

Marek NIEĆ

Dokładność pomiaru parametrów i określenia zasobów złoża siarki

WSTĘP

Przy ocenie wielkości zasobów złoża popęlnia się szereg błędów przypadkowych i systematycznych wpływających na ostateczny wynik obliczeń. Różnice między zasobami obliczanymi a stwierdzanymi w trakcie eksploatacji mogą być znaczne. S. Łazariew (1969) podaje na przykład, że w złożu Gaurdak wahają się one od +3 do -32%. W złożach polskich różnice dochodzą niekiedy do kilkunastu procent a w strefach przykonturowych nawet do kilkudziesięciu.

Wyróżnia się co najmniej 4 rodzaje błędów obliczania zasobów w zależności od ich źródła: 1 — techniczne, związane z pomiarem parametrów złoża; 2 — reprezentacyjności, związane z niepełną informacją o parametrach złoża w wyniku ich zmienności; 3 — geometryzacji, wynikające z przyjętego przy obliczaniu zasobów sposobu geometryzacji bryły złożowej; 4 — analogii, związane z przyjętą koncepcją interpretacji budowy złoża (W.S. Smirnow, A. P. Prokofiew i in., 1961).

Przy opracowywaniu dokumentacji geologicznej złóż na ogół nie przeprowadza się pełnej analizy błędów. Z reguły sprowadza się ją do porównania wyników obliczeń wykonanych dwiema metodami — a więc do przybliżonej oceny dokładności geometryzacji. W polskim piśmiennictwie geologicznym opracowania poświęcone tym zagadnieniom są nieliczne. A. Guziel (1961) wykonał obszerne studium błędów technicznych związanych głównie z pomiarem powierzchni. Błędy geometryzacji i reprezentacyjności były przedmiotem badań M. Niecia i J. Niemczyka (1965b). Szczegółową analizę błędów reprezentacyjności przeprowadził J. Piątkowski (1966).

W trakcie badań prowadzonych na temat wykorzystywania złóż siarki wyłonił się problem oceny dokładności ustalenia zasobów, od której zależy dokładność oceny wykorzystania złoża. Przeprowadzone badania dostarczyły ciekawych informacji o źródłach i wielkości błędów przypadkowych i systematycznych.

DOKŁADNOŚĆ POMIARU PARAMETRÓW ZŁOŻOWYCH

Pomiar parametrów złożowych obarczony jest błędami przypadkowymi i systematycznymi. Błędy systematyczne powstają w trakcie badania złoża otworami wiertniczymi. Gdy uzysk rdzenia jest mały, otrzymujemy niepełną informację o parametrach złoża.

Przyjęcie określonej miary błędów jest kwestią umowną. Zwykle charakteryzuje się ją bądź za pomocą średniej odchyłki bezwzględnej (M. N. Albow, A. M. Byboczkin, 1973), bądź to odchylenia kwadratowego lub jego wielokrotności (2σ lub 3σ), bądź też za pomocą dokładności odczytu urządzenia mierzącego (A. Guziel, 1961). W tym ostatnim przypadku odpowiada ona zwykle przedziałowi $\pm 3\sigma$. W artykule za miarę dokładności określenia wartości parametrów złożowych przyjęto średnie odchylenie kwadratowe.

DOKŁADNOŚĆ OKREŚLENIA MIĄŻSZOŚCI

Miąższość złoża oceniana jest na podstawie wydobytego z otworu rdzenia. W przypadku stosowania jednometrowych marszów wiertniczych różnica między miąższością rzeczywistą a obserwowaną może maksymalnie wynieść:

$$\Delta m = \frac{(100-a) + (100-b)}{100} = \frac{200-(a+b)}{100} \quad [1]$$

gdzie: a i b - uzyski rdzenia w marszu, w którym stwierdzamy strop i spąg złoża. Błąd pomiaru miąższości popełniamy wtedy, gdy lokalizujemy położenie stropu bądź spągu złoża w obrębie tych marszów. Położenie to może być zmienne, wobec czego błąd ten należy traktować jako przypadkowy. Przy jednometrowych marszach i średnim uzysku rdzenia = 70% (jaki najczęściej obserwujemy w złożach siarki) maksymalny błąd oceny miąższości powinien wynieść: $\Delta m = 0,6$ m. Zakładając, że jest to błąd przypadkowy, a jego rozkład podlega prawu Gaussa, wówczas zgodnie z regułą 3σ dokładność oszacowania miąższości mierzona wielkością odchylenia kwadratowego wyniesie: $\varepsilon_{mo} = \pm \sigma = \pm 0,2$ m. Dokładność pomiaru długości wydobytego rdzenia wynosi zazwyczaj: $\varepsilon_{mp} = \pm 0,05$ m. Całkowity błąd średni określenia miąższości może wobec tego wynieść: $\varepsilon_m = \sqrt{\varepsilon_{mo}^2 + \varepsilon_{mp}^2} = \pm 0,205$ m.

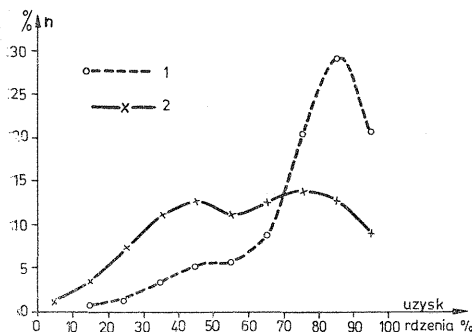


Fig. 1. Krzywe rozkładu uzysku rdzenia
Curves of distribution of core retrieval
1 — średnia w profilu serii złożowej; 2 — w marszu przecinającym strop serii złożowej
1 — average for the profile of deposit series; 2 — in route penetrating the top of deposit series

Wapienie występujące w stropie złoża często są silnie skrasowiałe, spękane, silnie kawerniste. Również silnie spękane a nawet zbrekcjowane są iły występujące ponad nimi. Uzysk rdzenia w tych utworach jest często mniejszy od 70% (fig. 1), należy więc oczekiwać, że wyliczona wartość ε_m może być nieco zaniżona.

DOKŁADNOŚĆ OKREŚLENIA ZAWARTOŚCI SIARKI

Źródłem błędów systematycznych w określaniu zawartości siarki może być: 1 — selektywne wykruszanie siarki z rdzenia w trakcie wiercenia; 2 — wietrzenie próbek; 3 — niewłaściwa metoda prac laboratoryjnych.

Selektywne wykruszanie siarki z rdzenia może nastąpić przy przewiercaniu wapieni siarkonośnych, gdyż siarka jest znacznie kruchojsza od płonego szkieletu skalnego. W czasie dokumentowania złóż siarki na terenie ZSRR stwierdzono, że straty siarki są tym większe, im niższy jest uzysk rdzenia (W. I. Smirnow, A. P. Prokofiew i in., 1961) i im wyższa jej zawartość w rudzie (A. I. Otrieszko, 1961). Wykruszanie dotyczy głównie zewnętrznych partii rdzenia: próbki pobrane przez odcięcie fragmentu rdzenia wzdłuż cięciwy są uboższe w siarkę od próbek wyciętych w formie plastra z wnętrza rdzenia. W jednym ze złóż siarki stwierdzono, że dla próbek o zawartości siarki 10—35% różnica ta wynosi od -2,9 do -9,4% (tab. 1). W rudzie ilastej lub wapiennej z przerostami iłu utrata siarki może być częściowo zrekompen-sowana przez wymywanie cząstek ilastych.

Tabela 1

Zawartość siarki w rdzeniu w zależności od miejsca pobrania próbki

Nr próbki	Zawartość siarki w próbce		Różnica zawartości
	zewewnętrznej	wewnętrznej	
1	30,7	34,4	-3,7
2	36,1	40,4	-4,3
3	36,5	41,1	-4,6
4	10,1	13,0	-2,9
5	37,3	46,4	-9,1
6	33,0	38,6	-5,6
7	8,1	8,8	-0,7
8	22,4	29,4	-7,0
9	31,7	41,1	-9,4
10	24,3	32,6	-8,3
11	17,6	25,0	-7,4
12	22,4	26,2	-3,8
13	5,0	4,7	+0,3

Próbki składowane, zwłaszcza niedostatecznie zabezpieczone przed dostępem wilgoci, łatwo wietrzeją: siarka utlenia się a powstające siarczany są częściowo usuwane z próbki. Proces rozwija się intensywnie przez około pół roku, po czym przypuszczalnie stabilizuje się (R. Blajda, M. Nicé, W. Skórski, 1975). Straty siarki są proporcjonalne do jej pierwotnej zawartości w próbce. Ubytek siarki po upływie

pół roku można opisać formułą: $\Delta S = -3,93 + 0,34 S$, która jest ważna przy zawartości siarki ponad 10%. Przy niższej zawartości siarki błąd przypadkowy próbki przekracza wartość różnicy zawartości siarki spowodowanej wietrzeniem i wykrycie jej staje się niemożliwe. Czas składowania próbek z reguły jest znacznie krótszy i nie przekracza jednego miesiąca. Toteż można oczekiwać, że ubytek siarki, o ile wystąpi, będzie znacznie mniejszy niż wynikający z podanej zależności, a błąd oszacowania zawartości siarki popełniony z tego tytułu nieznaczny.

Systematyczne błędy laboratoryjne są z reguły wykrywane przez analizy kontrolne i usuwane, można je więc w naszych rozważaniach pominąć.

Błędy przypadkowe popełniane są w trakcie pobierania próbki, przygotowania jej do analizy, wreszcie w trakcie samej analizy. Wielkość błędu popełnianego przy pobieraniu próbki zależy może od uzysku rdzenia i jego formy. Błędu spowodowanego małym uzyskiem rdzenia nie sposób określić, jeśli nie dysponuje się wynikami innego opróbowania (np. bruzdowego) w miejscu wykonania otworu. W przypadkach badanych złóż taka możliwość nie istnieje.

Pewnych informacji o wielkości tego błędu może dostarczyć porównanie zawartości siarki w sąsiednich próbkach odcinkowych. Jeśli założymy, że na odcinku, z którego nie wydobyto rdzenia, zawartość siarki (p_s) mieści się w przedziale określonym przez zawartość siarki w próbkach sąsiednich (p_i, p_{i+1}) i zmienia się w sposób liniowy od p_i do p_{i+1} , wówczas popełniony błąd oceny zawartości siarki wyniesie:

$$\Delta p = \frac{a_i p_i + a_i p_{i+1} + 2l_i p_i}{2(a_i + l_i)} - p_i \quad [2]$$

gdzie: l_i — długość pobranej próbki; a_i — długość odcinka, z którego nie wydobyto rdzenia. Posługując się uzyskiem rdzenia (u_i) możemy napisać:

$$\begin{aligned} l_i &= m_i u_i \\ a_i &= m_i (1 - u_i) \end{aligned}$$

gdzie: m_i — długość opróbowanego interwału ($m_i = l_i + a_i$); u_i — uzysk rdzenia w tym interwale.

Wzór [2] można więc sprowadzić do prostszej formy:

$$\Delta p_i = \frac{p_i + p_{i+1}}{2} (1 - u_i) \quad [3]$$

analogicznie można obliczyć dla każdej próbki

$$\Delta p_i' = \frac{p_i + p_{i-1}}{2} (1 - u_i) \quad [4]$$

przy czym $\Delta p_i \neq \Delta p_i'$. Na fig. 2 przedstawiono krzywą rozkładu wartości Δp_i dla próbek pobranych z 10 otworów wybranych losowo. Wartość średnia w tym rozkładzie wynosi 0,0, a odchylenie standardowe 2,026%.

Błąd oceny zawartości siarki w próbce obejmuje również błędy przygotowania próbki do analizy i samej analizy. Błędami tymi obarczone są wartości p_i i p_{i+1} . Jeżeli błędy te wynoszą łącznie ε_b ok. 4%, o czym będzie mowa niżej, wówczas błąd określenia wartości Δp_i z tytułu ε_b wyniesie:

$$\varepsilon_{\Delta p_i} = \frac{(1 - u_i) \varepsilon_b}{\sqrt{2}} \quad [5]$$

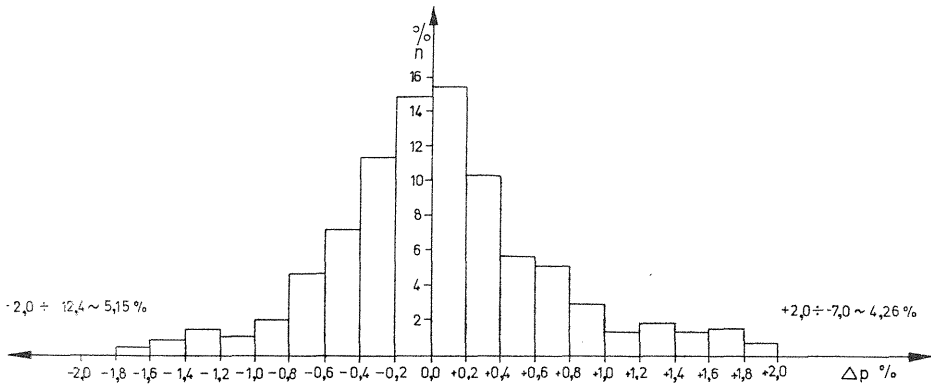


Fig. 2. Histogram różnic zawartości siarki (Δp) w sąsiadujących próbkach odcinkowych pobranych ze złożowej części profilu otworu

Histogramme of differences in sulphur content (Δp) in adjoining section samples taken from borehole deposit profile

Dla $u_i = 0,7$, $\varepsilon_{\Delta p_i} \approx 0,8\%$. Można przyjąć, że wpływa on na wartość Δp_i w sposób stosunkowo nieznaczny.

Błąd zależny od formy wydobytego rdzenia jest niewielki. Jeśli rdzeń wydobyty jest w stanie nieskruszonym, przy wycinaniu piłą mechaniczną próbki w postaci 1/4 rdzenia błąd ten teoretycznie nie powinien wystąpić. Jeśli rdzeń jest wydobyty w stanie skruszonym, przy pobieraniu próbki może być popełniony błąd w wyniku segregacji materiału w skrzynce bądź pobrania tylko pewnych okruszków (np. największych). Z drugiej jednak strony próbka rdzenia skruszonego może być uważana za złożoną z wielu porcji reprezentowanych przez poszczególne okruszki, wobec tego błąd oceny zawartości siarki będzie odpowiednio mniejszy, proporcjonalnie do liczby tych porcji.

Zródłem błędów przypadkowych przy pomniejszaniu próbek jest rozrzut i segregacja materiału w trakcie poszczególnych operacji oraz zanieczyszczenie próbki, jeśli urządzenia kruszące nie są starannie oczyszczone. Wielkość błędu zależy od stosowanej metody pomniejszania. Przy pomniejszaniu mechanicznym sięga wg danych A. Stąporka (1963) do ok. 0,5% S. Błąd jest większy przy kwatowaniu ręcznym. Na podstawie badań A. Smyrskiej (1962) oraz J. Tomczyńskiego i K. Witka (1973) można go oszacować na 1 — 2% przy niestarannym pomniejszaniu bądź w przypadku przyjęcia złych założeń schematu pomniejszania.

Schematy pomniejszania próbek opierają się dotychczas na wzorze Czeczotta, przy przyjęciu współczynnika $K = 0,02 - 0,2$. Z badań J. Tomczyńskiego i K. Witka wynika, że współczynnik ten powinien być wyższy. Z uwagi na stwierdzoną zależność współczynnika K wyznaczanego empirycznie od zawartości siarki i średnicy ziarn, poprawniejsze wydaje się określenie wagi próbki pomniejszonej za pomocą wzoru P. Gy, który uwzględnia takie zależności (P. Gy, 1966). Wzór ten ma postać:

$$Q = Kd^3; K = \frac{Fq tm}{S^2} \quad [6]$$

gdzie: F — współczynnik kształtu ziarn; q — współczynnik zróżnicowania wielkości ziarn; t — stopień oswobodzenia ziarn mineralnych ze zrostów; m — współczynnik intensywności mineralizacji; S^2 — wariancja wyników oznaczeń (proporcjonalna do założonej dokładności).

Tabela 2

Porównanie wartości współczynnika K obliczonego różnymi metodami dla rudy siarki

d_{max}	Q (kg)	% S	Współczynnik K		
			teoretyczny ze wzoru Gy	empiryczny dla wzoru	
				$Q = kd^3$	$Q = kd^2$
4	1,3	26	0,02	0,016	0,06
1	0,3	41	0,3	0,33	0,3
0,5	0,075	48	0,72	0,5	0,3
0,2	0,02	41	0,625	0,66	0,5

W tabeli 2 zestawiono wartości współczynnika K obliczone za pomocą wzoru [6] oraz wyznaczone empirycznie przy założeniu, że $S^2 = \min$, a $Q = kd^3$ oraz że ciężar próbki określa wzór Czeczotta: $Q = kd^2$.

Dokładność analizy chemicznej ocenić można na podstawie kontroli wewnętrznej i zewnętrznej serii próbek. Wyniki takich kontroli przedstawiono na fig. 3 i tab. 3. Kontrolę zewnętrzną przeprowadzono w dwóch przedsiębiorstwach dokumentujących złoża siarki. Stwierdzono, że wyniki oznaczeń zawartości siarki nie są obciążone błędem systematycznym (M. Nieć, 1973).

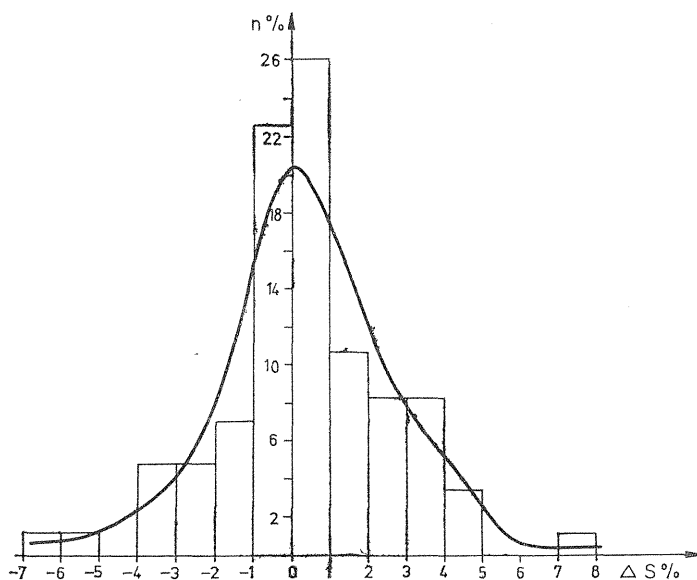


Fig. 3. Histogram i wyrównana krzywa rozkładu różnic wyników analiz (S) serii próbek poddanych kontroli wewnętrznej.

Histogramme and smoothed curve of differences of results of internal control analysis (S)

Tabela 3

Dokładność oznaczenia zawartości siarki

Zawartość siarki %	kontrola wewnętrzna			kontrola zewnętrzna		
	liczba analiz kontrolnych	średnia bezwzgl. odchyłka $\Delta S\%$	średnie odchylenie kwadratowe σ	liczba analiz kontrolnych	średnia bezwzgl. odchyłka $\Delta S\%$	średnie odchylenie kwadratowe σ
0–10	22	0,48	0,62	25	0,92	1,35
10–20	21	1,35	2,06	8	1,51	2,22
ponad 20	42	3,02	4,84	10	2,27	3,34

Z danych przedstawionych w tab. 3 wynika, że dokładność oznaczenia zawartości siarki określona za pomocą wartości σ zmniejsza się wraz ze wzrostem zawartości siarki. Można przyjąć, że dla próbek rudy o zawartości siarki ponad 20% wynosi ok. 3–5%.

Przedstawione wartości błędów dotyczą analiz wykonanych z oddzielnych naważek. Obserwowano, że przy pobieraniu naważki z próbki niedostatecznie wymieszanej może powstać błąd systematyczny, ponieważ w obrębie próbki skruszonej do ziarna poniżej 0,1 mm następuje segregacja grawitacyjna ziarn siarki i wapienia. Siarka, lżejsza, gromadzi się w wierzchnich partiach próbki, wobec tego wynik analizy materiału pobranego z tej partii próbki będzie zawyżony. Błąd oznaczenia zawartości siarki z tej samej naważki (np. podwójnym miareczkowaniem) jest mały, nie przekracza 0,5% (J. Tomczyński, K. Witek, 1973).

Sumaryczny błąd przypadkowy określenia zawartości siarki w próbce wynosi:

$$\varepsilon_o = \sqrt{\varepsilon_p^2 + \varepsilon_k^2 + \varepsilon_a^2} \quad [7]$$

gdzie: ε_p — błąd pobrania próbki; ε_k — błąd przygotowania próbki do analizy; ε_a — błąd analizy.

Przy wartościach $\varepsilon_p = 2\%$, $\varepsilon_k = 1\%$ i $\varepsilon_a = 4\%$ błąd oceny zawartości siarki w próbce wyniesie ok. 4,5%. Dla średniej zawartości siarki w profilu złoża, ocenianej na podstawie próbek pobranych z otworu, będzie on mniejszy proporcjonalnie do liczby próbek. Dokładność oszacowania średniej zawartości siarki w profilu złoża wynosi:

$$\varepsilon_{pz} = \frac{\varepsilon_o}{\sqrt{n}} \quad [8]$$

gdzie: n — liczba próbek pobranych z otworu.

Ponieważ w otworze pobiera się przeciętnie 10 do 20 próbek, maksymalna wartość ε_o wyniesie $\pm 1\%$ do 1,5%.

DOKŁADNOŚĆ OKREŚLENIA GĘSTOŚCI PRZESTRZENNEJ
(CIĘŻARU OBJĘTOŚCIOWEGO)

Gęstość przestrzenna określana jest na ogół na próbkach przygotowywanych do badań wytapialności. Są to kostki o wymiarach 5×5 cm bądź odcinki rdzeni wiertniczych o długości 10 do 15 cm. Przy tego rodzaju próbkach można mówić o częściowym uwzględnieniu naturalnej makroporowatości rudy. Mimo to pomiar gęstości przestrzennej może być obarczony błędem systematycznym, gdyż: a — nie uwzględnia się dużych kawern o rozmiarach przekraczających wymiary próbki; b — próbki pochodzą na ogół z najbardziej zwięzłych partii rudy, ponieważ partie rudy silnie kawernistej (zwłaszcza o teksturze wstęgowej) lub słabo zwięzłej, porowatej, często ulegają skruszeniu w trakcie wiercenia. Niestety, brak danych uniemożliwia ocenę błędu popełnianego z tego tytułu.

Gęstość przestrzenna uważana jest zazwyczaj za parametr mało zmienny; potwierdzają to obserwacje S. Rybickiego (1973), który stwierdził, że współczynnik zmienności gęstości przestrzennej w złożu Jeziórko wynosi tylko 9,7%. Konsekwencją tego jest przyjmowanie do obliczenia zasobów średniej wartości gęstości przestrzennej za stałą dla całego złoża. Łatwo można jednakże udowodnić, że parametr ten jest ściśle uzależniony od zawartości siarki i porowatości rudy. Zależność tę określa formuła:

$$g_o = (g_k - \frac{g_k - g_s}{100} p) \frac{100 - n}{100} \quad [9]$$

gdzie: g_k — gęstość właściwa płonnego szkieletu skalnego; g_s — gęstość właściwa siarki; n — porowatość rudy.

Zasadniczym płonnym składnikiem rudy jest kalcyt, można więc za g_k przyjąć gęstość właściwą kalcytu $2,7 \text{ t/m}^3$ i wobec tego:

$$g_o = (2,7 - \frac{0,66p}{100}) \frac{100 - n}{100} \quad [10]$$

Gęstość przestrzenna może być zróżnicowana w poszczególnych częściach złoża w zależności od osiarkowania średniego i porowatości rudy. Przykładem tego może być złożo w Grzybowie, gdzie stwierdzono (J. Domagała, 1972) znaczne zróżni-

Tabela 4

Zróżnicowanie gęstości przestrzennej rudy w poszczególnych polach złoża Grzybów

Pole	Liczba badań	Średnia gęstość przestrzenna
A	232	2,03
B	432	2,12
C	473	2,12
D	767	2,29
W	848	2,24
Z	1000	1,91
Razem	3752	2,12

cowanie gęstości przestrzennej w poszczególnych polach (tab. 4). Na podstawie materiałów z Grzybowa wynika, że maksymalny błąd systematyczny w ocenie gęstości przestrzennej może dochodzić do $0,4 \text{ t/m}^3$, tj. do ok. 20%.

Dokładność określania gęstości przestrzennej jest uzależniona od przypadkowych błędów przy obliczaniu wymiarów próbki i jej wagi. Według A. Guziela (1961) wynosi ona $0,1 \text{ t/m}^3$. Zakładając, że błąd w obliczaniu wymiarów próbki wynosi maksymalnie $0,1 - 0,2 \text{ cm}$, a wagi 1 g — dokładność określenia gęstości przestrzennej próbki w postaci odcinków rdzeni o długości 10 cm wyniesie $0,1 - 0,2 \text{ t/m}^3$. Jest to maksymalny błąd określenia gęstości przestrzennej. Zakładając zgodnie z teorią błędów losowych, że odpowiada on przedziałowi 3σ , dokładność określenia gęstości przestrzennej mierzoną średnim odchyleniem kwadratowym można oszacować na od $\pm 0,03$ do $\pm 0,06 \text{ t/m}^3$.

DOKŁADNOŚĆ OKREŚLENIA ZASOBNOŚCI ZŁOŻA

Zasobność złoża wyraża wzór: $q = 0,01 \text{ mpg}$, jest ona funkcją omówionych parametrów. Wobec tego dokładność określenia zasobności wyniesie:

$$\varepsilon_q = \sqrt{\left(\frac{\partial q}{\partial m} \varepsilon_m\right)^2 + \left(\frac{\partial q}{\partial p} \varepsilon_p\right)^2 + \left(\frac{\partial q}{\partial g} \varepsilon_g\right)^2} \quad [11]$$

Przy $\varepsilon_m = 0,2 \text{ m}$; $\varepsilon_p = 1\%$; $\varepsilon_g = 0,03 \text{ t/m}^3$ dla przeciętnych wartości parametrów złoża otrzymamy (wyrażając ε_q w procentach) wartości $\varepsilon_q = 4\%$.

DOKŁADNOŚĆ POMIARU POWIERZCHNI

Zagadnienie dokładności pomiaru powierzchni przy obliczaniu zasobów szczegółowo analizował A. Guziel (1961). Składają się na nią: a - dokładność lokalizacji otworów w terenie, wynosząca jego zdaniem $0,2 \text{ m}$; b — dokładność naniesienia otworów na mapę, wynosząca dla mapy w skali $1:1000$ ok. $0,5 \text{ m}$; c — dokładność planimetrowania powierzchni uzależniona od skali mapy, którą A. Guziel ustalił na drodze empirycznej. Dla map w skali $1:1000$ można ją wyrazić przybliżonym wzorem: $\varepsilon_{pl} = 0,4 X$; gdzie X — długość bloku planimetrowanego obszaru o zarzysie kwadratowym. Sumaryczny błąd względny pomiaru powierzchni, obejmujący trzy wymienione składniki, wynosi dla skali $1:1000$ od ok. $1,5\%$ dla powierzchni 2500 m^2 do $0,75\%$ dla powierzchni $10\,000 \text{ m}^2$ (fig. 4).

DOKŁADNOŚĆ OBLICZANIA ZASOBÓW Z TYTUŁU BŁĘDÓW POMIARU PARAMETRÓW ZŁOŻA

Zasoby złoża najogólniej wyraża wzór: $Q = 0,01 \bar{m}\bar{p}\bar{g}F$ lub wzór $Q = \bar{q}F$. Dokładność wyznaczenia zasobów jako funkcji parametrów złoża będzie zależna od wartości poszczególnych parametrów:

$$\varepsilon_Q = \sqrt{\left(\frac{\partial Q}{\partial F} \varepsilon_F\right)^2 + \left(\frac{\partial Q}{\partial g} \varepsilon_g\right)^2 + \left(\frac{\partial Q}{\partial p} \varepsilon_p\right)^2 + \left(\frac{\partial Q}{\partial m} \varepsilon_m\right)^2} \quad [12]$$

czyli

$$\varepsilon_Q = 0,01 \sqrt{(mpg\varepsilon_F)^2 + (mpF\varepsilon_g)^2 + (mgF\varepsilon_p)^2 + (gFp\varepsilon_m)^2} \quad [13]$$

Na przykład w bloku przypisanym otworowi eksploatacyjnemu (wyznaczonym w myśl zasady Bołdyrjewa) dokładność szacowania zasobów złoża o parametrach: $m = 10$ m, $g = 2,25$ t/m³, $p = 25\%$, $F = 1756$ m² wyniesie (przy podanych wyżej wartościach dokładności pomiaru parametrów) $\varepsilon_Q \approx 470$ t, tj. 4,8% w stosunku do zasobów takiego bloku. W bloku obejmującym n otworów względny błąd przy-

padkowy określenia zasobów powinien być mniejszy proporcjonalnie do $\frac{1}{\sqrt{n}}$.

W przypadku obliczenia zasobów metodą wieloboków wyniesie on:

$$\varepsilon_{Qbl} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \varepsilon_{Q_i}^2} \quad [14]$$

gdzie: ε_{Q_i} — dokładność szacowania zasobów w blokach przypisanych poszczególnym otworom.

Zakładając, że zasoby poszczególnych bloków Q_i i wartości ε_{Q_i} wahają się w niewielkich granicach, można w przybliżeniu napisać:

$$\varepsilon_{Qbl} \approx \varepsilon_{Q_i} \sqrt{n} \quad [15]$$

$$\varepsilon_{Qbl} \% \approx \frac{\varepsilon_{Q_i}}{\sqrt{n} Q_i} \quad [16]$$

$\varepsilon_{Qbl}\%$ szybko maleje ze wzrostem n .

W przypadku zasobów obliczanych metodą średniej arytmetycznej błąd ten maleje nie tylko wraz ze wzrostem n , lecz również w wyniku wzrostu powierzchni bloku obliczeniowego, co wynika z fig. 4. Można wykazać, że z punktu widzenia wpływu błędów technicznych na wyniki obliczeń zasobów, metoda średniej arytmetycznej jest dokładniejsza niż metoda wieloboków. Dla metody wieloboków mamy bowiem (przekształcając odpowiednio wzór [14]):

$$\varepsilon_{(Qbl)B} = \sqrt{n[(q\varepsilon_F)^2 + (F\varepsilon_q)^2]}$$

dla metody średniej arytmetycznej

$$\varepsilon_{(Qbl)A} = \sqrt{(\bar{q}\varepsilon_{F'})^2 + (F'\varepsilon_{\bar{q}})^2}$$

gdzie: $F' = nF$; $\varepsilon_{\bar{q}} = \frac{\varepsilon_q}{\sqrt{n}}$, ponieważ $F' \geq F$ i $\varepsilon_{F'} > \varepsilon_F$, wobec tego $\varepsilon_{(Qbl)A} < \varepsilon_{(Qbl)B}$

Jeśli powierzchnię pól obliczeniowych określa się metodą analityczną (w przypadku obliczeń realizowanych przy użyciu EMC), dokładność obliczenia zasobów obu metodami znacznie wzrasta i zanika powyżej omówiona różnica w dokładności obliczeń.

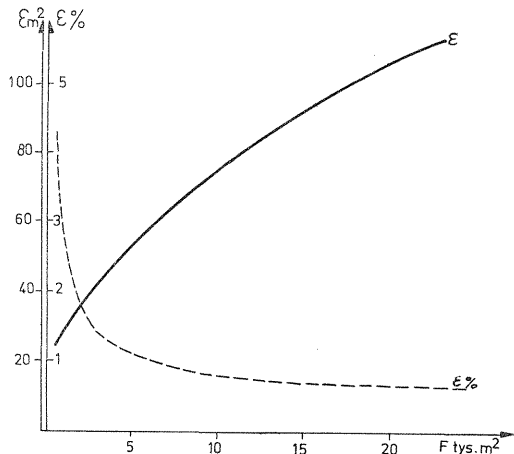


Fig. 4. Zależność dokładności bezwzględnej (ϵ) i względnej ($\epsilon\%$) pomiaru powierzchni planimetrem na mapach w skali 1:1000

Dependance of absolute (ϵ) and relative ($\epsilon\%$) accuracy of computation of an area on maps in the scale 1:1000 with the help of planimeter

Wpływ błędów systematycznych na wynik obliczeń trudno jest ocenić, gdyż nie jest znana ich rzeczywista wielkość. W przypadku zawartości siarki mogą one dochodzić do -10% , a w przypadku gęstości przestrzennej do $0,4 \text{ t/m}^2$. Rzeczywiste wielkości tych błędów są zapewne niższe, zwłaszcza w odniesieniu do uśrednionych parametrów złoża.

Do obliczenia zasobów złóż siarki eksploatowanych metodą otworową najczęściej stosuje się metodę wieloboków (Bołdyrjewa). Jest ona wygodna, ponieważ zezwala na łatwą kontrolę stopnia zaawansowania eksploatacji złoża przez poszczególne otwory. Należy jednakże pamiętać, że zasoby obliczone dla poszczególnych wieloboków mogą być w poważnym stopniu obciążone błędami przypadkowymi i systematycznymi. A zatem również i obliczony wskaźnik wykorzystania złoża w obrębie takich wieloboków będzie obciążony tymi błędami.

BŁĘDY GEOMETRYZACJI

Przyjęcie określonego sposobu obliczania zasobów złoża wiąże się z przyjęciem określonej metody geometrycznego odwzorowania bryły złożowej. Dokładność geometryzacji jest trudna do oszacowania, bowiem nie są znane rzeczywiste zasoby złoża i formy bryły złożowej. Można jednakże zorientować się w możliwej wielkości popełnionych błędów porównując zasoby obliczone różnymi metodami. Różnice między wielkościami zasobów uzyskiwanymi za pomocą różnych metod ich obliczania nie były dotychczas systematycznie badane. Na przykładzie złoża Machów stwierdzono (M. Nieć, J. Niemczyk, 1965b), że zasoby ocenione metodą średniej arytmetycznej są niższe niż oceniane innymi metodami (tab. 5). Różnica ta jest spowodowana wyklinowywaniem się złoża na badanym obszarze. Podobne różnice obserwowano w złożach na terenie ZSRR (W. Ż. Arens, W. F. Połkunow, J. F. Kurapow, 1969).

Udowodniono na drodze teoretycznej (D. A. Kazakowski, 1948) i potwierdzono na drodze empirycznej (M. Nieć, J. Niemczyk, 1965b), że w przypadku złóż wyklinowujących się, zwłaszcza soczewkowych, metoda średniej arytmetycznej zaniża zasoby

Tabela 5

**Porównanie zasobów obliczonych różnymi metodami
(w jednostkach umownych)**

Metoda	Zasoby
średniej arytmetycznej	100
j. w. z podziałem na bloki	100,9
średniej ważonej	101,6
j. w. z podziałem na bloki	102,7
średniej zasobności	102,7
j. w. z podziałem na bloki	102,7
przekrojów	104,2
izolinii	105,4
wieloboków (Bołdyrjewa)	106,8

w stosunku do ocenionych innymi metodami, które dają wartość bliższą rzeczywistości. W przypadku złóż mających postać soczewki wklęsłej wystąpi zjawisko odwrotne. Ilustruje to przykład fragmentu (pole B) złoża Jeziórko:

Metoda	Zasoby
średniej zasobności	100
izolinii	95,9
wieloboków (Bołdyrjewa)	96,6

Zestawione dane nie dają co prawda odpowiedzi jaka jest dokładność geometryzacji złoża, pozwalają jednakże na zorientowanie się, że może być ona rzędu nawet $\pm 7\%$.

BŁĘDY SZACOWANIA ZASOBÓW Z TYTUŁU NATURALNEJ ZMIENNOŚCI ZŁOŻA

Naturalna zmienność złoża powoduje, że średnie jego parametry są szacowane z ograniczoną dokładnością. Przy założeniu probabilistycznego modelu zmienności dokładność tę można oszacować za pomocą wyrażenia:

$$\varepsilon\% = \frac{tV}{\sqrt{n}} \quad [17]$$

gdzie: t — statystyka Studenta; V — współczynnik zmienności; n — ilość obserwacji.

Z punktu widzenia obliczania zasobów najbardziej reprezentatywnym parametrem złoża jest jego zasobność: $q = 0,01 \text{ mgg}$. Dokładność jej oszacowania odpowiada dokładności szacowania zasobów mapy, bowiem:

$$Q = \bar{q}F; \varepsilon_Q = \varepsilon \bar{q}F$$

i

$$\varepsilon_q \% = \frac{\varepsilon_q^- F}{Q} = \varepsilon_q \% \quad [18]$$

Na obserwowaną zmienność zasobności składają się: 1 — zmienność naturalna, wynikająca ze zróżnicowania wartości parametrów złoża w poszczególnych punktach; 2 — losowe błędy obserwacji parametrów złożowych. Dokładność szacowania zasobów określona za pomocą wzoru [18] obejmuje więc zarówno dokładność z tytułu naturalnej zmienności, jak i z tytułu losowych błędów obserwacji parametrów złożowych. Wyznacza ona granice przedziału ufności dla szacowanych zasobów z prawdopodobieństwem określanym przez parametr t :

$$P\{(Q_{sz} - \varepsilon_Q) < Q_{rz} < (Q_{sz} + \varepsilon_Q)\} = a \quad [19]$$

gdzie: Q_{sz} — zasoby szacowane; Q_{rz} — zasoby rzeczywiste; a — poziom ufności (prawdopodobieństwo, że Q_{rz} znajdzie się w przedziale ufności).

Obserwowane współczynniki zmienności zasobności siarki wynoszą od 30 do 70%, a dokładność względna szacowania średniej zasobności i zasobów w blokach rozpoznanych za pomocą 30–40 otworów może się wahać od 10 do 20% (tab. 6) z prawdopodobieństwem 0,95. Przy tym prawdopodobieństwie (poziomie ufności) $t \approx 2$ dla $n \geq 30$. Historia eksploatacji złóż siarki dostarcza co najmniej 2 przykłady, które potwierdzają to oszacowanie: kop. Piaseczno w początkowym okresie eksploatacji oraz pole C kop. Grzybów. W obu stwierdzono różnice między zasobami oszacowanymi w trakcie wcześniejszego rozpoznania i stwierdzonymi wyrobiskami eksploatacyjnymi, przy czym zasoby rzeczywiste były mniejsze od oszacowanych.

Tabela 6

Zmienność zasobności i dokładność szacowania zasobności średniej

Kopalnia	Pole	Liczba otworów	Zasobność średnia j. u.	Współczynnik zmienności %	Dokładność szacowania średniej zasobności %
Jeziórko	A	41	151	32	10,2
	B	42	54	51	16,0
	C	30	96	34	12,8
Grzybów	C	42	38	65	19,9
	D	54	106	43	11,7

Różnice te mieściły się w granicach przedziału ufności dla szacowanych zasobów wyznaczonych na poziomie ufności 0,95. Ciekawy jest zwłaszcza przykład pierwszy (kop. Piaseczno). Obserwowane różnice wielkości zasobów były spowodowane występowaniem nie wykrytych w trakcie rozpoznania „wysp gipsowych” w obrębie złoża [fig. 5]. W złożu Grzybów różnice wynikały z odmiennego położenia konturu złoża bilansowego.

Dokładność szacowania zasobów z tytułu zmienności parametrów złoża zależy od ilości punktów rozpoznawczych, które dostarczają danych do obliczania zasobów, co ilustruje fig. 6. Przyjęcie modelu probabilistycznego zmienności zasobności jest

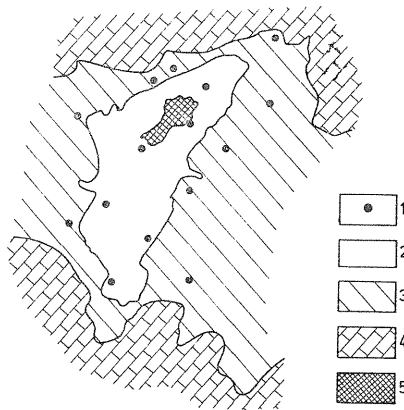


Fig. 5. Mapa wyeksploatowanej części złoża Piaseczno

Map of exploited-out part of Piaseczno deposit

1 — otwory rozpoznawcze; 2 — wyeksploatowana część złoża; 3 — nie wybrana część złoża; 4 — skały otaczające złoża (wapienie płonne, gipsy); 5 — wyspa gipsowa w obrębie złoża stwierdzona w trakcie eksploatacji
 1 — reconnaissance boreholes; 2 — exploited-out part of deposit; 3 — remaining part of deposit; 4 — rocks surrounding deposit (barren limestones, gypsum); 5 — gypsum island within the deposit found in the course exploitation

niezwykle daleko idącym uproszczeniem. W przypadku występowania zmienności nielosowej dokładność oszacowania zasobów jest z reguły wyższa niż oceniona za pomocą wzoru [18]. W przypadku złóż siarki wykazano (M. Nieć, 1973), że zmienność zasobności jest złożona i wyraźnie zaznacza się w niej składnik nielosowy, dający się opisać za pomocą wielomianów 2, 3 lub 4 stopnia. Przy występowaniu takiej zmien-

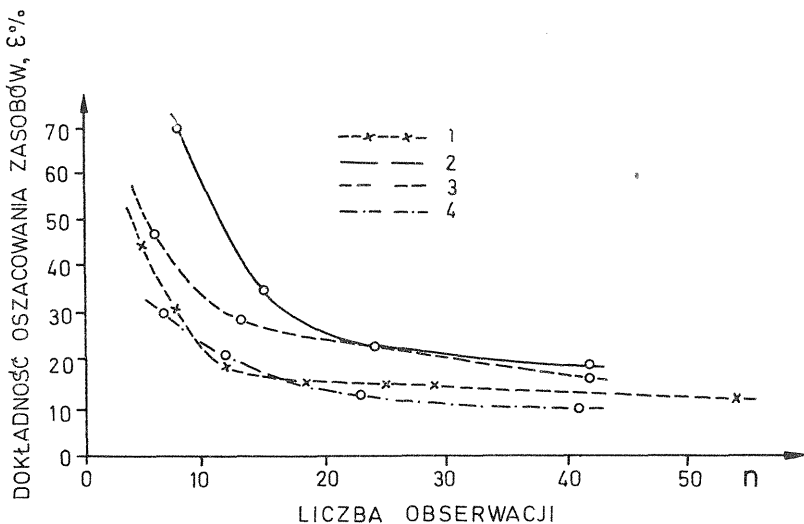


Fig. 6. Zależność dokładności szacowania zasobów od ilości obserwacji
 Dependence of accuracy of resource estimation on the number of observations

1 — Grzybów, pole D; 2 — Grzybów, pole C; 3 — Jeziórko, pole B; 4 — Jeziórko, pole A
 1 — Grzybów, field D; 2 — Grzybów, field C; 3 — Jeziórko, field B; 4 — Jeziórko, field A

ności nielosowej za miarę dokładności szacowania zasobów można przyjąć wielkość odchyłek wartości obserwowanych od określonych za pomocą funkcji aproksymującej. Dokładność ta zależy od stopnia dopasowania funkcji opisującej zmienność nielosową (trend) do danych obserwacyjnych. Miarą tego stopnia jest współczynnik determinacji:

$$\eta = \left(1 - \frac{\sum_{tr}^2}{\sum_s^2}\right) 100 \quad [19]$$

gdzie: \sum_{tr}^2 – suma kwadratów odchyłek wartości obserwowanych od aproksymowanych za pomocą funkcji opisującej trend; \sum_s^2 – suma kwadratów odchyłek wartości obserwowanych od wartości średniej.

Zakładając, że odchyłki od funkcji aproksymującej opisują losowy składnik zmienności, dokładność oszacowania zasobów można wyrazić:

$$\varepsilon_{ql} = \frac{t\sqrt{\sum_{tr}^2}}{N} = \frac{t\sqrt{\sum_s^2}}{N} \sqrt{\left(1 - \frac{\eta}{100}\right)} \quad [20]$$

lub

$$\varepsilon_{ql}\% = \frac{t\sqrt{\sum_{tr}^2}}{\bar{g}N} 100 = \frac{tV_q}{\sqrt{N}} \sqrt{1 - \frac{\eta}{100}} \quad [21]$$

We wzorze tym składnik $\sqrt{1 - \frac{\eta}{100}}$ powoduje, że $\varepsilon_{ql}\% < \varepsilon_q\%$. W tabeli 7 zestawiono wartości $\varepsilon_{ql}\%$ dla fragmentu złoża Jeziórko, na którym przeprowadzono aproksymację zasobności.

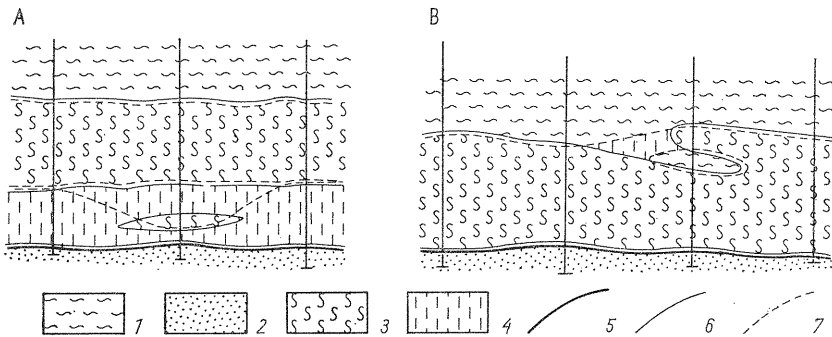


Fig. 7. Warianty wyznaczania granic złoża w przekroju
Various techniques of delineating deposit boundaries in the cross-section

A – w przypadku występowania płonnych wapieni w spągu złoża; B – w przypadku silnego skrasowienia złoża; 1 – ility margliste (warstwy pektenowe); 2 – warstwy baranowskie; 3 – wapień siarko-nośne; 4 – wapień ponne; 5 – strop warstw baranowskich; 6 i 7 – warianty przebiegu granic złoża
A – for the case of deposit underlayed by barren limestones; B – for the case of heavily karstified deposit; 1 – marly clays (Pecten beds); 2 – Baranów beds; 3 – sulphur-bearing limestones; 4 – barren limestones; 5 – top of Baranów beds; 6-7 – variants of the course of deposit boundaries

BŁĘDY ANALOGII

Złoża siarki charakteryzują się prostą budową pokładową i w zasadzie nie są tektonicznie zaburzone. Interpretacja tej budowy nie nastęrcza zwykle trudności. Trudności takie mogą jedynie wystąpić w przypadku silnego skrasowienia złoża

Tabela 7

Dokładność szacowania zasobów

Model zmienności zasobności	Współczynnik determinacji %	Dokładność oszacowania zasobów % z prawdopodobieństwem 0,95
losowy	—	17,9
wielomian 1-go stopnia	14,4	14,8
wielomian 2-go stopnia	29,9	12,2
wielomian 3-go stopnia	67,1	9,2
wielomian 4-go stopnia	77,2	8,22

lub gdy w profilu osadów chemicznych występują płonne wapienie z przewarstwieniami wapieni siarkonośnych (fig. 7). W obu przypadkach w zależności od przyjętego sposobu interpretacji granic złoża otrzymamy różne wielkości zasobów. Różnice te są — jak wskazuje praktyka — niewielkie, a ich wpływ na ostateczny wynik obliczeń znikomy, gdyż zjawiska takie jak przedstawiono na fig. 7 występują sporadycznie. W zasadzie można przyjąć, że błędy analogii przy obliczaniu zasobów polskich złóż siarki nie występują.

WNIOSKI

Omówione rodzaje błędów popełnionych przy obliczeniu zasobów w różnym stopniu wpływają na wyniki obliczeń. Są one ponadto wzajemnie powiązane.

Błędy reprezentacyjności zawierają w sobie błędy techniczne, które w mniejszym lub większym stopniu wpływają na obserwowaną zmienność parametrów.

Wielkość błędów geometryzacji zależy od stopnia poznania budowy złoża, zwłaszcza nielosowej zmienności parametrów. W zależności od przyjętego modelu tej zmienności w różny sposób kształtują się też błędy reprezentacyjności, co ilustruje tab. 7. Na wielkość błędu reprezentacyjności wpływają również błędy analogii, wynikające z różnych interpretacji budowy złoża.

Wzajemnych związków między tymi błędami nie sposób ocenić ilościowo, gdyż nieznaną jest rzeczywista postać bryły złożowej. Uniemożliwia to też ocenę błędu sumarycznego. Wydaje się jednak, że nie powinien on być większy od obliczonego za pomocą wzoru [18], gdyż błędy reprezentacyjności w dużej mierze zawierają w sobie pozostałe rodzaje błędów.

PIŚMIENNICTWO

- BLAJDA R., NIEĆ M., SKÓRSKI W. (1975) — Zmiany zawartości siarki w próbkach rudy pod wpływem wietrzenia. *Kwart. geol.*, **19**, p. 691 — 700, nr 3. Warszawa.
- DOMAGAŁA J. (1972) — Projekt zasad ustalania przemysłowych zasobów złóż siarki Grzybów — Gacki przeznaczonego do eksploatacji metodą podziemnego wytapiania. *Arch. PSGSChem, Hydrokop.* Kraków.
- GUZIEL A. (1961) — Analiza dokładności ustalania ilości zasobów. *Prz. geol.*, **9**, p. 138 — 141, nr 3; p. 196 — 201, nr 4. Warszawa.
- GY P. (1966) — Poids à donner a un échantillon Abaques d'échantillonnage. *Revue de l'Ind. Minérale*, **38**, nr 636.
- NIEĆ M. (1973) — Dokładność i metodyka obliczenia zasobów złóż siarki dla potrzeb eksploatacji metodą podziemnego wytapiania, *Arch. OBR Siarkopol. Machów.*
- NIEĆ M., NIEMCZYK J. (1965a) — Zmienność i rozpoznanie złoża siarki. *Prz. geol.*, **13**, p. 267 — 270, nr 6. Warszawa.
- NIEĆ M., NIEMCZYK J. (1965b) — Niektóre zagadnienia geometryzacji i obliczania zasobów. *Mat. Konf. Geometryzacja złóż*, p. 101 — 109. SiTG. Katowice.
- PIĄTKOWSKI J. (1966) — Statystyczne szacowanie dokładności ustalania zasobów złóż kopalni stałych. *Prz. geol.*, **14**, p. 304 — 308, nr 7. Warszawa.
- RYBICKI S. (1973) — Geologiczno-inżynierskie problemy otworowej eksploatacji siarki. *Zesz. Nauk. AGH. Geologia*, p. 1—10, z. 20. Kraków.
- SMYRSKA A. (1962) — Złoże siarki w Piasecznie i jego zmienność na podstawie opróbowania wierceniami i próbek pobieranych w czasie eksploatacji. Kryteria opróbowania reprezentacyjnego. *Arch. Inst. Hydrog. i Geol. Inż. AGH.* Kraków.
- STAPOREK A. (1963) — Charakterystyka złoża siarki na podstawie otworów wyprzedzających i metodyka pomniejszania próbek z nich pobieranych. *Arch. Inst. Hydrog. i Geol. Inż. AGH.* Kraków.
- TOMCZYŃSKI J., WITEK K. (1973) — Ocena dokładności opróbowania złóż siarki. *Arch. Inst. Hydrog. i Geol. Inż. AGH.* Kraków.
- АЛЬБОВ М. Н., БЫБОЧКИН А. М. (1973) — Рудничная геология. Москва.
- АРЕНС В. Ж., ПОЛКУНОВ В. Ф., КУПАРОВ Ю. Ф. (1969) — Плотность скважин при детальной и эксплуатационной разведке серных месторождений под их разработку методом ПВС. *Труды ГИГХС*, вып. **19**. Москва.
- КАЗАКОВСКИЙ Д. А. (1948) — Оценка точности результатов в связи с геометризацией и подсчетом запасов месторождений. Москва.
- ЛАЗАРЕВ И. С. (1969) — Рудничная геологическая служба на Гаурдакском месторождении и достоверность его разведки. В сб: *Геология месторождений самородной серы*. Москва.
- ОТРЕШКО А. И. (1961) — Разведочная сетка и достоверность буровой разведки средне-волжских серных месторождений. *Труды ГИГХС*, вып. 6, Самородная сера. Москва.
- СМИРНОВ В. И., ПРОКОФЕВ А. П., БОРЗУНОВ В. М., ДЮКОВ А. И., ЖДАНОВ А. М., ЛЮБИМОВ И. А., НЕКИПЕЛОВ В. Э., ПЛОТНИКОВ Н. А. (1961) — Подсчет запасов месторождений полезных ископаемых. Москва.

Мареk НЕЦЬ

ТОЧНОСТЬ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ И ПОДСЧЕТА ЗАПАСОВ МЕСТОРОЖДЕНИЯ САМОРОДНОЙ СЕРЫ

Резюме

Ошибки, которые могут иметь место при подсчете запасов месторождения серы, можно отнести к четырем группам: 1 — технические ошибки измерения параметров месторождения; 2 — ошибки представительности, допускаемые в связи с неполной информацией о параметрах месторождения, ввиду их изменчивости; 3 — ошибки геометризации, в результате принятого способа геометризации месторождения при подсчете запасов; 4 — ошибки аналогии, допускаемые ввиду принятия определенной концепции интерпретации строения месторождения.

Технические ошибки могут быть случайными и систематическими. Ошибка измерения мощности возникает из-за неполного отбора керна (фиг. 1) и при отборе керна в 70% составляет 0,2 м. При определении содержания серы могут иметь место случайные ошибки при отборе проб (связанные с неполным отбором керна), подготовке их для анализа и в процессе анализа. Они составляют соответственно около 2%, около 1% и около 4%. Суммарную ошибку определения содержания серы в пробе можно принять равной около 4,5%. Ошибка определения содержания серы в разрезе месторождения меньше пропорционально количеству отобранных проб и составляет 1—1,5%. Определение содержания серы может иметь систематическую погрешность в результате выкрашивания серы из керна (таб. 1) и в результате выветривания керна. Она может достигать примерно —10%.

Точность определения объемного веса составляет 0,03—0,06 т/м³. Он может содержать систематическую ошибку, вследствие пространственной дифференциации этого параметра, достигающую примерно 0,4 т/м³. Точность измерения поверхности зависит от точности локализации точек на карте и от самого измерения. Она зависит от масштаба карты и величины измеряемой поверхности (фиг. 4). Относительная точность подсчета запасов в силу имеющихся случайных технических ошибок может составлять до 10%.

Точность геометризации, определяемая путем сравнения результатов подсчетов запасов, произведенных различными методами (таб. 5), может достигать 7%.

Ошибка репрезентативности, возникающая в результате неполной информации о параметрах месторождения, зависит от естественной изменчивости параметров и степени изученности месторождения (количество разведочных точек). Если принять, что изменчивость запасов месторождения случайна то при разведке месторождения 40—50 скважинами точность определенная по формуле [17] составляет 10—20% (таб. 6). Практика эксплуатации подтверждает эту величину (фиг. 5). Если в наблюдаемой изменчивости параметров месторождения четко видна не случайность, точность подсчета запасов возрастает (таб. 7).

Ошибки аналогии в случае месторождений серы имеют подчиненное значение. Возможные случаи их возникновения показаны на фиг. 7. Они относятся к месторождению, где имеет место воздействие вторичных карстовых процессов.

Marek NIEĆ

ACCURACY OF MEASUREMENTS OF DEPOSIT PARAMETERS AND ESTIMATION OF SULPHUR DEPOSITS RESERVES

Summary

Errors which may occur in estimations of sulphur deposit resources fall into four groups: 1 — technical errors connected with measurements of deposit parameters, 2 — errors of representativity connected with incomplete information on deposit parameters, because of their variability, 3 — geometrization errors connected with the accepted mode of geometrical presentation in the course of estimating deposit resources, 4 — errors of analogy, connected with acceptation of a definite concept of interpretation of deposit structure.

Technical errors may be random and systematic. Error in thickness measurement results from incomplete retrieval of core (Fig. 1), equalling 70%. It amounts up to 0,2 m Random errors connected with estimating sulphur content may result during sample collecting due to the not complete retrieval of core, its preparation to analysis, and from the analysis itself; they equal about 2%, 1%, 4%, respectively. Cumulative error in estimating sulphur content in a sample may be estimated at about 4.5%. Error in estimations of sulphur content in a deposit profile is inversely proportional to the number of section samples collected and it equals 1 — 1.5%. Estimations of sulphur content may be encumbered with systematic errors resulting from crumbling away sulphur from the core (Table 1) and from weathering of core (formula 3); the systematic error may approach to up 10%.

Accuracy of estimations of bulk density, equalling 0.03 — 0.06 t/m³. It may be also encumbered by systematic error resulting from spatial differentiation of that parameter, approaching 0.4 t/m² Accuracy of surface measurement depends on that of location of points on map as well as on measurement accuracy itself, depending on map scale and size of the surface measured (Fig. 4). Relative accuracy of estimation of resources may approach 10% on account of technical errors introduced.

Accuracy of geometrization, estimated by comparing reserves results of calculations made by various techniques (Table 5) may approach 7%.

Representativeness error, resulting from incomplete information about deposit parameters depends on natural variability of these parameters and on the knowledge of the deposit (number of reconnaissance points). If there is a random variability of deposit parameters and the number of reconnaissance boreholes equals 40 — 50 the accuracy estimated using the formula [17] will be equal 10 — 20% (Table 6). The exploitation practice gives support to such estimation (Fig. 5). When there is a marked non-random component in the observed variability of deposit parameters, the accuracy of estimations will increase (Table 7).

Errors of analogy are of secondary importance in the case of sulphur deposits. Figures 7 present the cases when such errors may be expected. The appears to be connected with areas subjected to the action of secondary karst processes.