

Kazimierz TWARDOWSKI*, Jan KWARCIŃSKI**, Piotr BRODA*

*Wydział Wiertnictwa, Nafty i Gazu, Akademia Górniczo-Hutnicza, Kraków

**Państwowy Instytut Geologiczny, Oddział Górnośląski, Sosnowiec

WYKORZYSTANIE DWUCZYNNIKOWEJ ANALIZY WARIANCJI DO BADANIA WPŁYWU MIEJSCA POBRANIA I SORTYMENTU PRÓB WĘGLA NA OCENY JEGO METANONOŚNOŚCI

Streszczenie. W pracy przedstawiono wyniki badań dotyczących określenia wpływu miejsca pobrania oraz sortymentu prób metanowego węgla kamiennego na oceny jego metanonośności. Praca opiera się na analizie wyników długotrwałych testów desorpcji prowadzonych metodą USBM wykonywanych na próbach węgla: różnego sortymentu – dla 5 różnych klas ziarnowych i pobieranych w różnych etapach drogi technologicznej urobku węglowego w trakcie eksploatacji, odstawy na powierzchnię oraz składowania węgla – dla 6 różnych miejsc poboru. Badania prowadzono na przykładzie Kopalni Węgla Kamiennego „Budryk” z wykorzystaniem metody analizy wariancji z klasyfikacją podwójną (dwuczynnikową) w wersji klasyfikacji krzyżowej z jedną obserwacją w klatce.

USE OF TWO-FACTOR VARIANCE ANALYSIS FOR ANALYSING THE INFLUENCE OF THE SAMPLING PLACE AND ASSORTMENT OF COAL SAMPLES ON THE EVALUATION OF METHANE CONTENT

Summary. The results of experiments on determining the influence of sampling place and assortment of coalbed methane samples on the methane content. The paper bases on the analysis of results of long-term desorption tests conducted with the USBM method on coal samples: various assortment – for 5 different grain sizes and selected at different stages of technological processing of coal in the course of exploitation, transport to the surface and storage on the surface – for 6 different sampling places.

The experiments were conducted on the example of the Hard Coal Mine „Budryk” with the use of the variance analysis method with a double classification (2 factors) in a cross-classification with one observation per cell.

1. Wstęp

Jednym z gazów cieplarnianych, których ograniczenie emisji do atmosfery związane jest m.in. z ratyfikowanym przez Polskę tzw. protokołem z Kioto, jest metan węglowy (*coalbed methane*). Jego ilość przedostająca się do atmosfery w wyniku eksploatacji węgla kamiennego nie była w przeszłości zbyt dokładnie znana [4, 7]. Monitorowane były ilości metanu emitowanego poprzez systemy wentylacyjne kopalń (emisja wentylacyjna) oraz ujmowanego systemami odmetanowania kopalń. Natomiast nieznane bliżej były, podlegające tylko przybliżonym ocenom szacunkowym, wartości emisji metanu z węgla w procesach poeksploatacyjnych na powierzchni w trakcie wzbogacania, transportu i składowania węgla, a także wartości emisji metanu z mineralnych odpadów poprodukcyjnych. Dopiero wieloletnie zakończone w br. opracowanie [9], finansowane przez Narodowy Fundusz Ochrony Środowiska i Gospodarki Wodnej w Warszawie i w ramach którego wykonane były m.in. omawiane badania, stwarza realne szanse na ilościową ocenę rzeczywistej emisji metanu węglowego do atmosfery, spowodowanej eksploatacją węgla kamiennego w Górnośląskim Zagłębiu Węglowym (GZW).

Niniejsza praca przedstawia rezultaty opracowania statystycznego zbioru wyników badań laboratoryjnych zawartości metanu desorbowlanego w eksploatowanym węglu w trakcie całej drogi technologicznej urobku węglowego zarówno w kopalni na dole, jak i na powierzchni, w szczególności w trakcie jego składowania, z punktu widzenia wyjaśnienia roli miejsca pobrania oraz uziarnienia badanych prób węgla.

Wykonane badania laboratoryjne, dotyczące procesu desorpcji metanu węglowego, objęły:

- wytypowany pokład węgla z metanowej kopalni „Budryk”;
- próby węglowe pobierane w sześciu różnych punktach drogi technologicznej urobku węglowego – miejsca pobrania:
 - I – z taśmociągu tuż przy kombajnie węglowym,
 - II – z taśmociągu przy wysypie urobku do skipu,
 - III – z taśmociągu przy wysypie urobku do skipu, po czasie ok. 60 minut,
 - IV – na powierzchni przy wysypie urobku ze skipu,
 - V – po wyjściu urobku węglowego z zakładu wzbogacania,
 - VI – po 10-25 (średnio ok. 18) dniach składowania węgla;

- próby węglowe różniące się uziarnieniem – badano pięć następujących klas ziarnowych (sortymentów) węgla:
- a – uziarnienie > 31 mm,
 - b – uziarnienie [31-16] mm,
 - c – uziarnienie [16-12] mm,
 - d – uziarnienie [12-5] mm,
 - e – uziarnienie ≤ 5 mm.

Badania laboratoryjne zawartości metanu w próbach węgla prowadzone były tzw. metodą „bezpośrednią” USBM – metodą powszechnie stosowaną w USA przez U.S.Bureau of Mines [3]. W latach 90. metodę USBM, w niewielkim stopniu zmodyfikowaną, zaczęto stosować w Polsce, m.in. w ramach dokumentowania zasobów metanu pokładów węgla [9, 11, 12].

Badaniami laboratoryjnymi objęto zbiór prób węgla o różnym uziarnieniu (pięć sortymentów) pobieranych niezależnie w sześciu różnych punktach drogi technologicznej urobku. Łącznie zbiór opracowywanych danych cechował się liczebnością $N=5 \times 6=30$ jednostek statystycznych.

Zasadniczym celem analizy statystycznej powyższych danych było zbadanie jednorodności statystycznej zbiorów wyników pomiarów zawartości metanu desorbowlanego w próbach węglowych w zależności od czynników je różnicujących, tj. miejsca pobrania oraz uziarnienia. Cel ten realizowano wykorzystując analizę wariancji z klasyfikacją podwójną (dwuczynnikową) w wersji klasyfikacji krzyżowej z jedną obserwacją w klatce [1, 6, 8].

2. Teoretyczne podstawy analizy wariancji z klasyfikacją podwójną

2.1. Ogólne zasady analizy wariancji

Analiza wariancji (*analysis of variance*), znana często pod kryptonimem ANOVA, polega na wnioskowaniu statystycznym wykorzystującym testy oparte na ilorazach wariancji w celu określenia, czy istnieją znaczne różnice między średnimi wielu grup (klas) obserwacji pochodzących z różnych populacji [1, 8].

Analiza wariancji jest szczególnie użyteczna, gdy zasadnicze różnice między grupami obserwacji nie mogą być ustalone w sposób ilościowy. Jeżeli badamy wpływ jednej

niezależnej (zewnętrznej) zmiennej o charakterze jakościowym na interesującą nas zmienną zależną o charakterze ilościowym, mówimy o analizie wariancji z klasyfikacją pojedynczą.

W przypadku zależności od wielu zmiennych niezależnych mamy do czynienia z analizą wariancji z klasyfikacją wielokrotną. W praktyce, termin zmienna niezależna lub zewnętrzna odnosi się do czynnika (*factor*), zabiegu (*treatment*) lub metody (*method*).

Układ hipotez testowanych w analizie wariancji:

$$H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_k = m ; \quad (1)$$

H_1 : nie wszystkie m_i ($i = 1, 2, \dots, k$) są sobie równe,

gdzie m_i oznacza średnią i -tej grupy obserwacji.

Przedmiotem badania jest k populacji (poziomów czynnika), z których pobierane są niezależne od innych próby losowe.

Założenia wymagane przy stosowaniu analizy wariancji:

1. próby zostały pobrane niezależnie od siebie z każdej z k populacji,
2. w każdej z k badanych populacji rozkład jest normalny o tej samej wariancji σ^2 ; średnie w tych populacjach mogą, lecz nie muszą, być równe.

Analiza wariancji daje dobre wyniki również wtedy, gdy rozkłady w grupach (populacjach) są tylko zbliżone do rozkładu normalnego, a wariancje są tylko w przybliżeniu równe [1].

Analiza wariancji z klasyfikacją pojedynczą (jednokryteriovą lub jednoczynnikową) (*one-way analysis of variance*) wykorzystywana jest do wykrywania możliwego wpływu pewnego czynnika A (zastosowanego na kilku poziomach) na badaną cechę ilościową populacji generalnej, przy czym zespół obserwacji odnoszący się do ustalonego poziomu czynnika A nazywany jest grupą. Wielkość y_{ij} ($j = 1, \dots, n_i$; $i = 1, \dots, k$) oznacza j -ty pomiar wielkości y w grupie o numerze i . Układ wyników, w którym każda grupa zawiera jednakową liczbę pomiarów ($n_i = \text{const}$ dla $i = 1, \dots, k$), nazywa się układem zrównoważonym (*balanced design*).

Model ANOVA, w którym poziomy badanych czynników (czyli zabiegów) są z góry ustalone, nosi nazwę modelu o ustalonych efektach (*fixed-effects model*). Wnioski uzyskane w oparciu o tego typu model są ważne tylko w odniesieniu do zbadanych poziomów (zabiegów).

Analiza wariancji z klasyfikacją podwójną (dwukryteriovą lub dwuczynnikową) (*two-way analysis of variance*) wykorzystywana jest do wykrywania możliwego wpływu dwóch

czynników A i B na badaną cechę populacji generalnej, przy czym czynnik A występuje w p odmianach (poziomach, wariantach), A_1, \dots, A_p , a czynnik B w q odmianach B_1, \dots, B_q .

Pomiary sklasyfikowane są zgodnie z dwoma kryteriami A i B . Wszystkie obserwacje podzielone są na pq grup przyporządkowanym wariantom (A_i, B_j) , $i = 1, \dots, p$; $j = 1, \dots, q$. Przyjmując, że dla każdego wariantu (A_i, B_j) dokonano jednakowej liczby r pomiarów (r replikacji), rozporządzamy ogółem rpg danymi. Pomiar y_{ijk} należy do grupy odpowiadającej wariantowi (A_i, B_j) . Indeks k wskazuje na numer pomiaru w tej grupie.

Klasyfikację podwójną nazywamy *krzyżową*, gdy określona klasyfikacja B_j ma to samo znaczenie dla wszystkich grup względem klasyfikacji A . Najprostszym przypadkiem klasyfikacji podwójnej jest klasyfikacja krzyżowa z jedną replikacją na każdy wariant (A_i, B_j) . Nazywa się ją również klasyfikacją krzyżową z jedną obserwacją w klatce (*cross-classification with one observation per cell, cross classification with one observation per data point*).

Opracowywane wyniki badań laboratoryjnych dotyczących zawartości metanu w eksploatowanym węglu w trakcie całej drogi technologicznej urobku węglowego reprezentują układ dokładnie odpowiadający powyższemu schematowi, przy czym czynnik A może odpowiadać miejscu pobrania próby ($i = 1, \dots, 6$, tj. $p = 6$), a czynnik B – uziarnieniu prób (klasom ziarnowym) ($j = 1, \dots, 5$, tj. $q = 5$).

2.2. Podstawy modelu matematycznego krzyżowej klasyfikacji podwójnej z jedną obserwacją w klatce

Układ wyników obserwacji w analizie wariancji z krzyżową klasyfikacją podwójną z jedną obserwacją w klatce przedstawia tabl. 1.

Tablica 1

Układ wyników obserwacji w analizie wariancji
z krzyżową klasyfikacją podwójną
z jedną obserwacją w klatce (wg [8])

Poziomy czynnik A $i \downarrow$	Poziomy czynnik B $j \rightarrow$			
	1	2	...	q
1	y_{11}	y_{12}	...	y_{1q}
2	y_{21}	y_{22}	...	y_{2q}
.
.
p	y_{p1}	y_{p2}	...	y_{pq}

Dla każdej z $n = pq$ prób Y_{ij} , $i = 1, \dots, p$; $j = 1, \dots, q$, rozmiaru 1 zakłada się następującą reprezentację:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

gdzie ε_{ij} są niezależnymi zmiennymi (błędami) losowymi o identycznych rozkładach normalnych $N(0, \sigma^2)$, a μ , α_i i β_j są stałymi. Zakłada się, że $\sum_{i=1}^p \alpha_i = 0$ i $\sum_{j=1}^q \beta_j = 0$. Stałe α_i i β_j określają odpowiednio wpływ (*effect*) i -tego poziomu czynnika A i j -tego poziomu czynnika B . Efekt działania każdego czynnika (A lub B) z osobna nazywa się *efektem swoistym*. Działanie dwóch czynników, gdy efekt uzyskany przy danym poziomie jednego czynnika zależy od poziomu drugiego, nazywa się *interakcją (efektem interakcji)* czynników. Przyjmuje się, że próba Y_{ij} (w tym modelu – jednoelementowa) pochodzi z populacji o rozkładzie $N(\mu_{ij}, \sigma^2)$, gdzie $\mu_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j$. Założenie modelu o addytywności wpływów obu czynników (brak interakcji) można sprawdzić w przypadku wieloelementowych prób Y_{ij} (z wieloma obserwacjami w klatce – przy liczbie replikacji $n = n_{ij} \geq 2$) za pomocą testu addytywności Tukeya (*Tukey test of additivity*). Niestety, w przypadku jednoelementowych prób Y_{ij} (z jedną obserwacją w klatce, tj. przy $n = 1$), możliwości tego typu statystycznych sprawdzianów brak.

W konstrukcji testów do weryfikacji hipotez

$$H_\alpha: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \quad \text{i} \quad H_\beta: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0 \quad (3)$$

wykorzystuje się m.in. następujące statystyki [1, 8]:

- sumy kwadratów odchyień SS (*sum of squares*) dla czynników A i B , wewnątrz grup określanej jako resztkowa lub związana z błędem (*within groups, experimental error, rest sum*) oraz całkowitej (*total sum*) – odpowiednio SS_A , SS_B , SS_E oraz SS_T ;
- średnie odchylenia kwadratowe lub średnie sumy kwadratów MS (*mean squares*) określane według ogólnej relacji

$$MS = SS/DF \quad (4)$$

gdzie: DF – liczba stopni swobody (*degree of freedom*).

Sumy kwadratów SS mierzą zmienność w zbiorze wyników obserwacji, przy czym całkowite odchylenie dowolnego wyniku obserwacji x_{ij} (punktu) od ogólnej średniej równe jest sumie odchylenia zabiegowego (*treatment deviation*) i odchylenia losowego (błędu), rozumianego jako ta część odchylenia całkowitego, której nie możemy przypisać różnicy między populacjami (z których zostały pobrane próby) i charakteryzowanej średnim kwadratowym błędem MS_E (*mean square error*), będącym nieobciążonym estymatorem wspólnej wszystkim populacjom wariancji σ^2 . Gdy zerowa hipoteza (1) ANOVA nie jest

prawdziwa i między średnimi w populacjach występują różnice, wtedy ujawnia się tendencja do tego, by MS_T było większe od MS_E .

Przy założeniu prawdziwości hipotez zerowych (3) oraz hipotezy o addytywności wpływów obu czynników A i B (braku ich interakcji) ilorazy

$$F^{(A)} = MS_A/MS_E \quad \text{i} \quad F^{(B)} = MS_B/MS_E \quad (5)$$

cechują się rozkładem F i mogą być wykorzystane do sprawdzenia występowania swoistych efektów czynników A i B . W praktyce oznacza to, że w warunkach braku możliwości statystycznej oceny błędu losowego eksperymentalnego ε_{ij} (ze względu na brak replikacji w grupach, tj. $n_{ij} = n = 1$) za efekty jego działania charakteryzowane sumą kwadratów odchyłeń SS_E oraz średnim kwadratowym odchyleniem MS_E przyjmuje się obserwowaną zmienność wyników, spowodowaną współdziałaniem czynników A i B , tj. ich interakcją opisaną sumą kwadratów odchyłeń $SS_{(AB)}$ i średnim odchyleniem kwadratowym $MS_{(AB)}$:

$$SS_E = SS_{(AB)} \quad \text{i} \quad MS_E = MS_{(AB)} \quad (6)$$

Układ wyników analizy wariancji z krzyżową klasyfikacją podwójną z jedną obserwacją w klatce przedstawia tabl. 2.

Tablica 2

Układ wyników analizy wariancji z krzyżową klasyfikacją podwójną z jedną obserwacją w klatce (wg [8])

Suma kwadratów		DF Liczba stopni swobody	MS Średnia suma kwadratów	F
Zródło	SS			
Czynnik A	SS_A	$p - 1$	$MS_A = \frac{SS_A}{p - 1}$	$F^{(A)} = \frac{MS_A}{MS_E}$
Czynnik B	SS_B	$q - 1$	$MS_B = \frac{SS_B}{q - 1}$	$F^{(B)} = \frac{MS_B}{MS_E}$
Błąd	SS_E	$(p - 1)(q - 1)$	$MS_E = \frac{SS_E}{(p - 1)(q - 1)}$	
Całkowita	SS_T	$pq - 1$	$MS_T = \frac{SS_T}{pq - 1}$	

Szczegółowe opisy dotyczące praktycznej realizacji procedury analizy wariancji z klasyfikacją podwójną znaleźć można w podręcznikach [np. 1, 8].

3. Wyniki badań

Uzyskane wyniki obliczeń prowadzonych z wykorzystaniem ogólnie znanego pakietu statystycznego STATISTICA PL przedstawione są w tabl. 3 i 4 oraz na rys. 1 i 2.

Tablica 3 zawiera empiryczne oceny podstawowych statystyk opisowych, dotyczących wyników pomiarów (o liczebności $N=30$), odnoszących się do metanonośności desorbowlanej M_{des} badanych prób węgla, niezależnie od ich miejsca pobrania i sortymentu. Wartości liczbowe metanonośności zarówno w tabl. 3, jak również na rys. 1 i 2 wyrażone są w m^3/t_{csw} , czyli w m^3 metanu na tonę czystej substancji węglowej.

Tablica 3

Ocena podstawowych statystyk opisowych dotyczących wyników pomiarów metanonośności desorbowlanej węgla M_{des} (w m^3/t_{csw})

Parametr X	N	\bar{x}	Me	x_{min}	x_{max}	$S^2(x)$	$S(x)$	$S(\bar{x})$
M_{des}	30	2,074	2,399	0,376	2,844	0,5949	0,771	0,141

W tablicy 3 podane są oceny następujących charakterystyk statystycznych z próby:

- wartości: średnia arytmetyczna \bar{x} , minimalna x_{min} , maksymalna x_{max} , oraz medianowa (środkowa) Me ,
- wariancja $S^2(x)$, odchylenie standardowe $S(x)$ oraz błąd standardowy (odchylenie standardowe średniej) $S(\bar{x})$.

Tablica 4

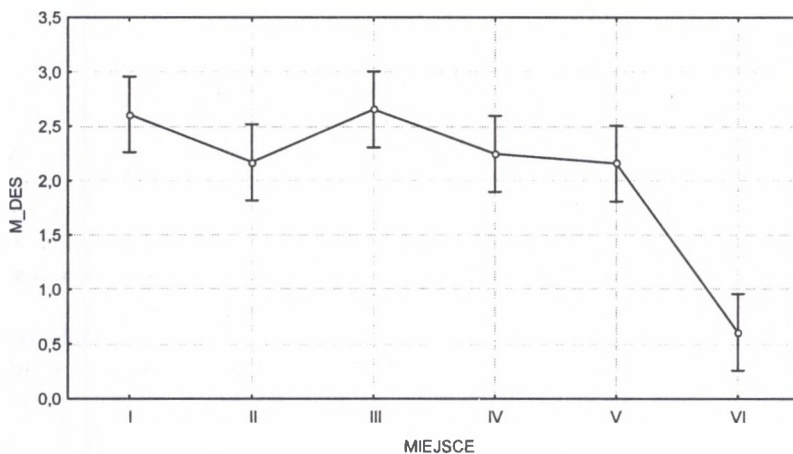
Wyniki analizy wariancji z krzyżową klasyfikacją podwójną z jedną obserwacją w klatce dotyczące metanonośności desorbowlanej węgla M_{des} (w m^3/t_{csw})

Suma kwadratów		DF	MS	F	p
Zródło	SS	Liczba stopni swobody	Średnia suma kwadratów		
1	2	3	4	5	6
Miejsce	14,1013	5	2,8203	20,056	0,000
Uziarnienie	0,3383	4	0,0846	0,601	0,666
Błąd	2,8125	20	0,1406	x	x
Całkowita	17,2521	29	0,5949	x	x

Tablica 4 zawiera sumy kwadratów odchyłeń SS (kol. 2) i średnie sumy kwadratów (średnie odchylenia kwadratowe) MS (kol. 4) w odniesieniu do badanych czynników A (miejsce) i B (uziarnienie) oraz ich interakcji (AB) wykorzystanej do oceny błędu losowego MS_E wg relacji (6). W kol. 5 podane są wartości ilorazów $F^{(A)}$ oraz $F^{(B)}$, na podstawie których można oceniać efekty swoiste czynników A i B . W kolumnie 6 przedstawione są tzw. wartości p , którymi się często operuje w trakcie testowania hipotez statystycznych. Z definicji wartością p testu jest najniższy poziom istotności testowania α , przy którym hipoteza zerowa mogłaby być odrzucona przy uzyskanej wartości testu. Inaczej mówiąc, wartość p jest to prawdopodobieństwo otrzymania uzyskanej wartości sprawdzianu, przy założeniu że hipoteza zerowa jest prawdziwa.

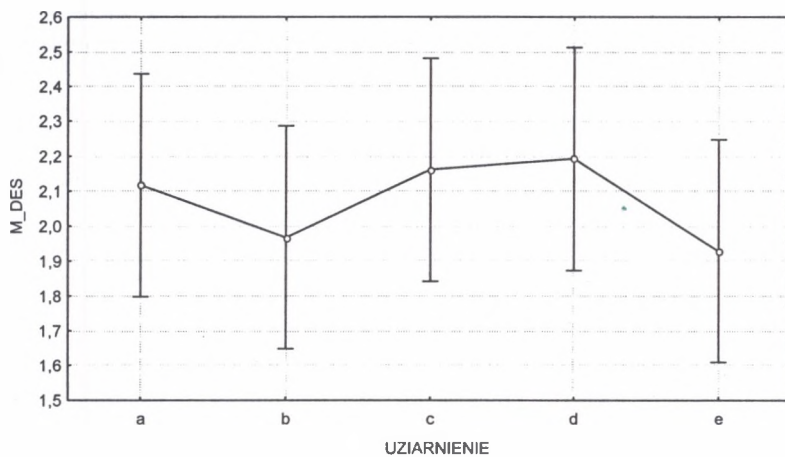
Na rys. 1 i 2 prezentowana jest graficznie zmienność średnich arytmetycznych wyników badania metanonośności desorbowlanej M_{des} grupowanych wg miejsca pobrania (rys. 1)

i uziarnienia (rys. 2) badanych prób węgla. Przedziały 95% średnich określone były przy założeniu prawdziwości hipotez zerowych (3) oraz zerowym efekcie interakcji czynników A i B .



Rys. 1. Zestawienie średnich grupowych ze względu na miejsce pobrania prób wraz z przedziałami ufności (95%) metanonośności desorbwalnej węgla M_{des} (w m³/t_{csw})

Fig. 1. Means and 95% confidence intervals M_{des} (w m³/t_{csw}) – groups of sampling places



Rys. 2. Zestawienie średnich grupowych ze względu na uziarnienie prób wraz z przedziałami ufności (95%) metanonośności desorbwalnej węgla M_{des} (w m³/t_{csw})

Fig. 2. Means and 95% confidence intervals M_{des} (w m³/t_{csw}) – groups of grain sizes

4. Uwagi i wnioski końcowe

1. Opracowanie statystyczne wyników badań laboratoryjnych dotyczących metanonośności desorbowlanej M_{des} prowadzone było pod kątem ujawnienia roli i znaczenia czynników jakościowych różnicujących badane próby węgla, tj. miejsca pobrania oraz uziarnienia. W tym celu wykorzystano analizę wariancji z klasyfikacją podwójną (dwuczynnikową) w wersji, z przyczyn obiektywnych najmniej korzystną, z krzyżową klasyfikacją podwójną z jedną obserwacją w klatce.
2. Na metanonośność desorbowlaną badanych prób węgla istotny wpływ wykazuje miejsce ich pobrania. Szczególnie niskie wartości M_{des} dotyczą miejsca pobrania prób VI, tj. na powierzchni po wyjściu urobku węglowego z zakładu wzbogacania oraz później w trakcie jego składowania po upływie znacznego czasu (przeciętnie ok. 18 dób) [9]. Jest to oczywiste i zgodne z oczekiwaniami – odmetanowanie węgla następuje w wyniku trwającego w czasie procesu desorpcji metanu.
3. Uziarnienie prób węgla nie wykazuje istotnego wpływu (przy poziomie istotności testowania $\alpha=0,05$) na wartości M_{des} . Decyduje ono przede wszystkim o dynamice procesu desorpcji metanu węglowego. Wraz ze wzrostem rozdrobnienia badanych prób rośnie tempo ich odmetanowania [9]. Generalnie, zgodne jest to z danymi literaturowymi [3,11,12], chociaż poglądy na temat wydzielania się metanu w zależności od uziarnienia prób węgla można spotkać w literaturze różne [5].
4. Uzyskane wyniki zgodne są z wcześniejszymi pracami autorów [2,10,11,12], wg których można m.in. sądzić o istotnej roli niepewności (błędów) uzyskiwanych ocen M_{des} . Jest to związane z niepewnością wyników pomiarów oraz niejednorodnością fizyczną badanego pokładu węgla, przy czym zróżnicowanie tych ocen może osiągać względne wartości rzędu kilkudziesięciu, nawet 30 – 40%.

Praca wykonana częściowo w ramach badań własnych Wydziału Wiertnictwa, Nafty i Gazu AGH

LITERATURA

1. Aczel A.D.: Statystyka w zarządzaniu. Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 2000.
2. Broda P., Kwarciański J., Twardowski K.: Badanie wpływu miejsca pobrania i sortymentu prób węgla na oceny jego metanonośności. Zesz. Nauk. AGH, Ser. Wiertnictwo-Nafta-Gaz, t. 22/1, Kraków 2005.
3. Diamond W.P., Levine J.R.: Direct method determination of the gas content of local: procedures and results. U.S. Bureau of Mines, Report No. 18515, 1981.
4. Gawlik L., Grzybek I.: Szacowanie emisji metanu w polskich zagłębiach (system węgla kamiennego). Wyd. IGSMiE PAN, Ser. „Studia-Rozprawy-Monografie”, 106, Kraków 2002.
5. Gawraczyński Z. Borowski J.: Zmiany zawartości metanu w czasie w próbkach pobranych z urobionego węgla. Mat. Konf. Nauk. nt. "Metody rozpoznawania zagrożenia metanowego w kopalniach węgla kamiennego", Katowice 1986.
6. Kobus P., Pietrzykowski R., Zieliński W.: Statystyka z pakietem STATISTICA. Wyd. Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa 2001.

7. Kwarciański J., Kwarciański M., Twardowski K.: Metanowość kopalń Górnośląskiego Zagłębia Węglowego w procesie restrukturyzacji górnictwa węgla kamiennego – aspekt środowiskowy i prawny. Zesz. Nauk. AGH, Ser. Wiertnictwo-Nafta-Gaz, t. 20/2, Kraków 2003.
8. Magiera R.: Modele i metody statystyki matematycznej. Ofic. Wyd. GiS, Wrocław 2002.
9. Ocena rzeczywistej emisji metanu do atmosfery spowodowanej eksploatacją węgla kamiennego, 2005 – Praca pod kier. J. Kwarciańskiego, Oddz. Górnośl. PiG, Sosnowiec 2002 (niepublikowane).
10. Twardowski K.: O akumulacji metanu w pokładach węgla. Zesz. Nauk. AGH, Ser. Wiertnictwo-Nafta-Gaz, t. 14, Kraków 1997.
11. Twardowski K. (red.): Ocena metanonośności węgla kamiennych Górnośląskiego Zagłębia Węglowego na podstawie wyników pomiarów otworowych. Wyd. Centrum PPGSMiE PAN, Kraków 1997.
12. Zawartość metanu i wyższych węglowodorów nasyconych (alkanów) w gazie występującym w pokładach węgla strefy pokładów metanowych Niecki Głównej Górnośląskiego Zagłębia Węglowego, Praca pod kier. J. Kwarciańskiego, Oddz. Górnośl. PiG, Sosnowiec 2000 (niepublikowane).

Recenzent: Dr hab. inż. Bronisława Hanak, prof. Politechniki Śl.