

DOKŁADNOŚĆ SZACOWANIA ZASOBÓW PACYFICZNYCH KONKRECJI POLIMETALICZNYCH W OBSZARZE IOM

ACCURACY OF ESTIMATION OF POLYMETALLIC NODULES RESOURCES IN THE PACIFIC IN THE IOM AREA

Ryszard Kotliński - Uniwersytet Szczeciński

Jacek Mucha, Monika Wasilewska-Błaszyk – Wydział Geologii, Geofizyki i Ochrony Środowiska, AGH Kraków

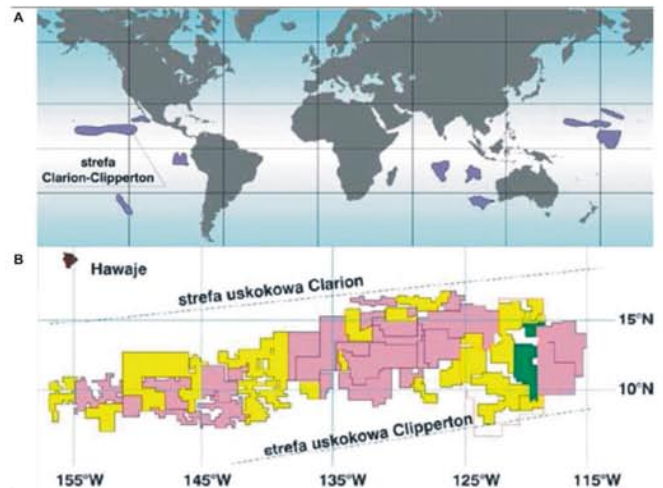
Porównano wyniki dwóch etapów opróbowania fragmentu złoża konkrecji polimetalicznych na Pacyfiku w obszarze działalności gospodarczej Interoceanmetal (IOM). Na ich podstawie stwierdzono satysfakcjonującą zgodność oszacowań zasobów konkrecji oraz opisów cech zmienności parametrów złożowych, a w szczególności geostatystycznych modeli struktury zróżnicowania konkrecyjności, regresyjnych modeli liniowej zależności zasobności konkrecji i zasobności czterech najcenniejszych metali (Mn, Ni, Cu i Co). Stosując geostatystyczną procedurę krigingu zwyczajnego wyznaczono wielkości teoretycznych standardowych błędów oszacowań zasobów konkrecji i metali w wydzielonych kilkudziesięciu polach rudnych. Mediany tych błędów z przedziału 25 – 30% świadczą generalnie o małej dokładności oszacowań zasobów na obecnym etapie rozpoznania złoża w pojedynczych polach rudnych. Zadowalającej dokładności oszacowań zasobów konkrecji i metali, z błędem rzędu 5%, można oczekiwać dopiero w skali całego rozpatrywanego fragmentu złoża.

The results of two phases of sampling in a part of polymetallic nodules deposits in the Pacific have been compared. The assessments of nodules resources for data of both sampling are very close. The second sampling fully confirmed the main features of nodules accumulation variability in the whole deposit and especially: a predominant contribution of the random component to the total variability, small range of autocorrelation (10 km), weak anisotropy of variability in the great scale of observation (over 50 km), extremely irregular and complex shape of the deposits. The estimation accuracy of the nodule resources evaluated geostatistically with the method of ordinary kriging and expressed as the kriging standard error is low (with median 27%) for individual ore field and satisfying for whole studied part of the deposit (5%).

Wprowadzenie

Szacowanie zasobów konkrecji polimetalicznych występujących na dnie oceanów jest w polskiej literaturze zagadnieniem stosunkowo nowym. Problemy i uwarunkowania poprawnego szacowania zasobów konkrecji w obszarze IOM na Pacyfiku zostały szerzej opisane we wcześniejszej publikacji [4]. Interoceanmetal Joint Organization (IOM) jest organizacją międzyrządową z siedzibą w Szczecinie, która od 2001r ma status tzw. kontraktora Międzynarodowej Organizacji Dna Morskiego powołanej przez ONZ [3]. Obecnie, członkami IOM jest sześć państw: Bułgaria, Czechy, Kuba, Polska, Rosja i Słowacja. IOM posiada dwie działki wydobywcze o łącznej powierzchni 75 000 km² zarejestrowane w polu Clarion – Clipperton na Pacyfiku (około 1000Mm na zachód od Meksyku), w obrębie których ma wyłączne prawo do prowadzenia działalności gospodarczej (rys. 1). Konkrecje zbudowane są głównie z tlenków oraz wodorotlenków Fe i Mn. Zawierają jednak wiele innych cennych pierwiastków. Ich szczególną zaletą jest współwystępowanie i wysoka koncentracja 4 metali: Mn, Ni, Cu, Co, gwarantujące przyszłym producentom dużą stabilność ekonomiczną. Przewiduje się, że zainteresowanie złożami podoceanicznymi będzie wzrastać w miarę wyczerpywania się zasobów ich odpowiedników lądowych, a początek eksploatacji nastąpi około 2020 r.

Trudności szacowania zasobów konkrecji polimetalicznych wynikają ze specyfiki ich występowania i możliwości opróbowania. Do podstawowych czynników wpływających



Rys. 1. Lokalizacja działek wydobywczych IOM (kolor zielony) w strefie występowania pacyficznych konkrecji polimetalicznych w strefie uskokuwej Clarion – Clipperton [2]

Fig. 1. Location of IOM area (green color) in the deposits of polymetallic nodules in the Clarion – Clipperton fracture zone [2]

na dokładność oszacowań należą:

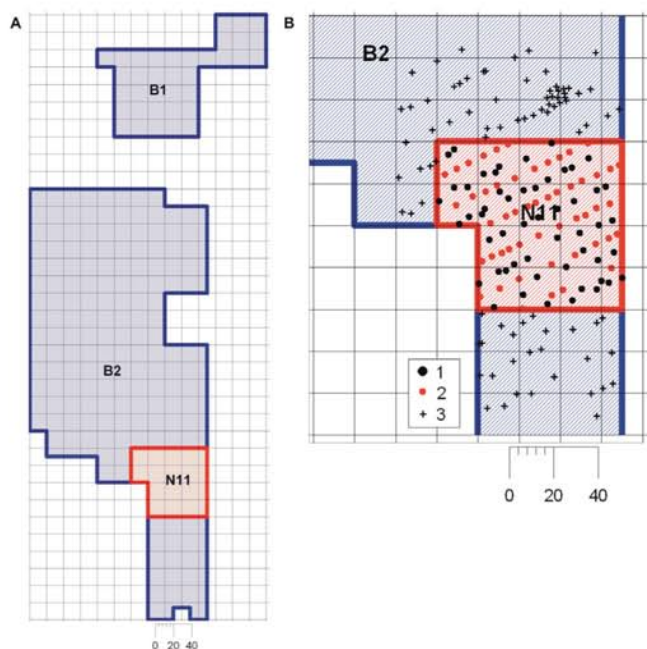
- ogromny zasięg poziomy złóż skutkujący stosunkowo rzadką siecią opróbowania (11-15 km) niesprzyjającą skonstruowaniu wiarygodnego modelu zróżnicowania zasobności konkrecji w małej skali obserwacji (rzędu pojedynczych kilometrów),
- duża głębokość występowania złóż (ponad 4 km), co sprawia, że opróbowanie jest technicznie skompliko-

wane i czasochłonne,

- skrajnie nieregularny i złożony kształt obszarów złożowych (pól rudnych) wynikający z konieczności spełnienia warunków opłacalności i technicznych możliwości eksploatacji,
- znaczna zmienność zasobności kongrecji z dominującym składnikiem losowym zmienności i małym zasięgiem autokorelacji.

Rozpoznanie i opróbowanie złoża

Obszar IOM obejmuje dwie działki wydobywcze: południową (B2) o powierzchni ok. 60 000 km² i północną (B1) o powierzchni około 15 000 km² (rys. 2A). Ich rozpoznanie prowadzone jest przy zastosowaniu teleprofilowania zdjęciowego i akustycznego oraz opróbowania wykonywanego przy zastosowaniu czerpaków skrzynkowych (boxcorer) (rys. 3). Wielkość pobieranych prób limitowana jest pojemnością czerpaków, których poprzeczne rozmiary i głębokość wynoszą: 50x50x50 cm. W rejonie B2 pobrano 516 prób natomiast w rejonie B1 54 próby. Pomimo nieregularnej sieci opróbowań pokrycie obszaru próbnymi jest w miarę równomierne z przeciętnymi, w sensie statystycznym, rozstawami prób około 11 km w rejonie B2 i 15 km w rejonie B1.



Rys. 2. Rejony wydobywcze IOM (B1 i B2) i lokalizacja rejonu badań N11 (A) oraz mapa opróbowania poligonu N11 w dwóch fazach rozpoznania (B) (podziałka liniowa w km)

Fig. 2. Location of polygon N11 in the IOM area (B1 and B2) (A) and map of sampling sites in polygon N11 at the two phases of exploration (B)

Objaśnienia: 1 – pierwsza faza opróbowania poligonu N11 (2006), 2 – druga faza opróbowania poligonu N11 (2009), 3 – opróbowanie w otoczeniu poligonu N11 w pierwszej fazie (2006)

Wcześniejsze badania geostatystyczne rejonu B2 [4] wykazały, że:

- w strukturze zmienności zasobności kongrecji dominuje składnik losowy, który stanowi około 70% całkowitej zmienności parametru,
- zasięg autokorelacji zasobności kongrecji jest mały



Rys. 3. Opróbowanie złoża kongrecji polimetalicznych - z lewej: przyrząd do opróbowania (czerpak skrzynkowy – boxcorer), z prawej: próbki pobrane z dna Pacyfiku [2]

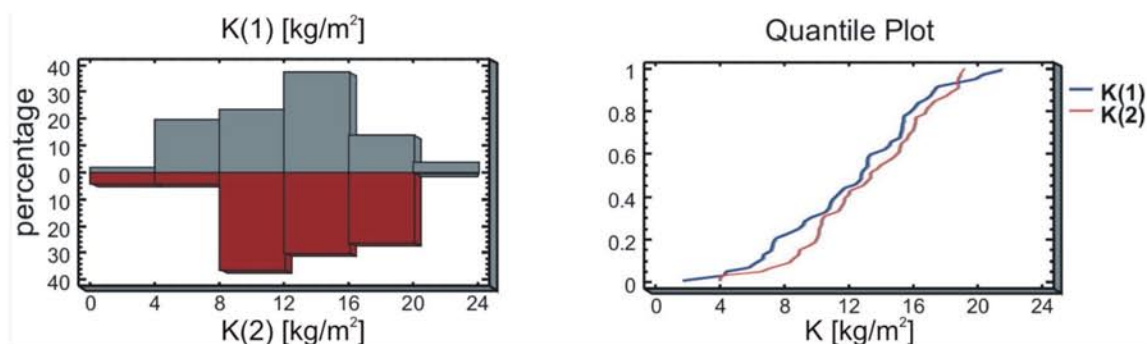
Fig. 3. Sampling of polymetallic nodules deposit - on the left: boxcorer, on the right: samples taken from ocean bottom

(rzędu 10 km), co oznacza, że prawidłowości zmian w przestrzeni złożowej są słabo zaznaczone,

- w dużej skali obserwacji (rzędu 100 km) zaznacza się słaba anizotropia zmienności zasobności z południkowym kierunkiem minimalnej i równoleżnikowym kierunkiem maksymalnej zmienności,
- pola rudne cechują się złożonymi kształtami i skomplikowanym przebiegiem granic, co wynika z konieczności równoczesnego spełnienia wymagań odnośnie do minimalnej zasobności kongrecji oraz wykluczenia ze względów technicznych partii złoża na skłonach dna oceanicznego o nachyleniu powyżej 7°,
- dokładność szacowania zasobów zarówno w parcelach uznanych za elementarne (0,5x0,5 km) oraz wydzielonych polach rudnych jest mała, co potwierdzają wysokie medialne wartości standardowego błędów krigingu z przedziału 30 – 35%,
- szacowanie zasobów metali występujących w kongrecjach nie wymaga stosowania indywidualnych procedur obliczeniowych z uwagi na silną korelację liniową wiążącą zasobności metali i kongrecji (ze współczynnikiem korelacji >0,95); w tej sytuacji dokładność szacowania zasobów metali na podstawie liniowych modeli regresji jest praktycznie zdeterminowana dokładnością szacowania zasobów kongrecji,
- dokładności szacowania średnich, procentowych zawartości metali są wysoce satysfakcjonujące z błędami standardowymi, z reguły mniejszymi od 10%, co jest konsekwencją stabilności składu chemicznego kongrecji i związanej z nią bardzo małej zmienności zawartości procentowej metali ze współczynnikiem zmienności rzędu 10%.

Metodyka oceny dokładności oszacowań

Dokonane po pierwszej fazie opróbowania oceny dokładności oszacowań zasobów kongrecji w obszarze IOM [4] wyrażone za pomocą teoretycznych, relatywnych błędów standardowych krigingu są jedynie prognozami rzeczywistych wielkości błędów. Weryfikacja poprawności prognozowanych błędów możliwa jest na drodze praktycznej przez porównanie zasobów kongrecji oszacowanych w danej partii złoża z zasobami wyeksploatowanych z tej partii. Na etapie rozpoznania złoża możliwa jest jedynie przybliżona weryfikacja prognoz wielkości błędów oparta na wynikach rozpoznania zagęszczającego. W przypadku obszaru IOM było to możliwe dzięki bardziej szczegółowemu



Rys. 4. Histogramy i wykresy kwantylowe zasobności konkrecji (K) dla danych pierwszej (1) i drugiej (2) fazy opróbowania poligonu N11
Fig. 4. Histograms and quantile plots of nodule accumulations (K) for the data of the first (1) and the second (2) phase of sampling of polygon N11

rozpoznaniu w 2009 r. fragmentu rejonu B2, w obrębie poligonu N11 o powierzchni około 5 000 km² (rys. 2B).

Podstawę oceny dokładności oszacowań zasobów konkrecji w poligonie N11 stanowiły wyniki opróbowania złoża wykonanych:

- w roku 2006 (1. faza opróbowania – pobranie 51 prób) oraz
- w roku 2009 (2. faza opróbowania – pobranie 50 prób).

Przedmiotem bezpośredniej analizy była zasobność konkrecji, czyli masa konkrecji przypadająca statystycznie na 1 m² powierzchni dna oceanicznego i w mniejszym zakresie zawartości i zasobności 4 metali: Co, Cu, Mn i Ni.

Dla porównania wyników dwóch faz opróbowania poligonu N11 zastosowano metody statystyczne i geostatystyczne [5]. Badania obejmowały:

- 1) liczbą charakterystykę zmienności zasobności konkrecji,
- 2) porównanie rozkładów i średnich oszacowań zasobności według danych z dwóch faz opróbowania za pomocą testu Kołmogorowa - Smirnowa i t - Studenta [1],
- 3) określenie siły korelacji i postaci modeli zależności zasobności konkrecji i metali,
- 4) modelowanie struktury zmienności zasobności konkrecji za pomocą semiwariogramów teoretycznych dla połączonych danych obu faz opróbowania i danych z najbliższego otoczenia poligonu N11,
- 5) porównanie oszacowań zasobności w blokach 20x20 km dokonanych metodą krigingu zwyczajnego oddzielnie dla danych dwóch faz opróbowania za pomocą testu t - Studenta dla par skorelowanych [6].

Wyniki badań

Porównanie wyników opróbowania dla obu faz pokazuje, że oszacowania średnich zasobności konkrecji w całym poligonie N11 są bardzo zbliżone, a ich różnica względna wynosi zaledwie około 7%. Jest ona nieznaczna zważywszy na stosunkowo małą wielkość pobieranych prób i dużą zmienność lokalną parametru. Zastosowane testy statystyczne również nie dają podstaw do odrzucenia hipotez o normalności rozkładów, równości średnich oszacowań oraz identyczności rozkładów prawdopodobieństwa (rys. 4, tab. 1). Można więc uznać, że rezultaty pierwszego etapu opróbowania całego poligonu N11 znajdują generalnie pełne potwierdzenie w rezultatach drugiego etapu opróbowania. Uzasadnia to scharakteryzowanie rozpatrywanej partii złoża dla połączonych zbiorów danych obu etapów opróbowania. Zmien-

ność względna zasobności konkrecji jest umiarkowana, o czym świadczy mała wartość współczynnika zmienności $v=33\%$ (tab. 1). Jest ona znacznie mniejsza niż zmienność tego parametru w całym rejonie B2, dla którego wynosi $v=60\%$. Jest to zapewne związane ze słabo zaznaczonym regionalnym trendem zmian zasobności konkrecji w dużej skali obserwacji.

Tab. 1. Statystyka zmienności zasobności konkrecji (K) w poligonie N11 dla dwóch faz opróbowania: (1) -2006 r. (2) - 2009 r.

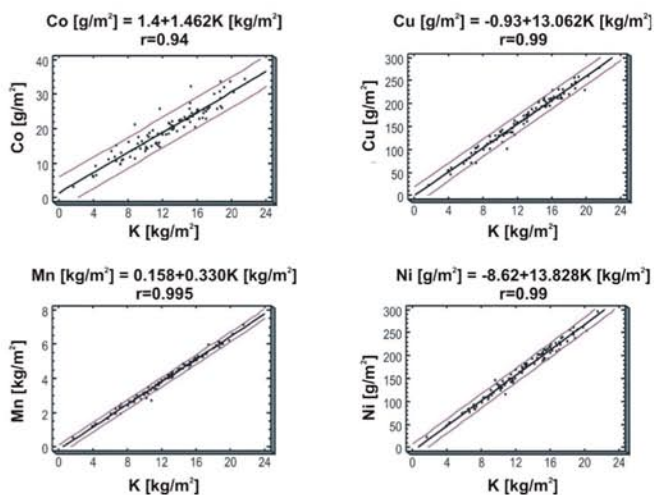
Tab. 1. Statistics of nodule accumulations variability (K) in the polygon N11 for the two phases of sampling: (1) – 2006, (2) – 2009

Statystyka	K(1)	K(2)	K(1+2)
Liczba prób	51	50	101
Współczynnik zmienności [%]	37	30	33,4
g_{1st}	-0,50	-1,04	-1,16
g_{2st}	-0,71	-0,75	-1,02
test t-	P=0,28 (+) (dla $\alpha=0,05$)		-----
test K - S	P=0,57 (+) (dla $\alpha=0,05$)		-----

Objaśnienia: g_{1st} , g_{2st} – odpowiednio: standaryzowane współczynniki asymetrii i ekscesu (brak podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu gdy : $g_{1st} < 2$ i $g_{2st} < 2$), t – test Studenta równości średnich („+” – brak podstaw do odrzucenia hipotezy o równości średnich), K – S – test Kołmogorowa – Smirnowa („+” – brak podstaw do odrzucenia hipotezy o identyczności rozkładów)

Zasobność czterech podstawowych metali (Co, Cu, Mn, Ni) wykazuje bardzo silną korelację liniową z zasobnością konkrecji, ze współczynnikami korelacji Pearsona $r>0,94$. Stanowi to kolejne potwierdzenie tej prawidłowości stwierdzonej dla całego rejonu B2 i wynika ze stabilności składu procentowego metali w konkrecjach. Oznacza to również, możliwość szybkiego szacowania zasobności tych metali w oparciu o modele regresji liniowej (rys. 5).

Geostatystyczny opis zróżnicowania zasobności konkrecji (rys. 6) ujawnia dużą zbieżność cech zmienności tego parametru w obrębie poligonu N11 i całego rejonu B2. Wyraża się ona dominacją zmienności lokalnej, tożsamej ze składnikiem losowym zmienności oraz stosunkowo słabo zaznaczoną anizotropią zmienności, wyraźniej zaznaczoną dopiero w dużej skali obserwacji (> 50 km). Zbliżony do południkowego kierunek minimalnej zmienności jest zgodny z kierunkiem wydłużenia



Rys. 5. Modele liniowe zależności zasobności metali (Cu, Co, Mn, Ni) i kongrecji (K)

Fig. 5. Linear models of dependence of metals (Cu, Co, Mn, Ni) accumulations and nodules accumulation (K)

Objaśnienia: r – współczynnik korelacji liniowej.

pół rudnych (rys. 7).

Geostatystyczna procedura krosvalidacyjna wykazała, że anizotropowy model struktury zmienności zasobności kongrecji (rys. 6) nie prowadzi do polepszenia oszacowań w porównaniu z modelem izotropowym. Z tego względu ten ostatni model zastosowano w geostatystycznej procedurze krigingu zwyczajnego do oszacowań zasobów kongrecji i oceny dokładności oszacowań za pomocą tzw. błędów standardowych krigingu w 14 blokach o rozmiarach 20x20 km, oddzielnie dla danych obu faz opróbowania.

W procedurze szacowania uwzględniano wszystkie obserwacje, które znalazły się w kole wyszukiwania danych o promieniu 15 km, odmierzonym od środków bloków obliczeniowych. Przyjęcie takich rozmiarów bloków obliczeniowych i wielkości kołowej strefy zliczania danych wynikało z konieczności zapewnienia odpowiedniej liczby pomiarów. Rozpatrywanie w tej sytuacji mniejszych bloków jest nieracjonalne z uwagi na słabo zaznaczony nielosowy składnik zmienności. Dla zbadania zgodności wyników obu faz opróbowania, dla każdego bloku obliczono różnice oszacowań, które przeanalizowano

Tab. 2. Statystyka różnic oszacowań zasobności kongrecji w blokach 20x20 km dla danych dwóch faz opróbowania poligonu N11 (1-2006 r., 2 – 2009 r.)

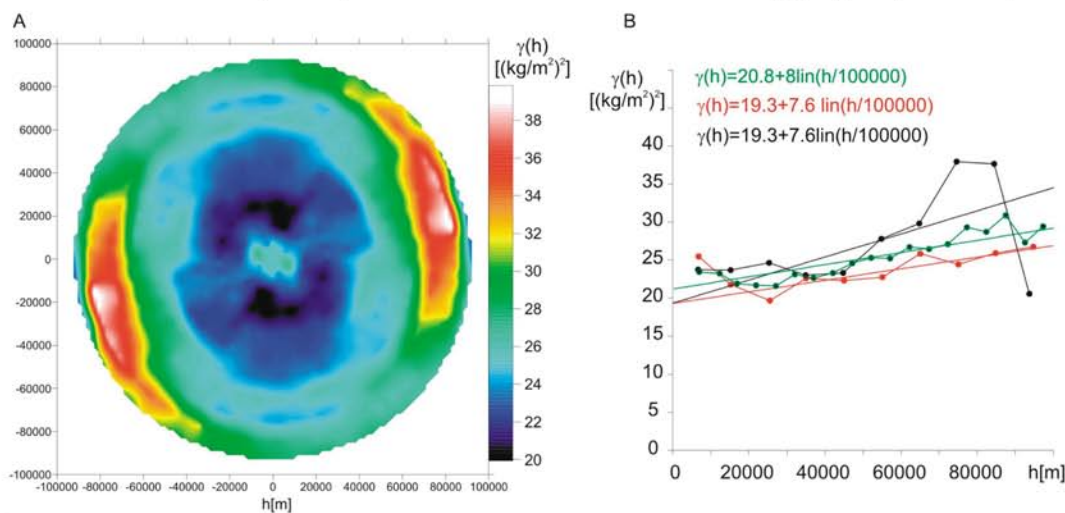
Tab. 2. Statistics of differences of estimation of nodule accumulations within blocks 20x20 km for the data of the two phases of sampling of polygon N11 (1 – 2006, 2 – 2009)

Statystyka	$K^*(2) - K^*(1)$
Liczba bloków	14
Mediana różnic [kg/m ²]	0,3
Mediana różnic względnych	2,8%
Mediana różnic absolutnych	12,6%
Wartość minimalna [kg/m ²]	-2,07
Wartość maksymalna [kg/m ²]	3,69
Test normalności: g_{1st} / g_{2st}	0,47 (+) / -1,06 (+)
Test t-Studenta dla par skorelowanych (H_0 : średnia różnica równa zero)	P = 0,40 „+” dla $\alpha = 0,05$
Mediana i zakres RKSD (1)	14,7% (12,2 – 18,2)%
Mediana i zakres RKSD (2)	16,4% (10,4 – 28,0)%
Mediana i zakres RKSD (1+2)	11,0% (8,3 - 14,0)

Objaśnienia: g_{1st}, g_{2st} – standaryzowane współczynniki odpowiednio: asymetrii i ekscesu (gdym $g_{1st} < 2$ i $g_{2st} < 2$ można w praktyce założyć normalny rozkład różnic); (+) – brak podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu lub o różnicy oszacowań równej zero, RKSD – względne, prognozowane błędy standardowe oszacowań średniej zasobności (błędy krigingu)

statystycznie. Rozkład tych różnic nie odbiega od rozkładu normalnego (tab. 2), co uzasadnia zastosowanie testu t – Studenta dla par skorelowanych w celu ustalenia czy średnia różnica jest w sposób statystycznie istotny różna od zera, a więc czy występuje systematyczny błąd w oszacowaniach dla danych pierwszej i drugiej fazy opróbowania.

Statystyka różnic zamieszczona w tabeli 2 wskazuje, że mediana różnic względnych (odniesionych indywidualnie



Rys. 6. Indykatrysa zróżnicowania zasobności kongrecji (A) i semiwariogramy wraz z modelami (B) dla kierunków minimalnej (kolor czerwony) i maksymalnej zmienności (kolor czarny) oraz izotropowy model zmienności zasobności kongrecji (kolor zielony) w poligonie N11

Fig. 6. Map of directional semivariograms (A) and models of semivariograms for the direction of minimum variability (red line), of maximum variability (black line) and model of omnidirectional semivariogram (green line) of nodule accumulation in the polygon N11

do średnich oszacowań zasobności obu faz opróbowań) jest nieznaczna (2,8%). Znacznie większa, ale w pełni możliwa do zaakceptowania w praktyce, jest mediana absolutnych różnic (12,6%). Jak wynika z dokonanych obliczeń, brak jest podstaw do odrzucenia przypuszczenia, że średnia różnica jest równa zero, a zatem jako hipotezę roboczą można przyjąć brak błędu systematycznego w oszacowaniach zasobności konkretcji.

Stosując procedurę krigingu zwyczajnego oszacowano dla każdego bloku wielkości prognozowanych względnych błędów standardowych oszacowań średnich zasobności konkretcji i zarazem jej zasobów (tzw. błędy krigingu). Dla obu faz opróbowania traktowanych oddzielnie mediany tych błędów są zbliżone i wynoszą około 15%, natomiast dla połączonych zbiorów danych około 11%. Taką dokładność oszacowania na obecnym etapie rozpoznania można uznać za satysfakcjonującą.

Prognoza dokładności oszacowania zasobów w obrębie obszarów produktywnych

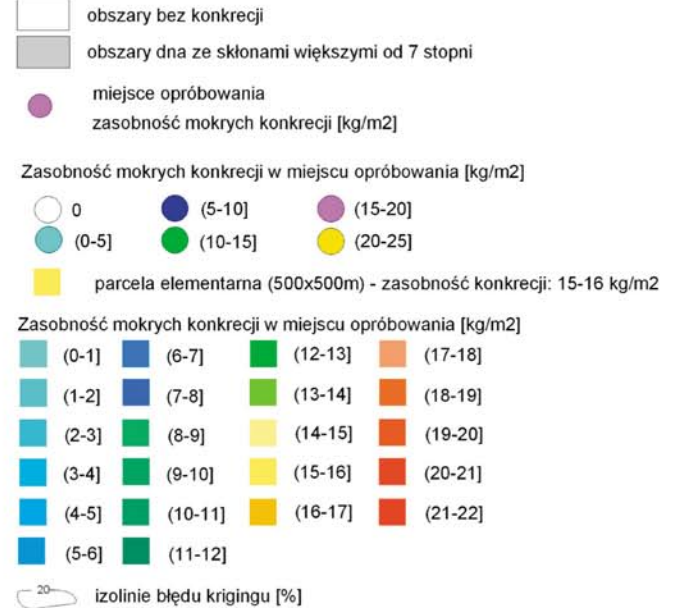
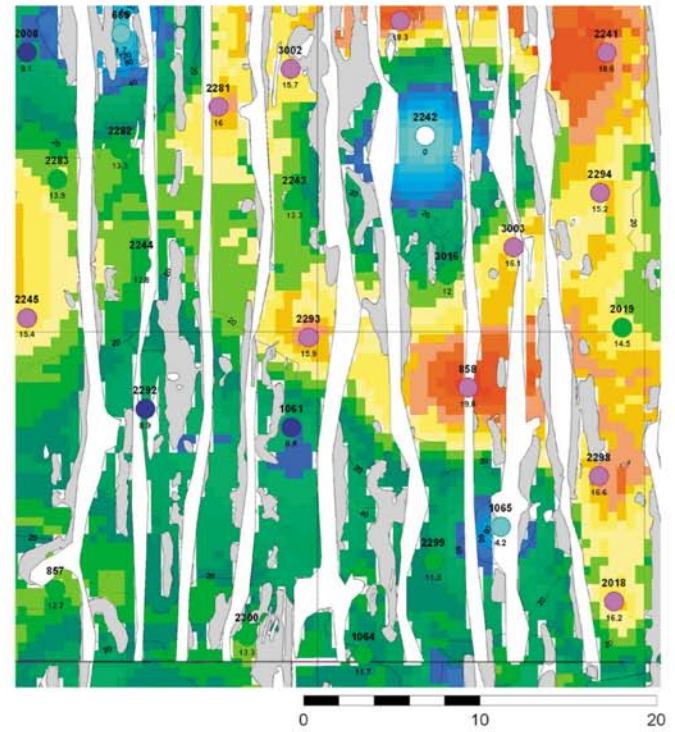
Pozytywne wyniki weryfikacji oszacowań zasobów konkretcji na podstawie dwóch faz opróbowania w blokach 20x20 km pozwalają mieć nadzieje na poprawne prognozowanie błędów oszacowań w obrębie obszarów produktywnych, które tworzą pola rudne pomniejszone o partie nie spełniające obecnie wymagań technicznych przyszłej eksploatacji tzn. o nachyleniu dna większym od 7°. Uwzględniając te uwarunkowania w rozpatrywanym poligonie N11 wyznaczono kilkadziesiąt takich produktywnych pól rudnych. Przykład ich rozmieszczenia w wybranym fragmencie poligonu N11 zilustrowano na rysunku 7. W obrębie tych pól przedstawiono rozkład przestrzenny zasobności konkretcji oszacowanych w parcelach elementarnych (0,5x0,5 km) oraz wielkości względnych błędów krigingu za pomocą izolinii.

W następnej kolejności oceniono wielkości błędów oszacowań zasobów konkretcji w granicach całych produktywnych pól rudnych. Wyjątkowo nieregularny przebieg granic pól rudnych utrudnia ich okonturowanie dla potrzeb oszacowania zasobów konkretcji. Zakres prognozowanych wartości błędów względnych oszacowań zasobów w poszczególnych polach rudnych jest bardzo szeroki z medianą 27% oraz kwartylami dolnym i górnym równymi odpowiednio 20 i 35%. Praktycznie, takie same wielkości błędów odnotowano przy szacowaniu zasobów metali, co jest następstwem wspomnianej wcześniej silnej korelacji liniowej zasobności metali i konkretcji.

W skali całego poligonu N11 geostatystyczna prognoza dokładności oszacowania zasobów konkretcji i metali z błędem standardowym 5% jest w pełni zadowalająca. Jeszcze wyższą dokładność uzyskano w przypadku oszacowania średnich, procentowych zawartości metali z błędami standardowymi rzędu 1%. Wynik ten potwierdza wysoką stabilność składu chemicznego wyrażającą się małą względną zmiennością zawartości metali.

Podsumowanie i wnioski

1. Rezultaty dwóch faz opróbowania poligonu N11 w obszarze IOM można uznać za zbieżne z punktu widzenia oszacowań zasobów konkretcji polimetalicznych. Stwierdzone różnice oszacowań są stosunkowo niewielkie i mogą być wytłumaczone naturalną zmiennością rozmieszczenia konkretcji na dnie oceanicznym i małymi



Rys. 7. Mapa zasobności konkretcji w polach rudnych fragmentu poligonu N11 (podziałka liniowa mapy w km)

Fig. 7. Map of nodule accumulation in the ore fields of the part of polygon N11 (scale in km)

rozmiarami pobieranych prób.

2. Powtórne opróbowanie potwierdziło również główne cechy zmienności rozmieszczenia konkretcji stwierdzone w całym rejonie B2 po pierwszej fazie opróbowań. Należą do nich między innymi: dominacja losowego składnika w całkowitej zmienności zasobności konkretcji, anizotropia zmienności tego parametru w większej skali obserwacji z kierunkiem minimalnej zmienności zgodnym z wydłużeniem pól rudnych, silna korelacja liniowa zasobności głównych metali (Cu, Co, Mn, Ni) z zasobnością konkretcji, znikoma zmienność procentowej zawartości tych metali.
3. Zagęszczenie sieci opróbowania nie prowadzi wbrew oczekiwaniom do obniżenia obserwowanej zmienności

lokalnej zasobności koncentracji, co można tłumaczyć nieciągłą naturą skupień koncentracji.

4. Prognozowana z wykorzystaniem geostatystycznej procedury krigingu dokładność oszacowania zasobów koncentracji i metali w produktywnych polach rudnych całego poligonu N11 jest wysoka, o czym świadczy mały błąd

standardowy krigingu rzędu 5%. Dla indywidualnych pól rudnych jest ona znacznie mniejsza z medianami błędów z przedziału: 25 – 30%.

Praca wykonana w części w ramach badań statutowych Katedry Geologii Złóżowej i Górniczej AGH nr 11.11.140.562.

Literatura

- [1] Greń J., *Statystyka matematyczna – modele i zadania*. PWN, Warszawa, s. 362, 1974
- [2] Kotliński R., *Konkrety polimetaliczne*. [W:] Surowce mineralne mórz i oceanów, Kotliński R., Szamalek K. (red.). Warszawa, Wyd. Nauk. SCHOLAR, 127-184, 1998
- [3] Kotliński R., *Activities of the Interoceanmetal Joint Organization (IOM) in relation to deep seabed mineral resources development*. Proc. "SEABED: THE NEW FRONTIER", ISA, Madrid, Spain, s. 29, 2010
- [4] Kotliński R., Mucha J., Wasilewska M., *Problemy szacowania zasobów złóż koncentracji polimetalicznych na Pacyfiku*. Gosp. Sur. Min., vol. 24, z. 2/4 Kraków, IGSMiE PAN, 257-266, 2008
- [5] Mucha J., *Metody geostatystyczne w dokumentowaniu złóż*. Skrypt AGH, Kraków, s.115, 1994
- [6] Mucha J., Wasilewska M., *Ocena błędów opróbowania złóż – statystyczny niezbędnik geologa górniczego*. Górn. Odkryw., nr 2-3, Wrocław, 84-90, 2009

*Artykuł recenzowała dr inż. Edyta Sermet
Rękopis otrzymano 14.04.2011 r. *2285*



Jezioro Szmaragdowe

Fot. Justyna Relisko-Rybak