti uglya s gazonosnost'yu plastov. *Ugol' Ukrainy*, 3, 37-39. (in Russian).
- Butuzova, L.F., Shakir, Sh.M., Kulakova, V.O., Kolbasa V.A. (2016). Vzaimosvyaz' mezhdru tekhnologicheskimi svojstvami uglej i sostavom tekhnicheskogo ekstraktov. *Vestnik Doneckogo tekhnicheskogo universiteta*, 2016, 1(1), 13-20. (in Russian).
- Vasilenko, T.A., Grinyov, V.G., Molchanov, A.N., Ponomarenko, D.A. (2015). Vliyanie gorno-geologicheskikh i strukturnykh faktorov na sodержanie metana v ugol'nyh plastah. *Zbirnik naukovih prac' UkrDGRU*, 2015, 1, 46-55. (in Russian).
- Antoshchenko, N.I. (2013). *Formirovanie dinamiki metanovydeleniya iz podrabatyvaemogo massiva pri otrabotke gazonosnyh ugol'nyh plastov*. Alchevsk: DonGTU. (in Russian).
- Vernon, R. H. (2012). *Metamorphic processes: reactions and microstructure development*. Springer Science & Business Media.
- Thomas, L. et al. (2013). *Coal geology*. John Wiley & Sons.
- Tarasov, V. Yu. (2020). About the Interchangeability of the Classification Indicators of Coal

Metamorphism in Determining the Hazardous Properties of Mine Layers [О Vзаимозамєняємості класифікаційних показате́лєй метаморфізма угле́й при опрєдєленіі опасних свєйств шахтопластєв]. *Zbirnik naukovih prac' АОООС*, 2020, 34-39.

16. Tarasov, V., Antoshchenko, M., Rudniev, Ye., Levadnyi O. (2020). On subject to determine fire hazard

groups of coal seams. *Norwegian Journal of development of the International Science*, 1(47) 16-27.

17. Avgushevich, I.V. (2018). *Standard Test Methods for Coals. Coal classification*. Moskva: Reklama master. (in Russian).

Надійшла до редакції 23.04.2021

Рецензент канд. техн. наук, доц. Б.Б. Кобилянський

**Антошенко Микола Іванович** – д-р техн. наук, професор, Східноукраїнський національний університет імені Володимира Даля (пр. Центральний, 59а, м. Северодонецьк, Луганська обл., 93400, Україна).

E-mail: antoschenko@snu.edu.ua

**Руднев Євген Сергійович** – канд. техн. наук, доцент, Східноукраїнський національний університет імені Володимира Даля (пр. Центральний, 59а, м. Северодонецьк, Луганська обл., 93400, Україна).

E-mail: rudnev\_es@snu.edu.ua

**Філатєв Михайло Володимирович** – д-р техн. наук, доцент, Східноукраїнський національний університет імені Володимира Даля (пр. Центральний, 59а, м. Северодонецьк, Луганська обл., 93400, Україна).

E-mail: filatev@snu.edu.ua

**Філатєва Ельвіра Миколаївна** – ст. викладач, Східноукраїнський національний університет імені Володимира Даля (пр. Центральний, 59а, м. Северодонецьк, Луганська обл., 93400, Україна).

E-mail: filateva@snu.edu.ua

## STATISTICAL MODELS OF THE CLASSIFICATION INDICATOR OF THE DEGREE OF COAL METAMORPHISM FOR THE FORECAST OF DANGEROUS PROPERTIES OF COAL BEDS

**Purpose.** Based on statistical models of volatile matter yield during thermal decomposition of coal without air access ( $V^{daf}$ ) to establish probable relative errors of its measurement of absolute values which would allow to use the indicator with predetermined accuracy  $V^{daf}$  as the primary classification criterion metamorphism of coal beds for the prediction of dangerous properties when led mining.

**Methods.** It is used to create several sets of  $V^{daf}$  values that have some features that are essential for their characteristics, followed by analysis of the statistical characteristics of these sets with the establishment of differences or similarities between statistical models.

**Results.** Six sets of coal beds, which have different features of their creation according to the  $V^{daf}$  criterion. There were from 114 to 412 variants in each set. As a general conditionally accepted set of 2091 coal beds of different coal deposits. For all (7) sets tested, the hypothesis of a normal distribution of variants according to Pearson's criterion  $\chi^2$  was tested. One part of the sets tested was close to the normal distribution of random variables, and the other did not correspond to the normal law. It is established that one of the reasons for the inconsistency of parts of the population with the normal law is the various errors in determining  $V^{daf}$  depending on the absolute value of this indicator. In addition, individual samples from the conditionally general population have the same nature of the distribution of relative frequencies: with an increase in  $V^{daf}$  to 10%, they decrease; in the range from 10 to 40% slightly increase; when  $V^{daf} > 40\%$  - again there is a decrease.

Based on the close correlation dependences of the relative standard deviations of the volatile matter yield from the averaging curves, the validity of the possible use of  $V^{daf}$  in engineering calculations of the forecast of dangerous properties of shafts only at its values more than 15-20% is proved. The possible influence of the distance of the coal sampling site to the boundaries of gas weathering zones and geological disturbances, and the high dependence of coal (more than 20%) on the additional error of  $V^{daf}$  determination was also established. The established possible error values do not guarantee high accuracy of forecasting the dangerous properties of coal beds when using  $V^{daf}$  as the main indicator of the degree of metamorphism. Improving the regulatory framework for safe mining of coal seams requires justification and application of other indicators of the degree of coal metamorphism.

**Scientific novelty.** For the first time on the basis of statistical models, ambiguous possible errors in determining the yield of volatile substances during thermal decomposition of coal without air access and the inexpediency of its use to predict the hazardous properties of coal beds in mining.

**Practical significance.** The necessity of using other indicators of the degree of metamorphism to improve the regulatory framework for safe mining of coal beds, which directly reflect the content and properties of coal in the process of geological transformations, has been proved.

**Keywords:** coal beds, coal, metamorphism, indicator, yield of volatile substances, definition, error, properties, danger, mining works, normative base, improvement.

**Antoshchenko Mykola** - Doctor of Technical Sciences (D. Sc), Professor, Volodymyr Dahl East Ukrainian National University (59-a, Central ave., Severodonetsk, 93400, Ukraine).

E-mail: antoschenko@snu.edu.ua

**Rudniev Yevhen** - Candidate of Technical Sciences (Ph.D.), Associate Professor, Volodymyr Dahl East Ukrainian National University (59-a, Central ave., Severodonetsk, 93400, Ukraine).

E-mail: rudnev\_es@snu.edu.ua

**Filatiev Mykhailo** - Doctor of Technical Sciences (D. Sc), Associate Professor, Volodymyr Dahl East Ukrainian National University (59-a, Central ave., Severodonetsk, 93400, Ukraine).

E-mail: filatev@snu.edu.ua

**Filatueva Elvira** - Senior Lecturer, Volodymyr Dahl East Ukrainian National University (59-a, Central ave., Severodonetsk, 93400, Ukraine).

E-mail: filateva@snu.edu.ua