



You have downloaded a document from
RE-BUŚ
repository of the University of Silesia in Katowice

Title: Pasywna tomografia sejsmiczna obszaru Górnośląskiego Zagłębia Węglowego

Author: Wojciech Dębski, Łukasz Rudziński

Citation style: Dębski Wojciech, Rudziński Łukasz. (2010). Pasywna tomografia sejsmiczna obszaru Górnośląskiego Zagłębia Węglowego. W: W. M. Zuberek, K. Jochymczyk (red.), "Geneza i charakterystyka zagrożenia sejsmicznego w Górnośląskim Zagłębiu Węglowym" (S. 80-87). Katowice : Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego



Uznanie autorstwa - Użycie niekomercyjne - Bez utworów zależnych Polska - Licencja ta zezwala na rozpowszechnianie, przedstawianie i wykonywanie utworu jedynie w celach niekomercyjnych oraz pod warunkiem zachowania go w oryginalnej postaci (nie tworzenia utworów zależnych).



UNIWERSYTET ŚLĄSKI
W KATOWICACH



Biblioteka
Uniwersytetu Śląskiego



Ministerstwo Nauki
i Szkolnictwa Wyższego

Literatura

- GIBOWICZ S.J., KIJKO A., 1994: *An Introduction to Mining Seismology*. San Diego, Academic Press.
- KIJKO A., FUNK C.W., 1994: *The assessment of seismic hazard in mines*. J. South Afr. Inst. Min. Metall., s. 179—185.
- KIJKO A., GRAHAM G., 1998: *Parametric-historic procedure for probabilistic seismic hazard analysis*. Part 1: *Estimation of maximum regional magnitude mmax*. Pure Appl. Geophys., 152, s. 413—442.
- LASOCKI S., 2000: *Seismic Hazard Assessment in Mines: Analysis of Currently Used Probabilistic Techniques and Recommended Approach*. Otwarty raport. SIMRAC, Pretoria.
- ORLECKA-SIKORA B., LASOCKI S., 2005: *Nonparametric characterization of mining induced seismic sources*. In: *The Sixth International Symposium on Rockbursts and Seismicity in Mines „Controlling Seismic Risk” Proceedings*. Eds. Y. POTVIN, M. HUDYMA. Perth, ACG, s. 555—560.
- PISARENKO V.F., LYUBUSHIN A.A., LYSENKO V.B., GOLUBIEVA T.V., 1996: *Statistical estimation of seismic hazard parameters: Maximum possible magnitude and related parameters*. Bull. Seism. Soc. Am., 86, s. 691—700.

Beata Orlecka-Sikora, Stanisław Lasocki

4.7. Pasywna tomografia sejsmiczna obszaru Górnośląskiego Zagłębia Węglowego

4.7.1. Wstęp

Prędkościowa tomografia sejsmiczna jest metodą wyznaczania niejednorodności ośrodka na podstawie zarejestrowanych czasów propagacji fal sejsmicznych. Oczywiście, mowa tu o niejednorodnościach prędkości fal sejsmicznych, z których można następnie wnioskować o heterogeniczności litologicznej, petrologicznej itp. badanego obszaru. W zależności od sposobu generacji fal mamy do czynienia z tomografią aktywną — gdy źródła fal są kontrolowane, lub pasywną — gdy odpowiednich informacji dostarczają wstrząsy naturalne lub indukowane. W niniejszej pracy metodologię oraz otrzymane wyniki badań tomograficznych obszaru GZW opisano, biorąc pod uwagę wstrząsy indukowane działalnością górniczą i zarejestrowane przez Górnośląską Regionalną Sieć Sejsmologiczną GIG. Ze względu na ograniczoną liczbę danych obserwacyjnych (zarejestrowanych wstrząsów) sens miało wykonanie tylko tomografii dwuwymiarowej, bez próby odtworzenia pionowej struktury górotworu. Uproszczenie takie pozwoliło otrzymać stabilniejsze rozwiązania kosztem pewnych uproszczeń

w uzyskanym modelu. Nie bez znaczenia pozostaje też fakt, że struktura pionowa jest lepiej oznaczona metodami geofizyczno-geologicznymi niż obecność i zasięg niejednorodności horyzontalnych.

W pierwszej części niniejszego rozdziału omówiono technikę inwersyjną stosowaną w badaniach. Następnie zostały zaprezentowane dane pomiarowe użyte do inwersji tomograficznej i zastosowane metody wstępnego ich przetworzenia (relokalizacja wstrząsów i wyznaczenie czasów propagacji fal). Rozdział zamyka opis otrzymanych wyników.

4.7.2. Inwersja probabilistyczna

Metodologia badań tomograficznych w podejściu bayesowskim

Zagadnienie tomografii sejsmicznej jest typowym numerycznym zagadnieniem odwrotnym, którego celem jest numeryczne oszacowanie nieznanych parametrów na podstawie innych zmierzonych wielkości. Są dwa sposoby rozwiązania zagadnienia tego typu. Pierwsze, klasyczne podejście polega na poszukiwaniu optymalnego modelu (zbioru szacowanych parametrów), który w najlepszy sposób będzie odtwarzał dane pomiarowe z ewentualnym uwzględnieniem dodatkowych ograniczeń nałożonych na poszukiwane rozwiązanie. Te dodatkowe ograniczenia są często konieczne, by usunąć możliwe niejednoznaczności rozwiązania i/lub zapewnić stabilność obliczeniową algorytmów użytych do poszukiwania optymalnego modelu. Użycie takiego podejścia sprowadza rozwiązanie zadania odwrotnego do problemu optymalizacyjnego. Z tego względu metoda ta jest prosta do zastosowania i zapewnia dużą efektywność obliczeń (DĘBSKI, 2004). Niestety, podejście to nie pozwala oszacować dokładności otrzymanego rozwiązania. Wady tej pozbawiona jest alternatywna metoda oparta na technice bayesowskiej (DĘBSKI, 1996, 2004; MOSEGAARD, SAMBRIDGE, 2005; TARANTOLA, 2005).

Filozofia inwersji bayesowskiej jest zupełnie odmienna od zarysowanej wcześniej techniki klasycznej. Tym razem nie poszukuje się modelu optymalnego, ale tworzy rozkład prawdopodobieństwa opisujący prawdopodobieństwo, że dany model jest prawdziwy. Taki probabilistyczny opis zagadnienia inwersyjnego w sposób naturalny pozwala włączyć do analizy różnego rodzaju niepewności (błędy), jak błędy pomiarowe, niepewność posiadanych danych *a priori* czy też możliwe błędy wynikające ze stosowania zbyt uproszczonych lub niedokładnych metod modelowania związku między zmierzonymi

wielkościami a szukanym modelem. To właśnie błędy „przeniesione” z przestrzeni danych pomiarowych za pomocą potencjalnie niedokładnych metod modelowania prowadzą do błędów *a posteriori* szacowanych wielkości.

A. TARANTOLA (1987) pokazał, że przy pewnych założeniach co do charakteru błędów pomiarowych i błędów modelowania rozkład prawdopodobieństwa *a posteriori*, będący rozwiązaniem zagadnienia inwersyjnego w ramach podejścia bayesowskiego, dany jest wzorem:

$$\sigma(m) = \text{const. } f(m)L(m),$$

gdzie m oznacza dowolny model, $\sigma(m)$ jest rozkładem *a posteriori*, $f(m)$ opisuje posiadane informacje *a priori*, a $L(m)$ jest funkcją podobieństwa wyrażającą, na ile dany model odtwarza dane pomiarowe i ma postać:

$$L(m) = \exp\left(-\|d^{obs.} - G(m)\|_D\right),$$

gdzie $d^{obs.}$ oznacza dane obserwacyjne, $G(m)$ — dane „syntetyczne” wygenerowane dla danego modelu m , a symbol $\|\cdot\|_D$ — pewną normę w przestrzeni danych. Zakładając, że posiadane informacje *a priori* możemy przedstawić w postaci rozkładu

$$f(m) = \text{const. } \exp\left(-\|m - m^{apr.}\|_M\right).$$

Łącząc oba przytoczone wzory, otrzymujemy kompletne wyrażenie na rozkład prawdopodobieństwa *a posteriori* przy założeniu, że rozkład *a priori* scharakteryzowany jest w pełni przez pewną wartość $m^{apr.}$ oraz parametry definiujące normę $\|\cdot\|_M$. Z rozkładu tego otrzymać można różne estymatory szukaných parametrów, np. wartość najbardziej prawdopodobną:

$$m^{ml} = \max_{m \in M} \sigma(m),$$

wartość średnią:

$$m^{ave} = \int_M m \sigma(m) dm,$$

czy też macierz kowariancji:

$$C_{ij}^p = \int_M (m_i - m_i^{ave})(m_j - m_j^{ave}) \sigma(m) dm,$$

będącą wielokrotnie dobrym estymatorem błędów *a posteriori*. Oczywiście, jest rzeczą nietrywialną otrzymanie tych wielkości w przypadku, gdy rozwiązywany problem jest wielowymiarowy. W naszym wypadku, gdy liczba szacowanych parametrów sięgała 100, jedyną efektywną metodą zbadania

$\sigma(m)$ i policzenia jego charakterystyk okazała się metoda Monte Carlo, oparta na próbkowaniu $\sigma(m)$ algorytmem Metropolisa (DEBSKI, 2004). Szczegółowy opis tej metody można znaleźć w literaturze (DEBSKI, 2004; TARANTOLA, 2005), nie będzie tu więc przytaczany.

Opisana technika inwersji bayesowskiej może być bezpośrednio zastosowana do rozwiązywania zagadnienia tomografii. W takim wypadku szacowanymi parametrami są wartości zdyskretyzowanej prędkości fal sejsmicznych, danymi obserwacyjnymi — czasy propagacji fal, a zagadnienie modelowania ma postać:

$$\Delta t = \int_{ray} \frac{ds}{v(r)}.$$

4.7.3. Tomografia sejsmiczna obszaru GZW

Praktyczne rozwiązanie problemu tomografii wymaga wykonania następujących kroków przed pełną analizą danych obserwacyjnych:

- przygotowanie danych obserwacyjnych, ich selekcja i weryfikacja;
- przygotowanie informacji *a priori*: model $m^{apr.}$ i wybór normy $\|\cdot\|_M$, w przypadku braku jakichkolwiek informacji *a priori* funkcja $f(m)$ jest pomijana;
- wybór parametrów inwersyjnych: norma $\|\cdot\|_D$, oraz parametrów kontrolujących proces próbkowania $\sigma(m)$;
- dyskretyzacja pola prędkości;
- przeprowadzenie testów rozdzielczości dla zadanej konfiguracji tomograficznej.

Elementy te analizowane będą na przykładzie tomografii wykonanej dla obszaru GZW.

Danymi pomiarowymi rejestrowanymi przez sieci sejsmiczne i stosowanymi w pasywnej tomografii sejsmicznej są czasy zarejestrowanych wejść wybranej fali sejsmicznej. Na ich podstawie lokalizowane są źródła wstrząsu, a następnie wyznacza się czasy propagacji fal. W przypadku posiadania danych pomiarowych z sieci GRSS GIG lokalizacja przestrzenna wstrząsów często potwierdzona była obserwacjami kopalnianych sieci sejsmicznych, lecz czas wystąpienia wstrząsu musiał być ponownie dokładnie wyznaczony. W tym celu wszystkie analizowane wstrząsy były relokalizowane. Równocześnie przeprowadzona została weryfikacja pod kątem eliminacji błędnych danych pomiarowych.

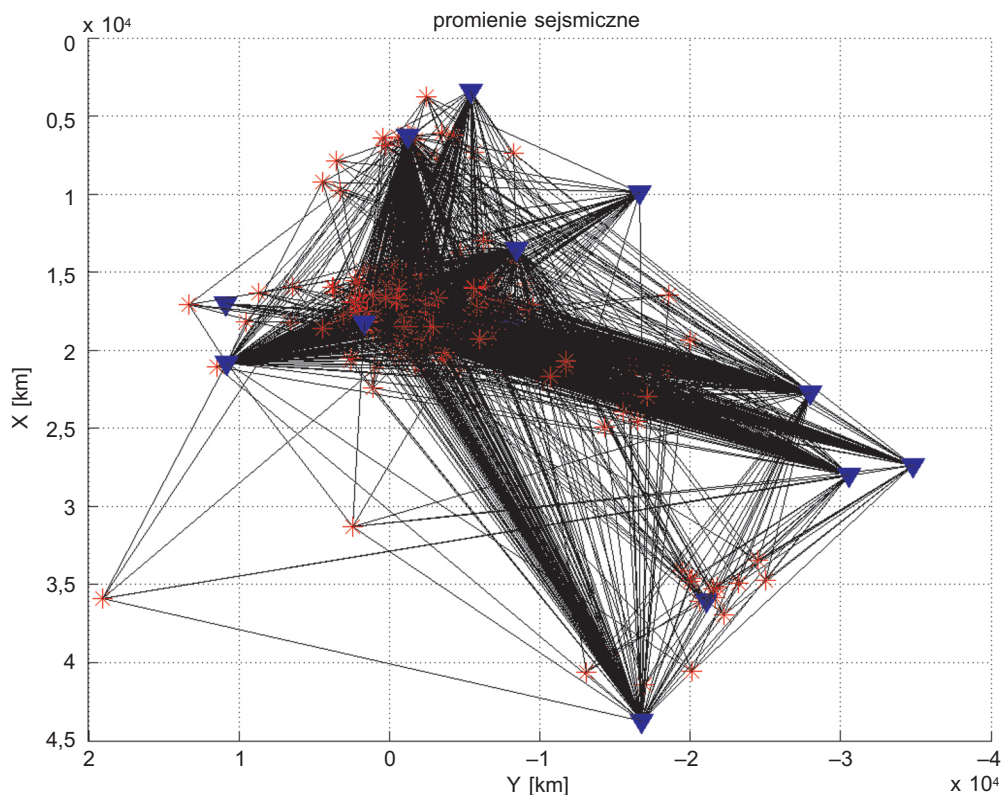
Podobnie jak tomografię, relokalizację wykonano, stosując technikę inwersji bayesowskiej. Dane

wejściowe stanowił zbiór 384 zjawisk sejsmicznych zarejestrowanych w latach 1997–2004 przez GRSS GIG. W pierwszej kolejności w trakcie relokalizacji zastosowano stały model prędkościowy, ustalony na podstawie wiedzy geologicznej oraz wcześniejszych badań geofizycznych (np.: IDZIAK i in., 1999; dokumentacja dla głębokich otworów Sosnowiec IG-1 i Goczałkowice IG-1; MATERZOK, 1986, 1988), wynoszący $V = 4250$ m/s. Uzyskane wyniki pozwoliły wyeliminować z dalszej procedury dane, dla których residua znacząco odbiegały od średniej dla danego zjawiska. Podczas obliczeń pojawił się również znany problem z wyznaczeniem głębokości oraz jej silna korelacja z czasem w ognisku T_0 (LEE, STEWART, 1981; BULLEN, BOLT, 1985; DĘBSKI, 1997). W celu zmniejszenia potencjalnych błędów mogących wynikać ze złego określenia głębokości w kolejnym etapie lokalizacji ustalono *a priori*, że najbardziej prawdopodobne jest wystąpienie wstrząsu na głębokości $Z = 600$ m z dyspersją 300 m, tj. na poziomie eksploatacji. Mając zbiór danych z wyeliminowanymi potencjalnymi błędami, dokonano właściwej relokalizacji każdego zjawiska. Procedura lokalizacyjna pozwalała wyznaczyć zarówno poszukiwane wcześniej parametry X , Y , Z i T_0 oraz dodatkowo prędkość pozorną fali w ośrodku geologicznym V_{app} . Dodanie do inwersji prędkości wiązało się z przekonaniem, że nawet najlepiej dobrany stały model prędkościowy nie będzie dawał najlepszego rozwiąza-

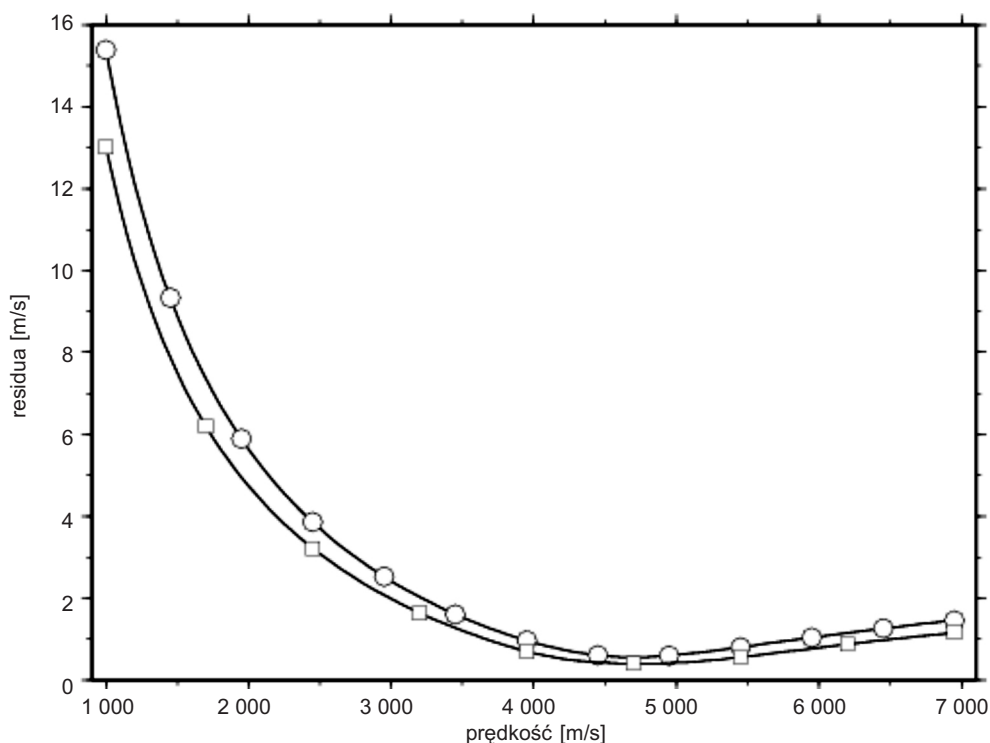
nia w skomplikowanym ośrodku prędkościowym GZW. Znając współrzędne przestrzenne i położenia stacji, wyznaczono zbiór 1821 promieni sejsmicznych, dla których z pomocą uzyskanego czasu w ognisku określono czasy propagacji fal.

W efekcie niniejszej procedury powstał zbiór zawierający 1821 promieni sejsmicznych. Rysunek 4.38 pokazuje konfigurację stacji pomiarowych, lokalizację epicentrow wstrząsów oraz rozważane promienie sejsmiczne. W dalszych rozważaniach założyliśmy prostoliniowy bieg promieni.

Kolejnym krokiem było przygotowanie parametrów rozkładu *a priori* $f(m)$, tj. modelu m^{apr} i odpowiedniej normy. Krok ten musiał być wykonany, gdyż informacje *a priori* w problemie tomograficznym są niezbędne do regularyzacji rozwiązania końcowego, z uwagi na bardzo istotną niejednoznaczność i niestabilność numeryczną. Model m^{apr} przyjęty został jako jednorodna półprzestrzeń o stałej wartości prędkości V , która minimalizuje residua. Rysunek 4.39 przedstawia zależność średnich residuów od prędkości V dla przypadków użycia normy l_1 i l_2 jako normy l_1 i l_2 w definicji $f(m)$. Jak wynika z tego rysunku, norma l_1 prowadzi do nieco mniejszych minimalnych residuów, dlatego też została użyta do określenia rozkładu $f(m)$. Przyjęto, że definiujące ją wagi (odpowiednik standardowego odchylenia dla rozkładu normalnego) będą równe $w = 300$ m/s. Optymalne residua otrzymano dla $V = 4700$ m/s, co przyjęto jako m^{apr} .



Rys. 4.38. Konfiguracja stacji sejsmicznych (trójkąty) i lokalizacja epicentrow wstrząsów (gwiazdki) oraz bieg promieni analizowanego zbioru danych pomiarowych



Rys. 4.39. Zależność średnich residuów mierzonych normami l1 (kwadraty) i l2 (kółka) od wartości prędkości V dla ośrodka jednorodnego

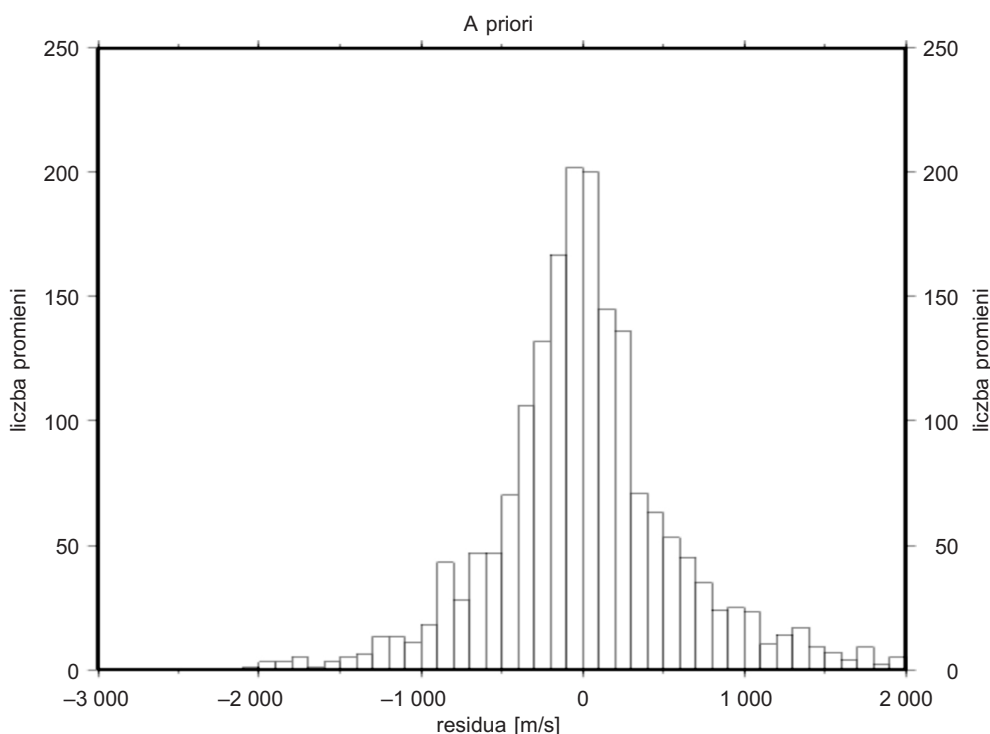
Norma l1 prowadzi do nieco niższej wartości residuów dla optymalnego $V = 4700$ m/s

Histogram residuów otrzymanych dla modelu $m^{apr.}$ prezentuje rys. 4.40.

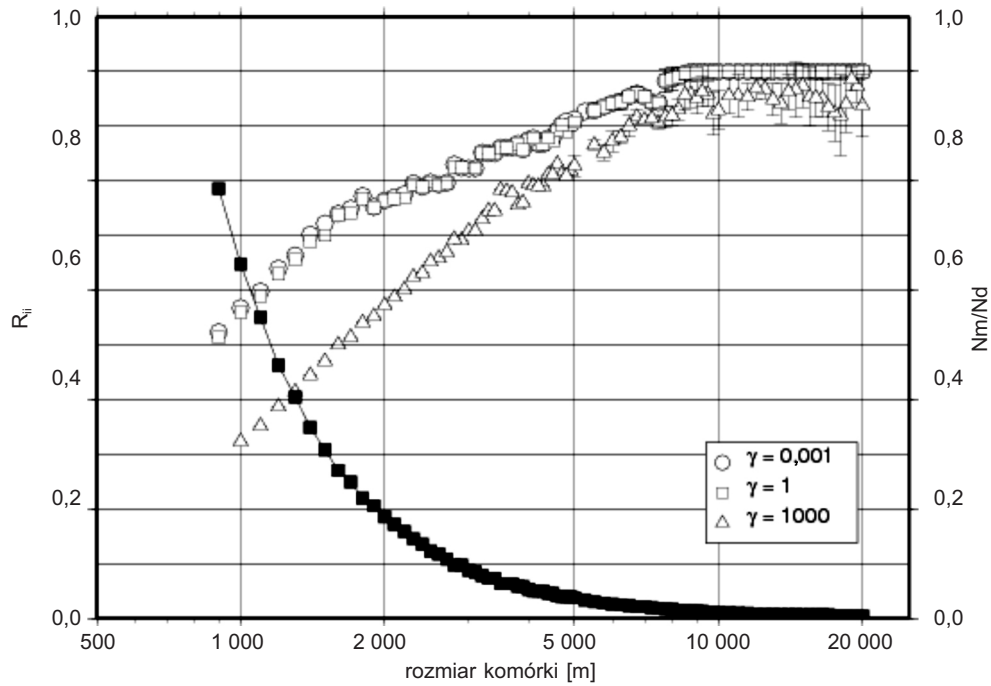
Następnie wstępnie wybrano normę $\|\cdot\|_D$ definiującą funkcję podobieństwa. Przyjęto ponownie normę l1, natomiast definiująca ją waga została na wstępie ustalona na $wd = 300$ ms. Wartość ta była zmieniana w procesie inwersji w celu oszacowania

stabilności rozwiązania. Wybór l1 podyktowany był tym, że przy takiej normie wyniki inwersji są najmniej czułe na możliwe grube błędy w danych i/lub modelowaniu (DEBSKI, 1997).

Dalszym istotnym krokiem w procesie odtwarzania tomograficznego niejednorodności ośrodka jest adekwatna dyskretyzacja pola prędkości. Można za-



Rys. 4.40. Histogram residuów dla modelu $a priori m^{apr.} = 4700$ m/s



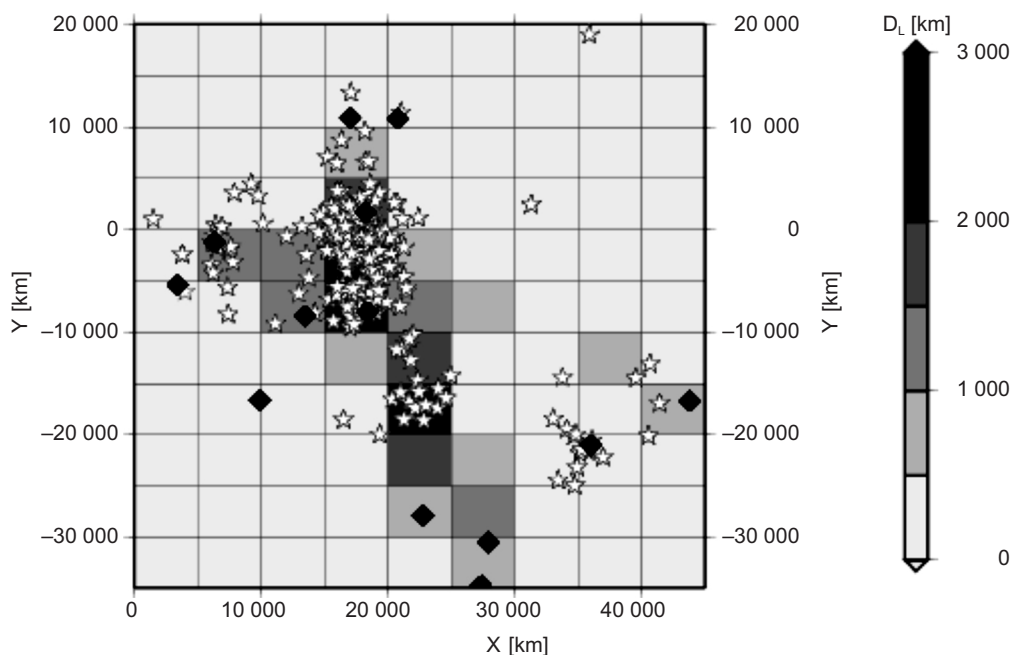
Rys. 4.41. Krzywe rozdzielczości dla kilku proporcji cm/cd oraz stosunek liczby szacowanych parametrów Nm do liczby promieni (Nd) jako funkcja rozmiarów komórek

stosować różne metody, z których najprostszą jest podział ośrodka na hipotetycznie jednorodne bloki o ustalonej prędkości (DĘBSKI, 2004). Ten właśnie sposób znalazł zastosowanie w niniejszej analizie, z uwagi na jego prostotę. Rozmiary komórek określone zostały przez analizę krzywej rozdzielczości (DĘBSKI, YOUNG, 2002). Krzywa taka opisuje zmiany średniej wartości diagonalnych elementów macierzy rozdzielczości (MENKE, 1989) w funkcji rozmiaru komórek i pozwala się zorientować, jaki powinien być zakres rozmiarów, by tomografia do-

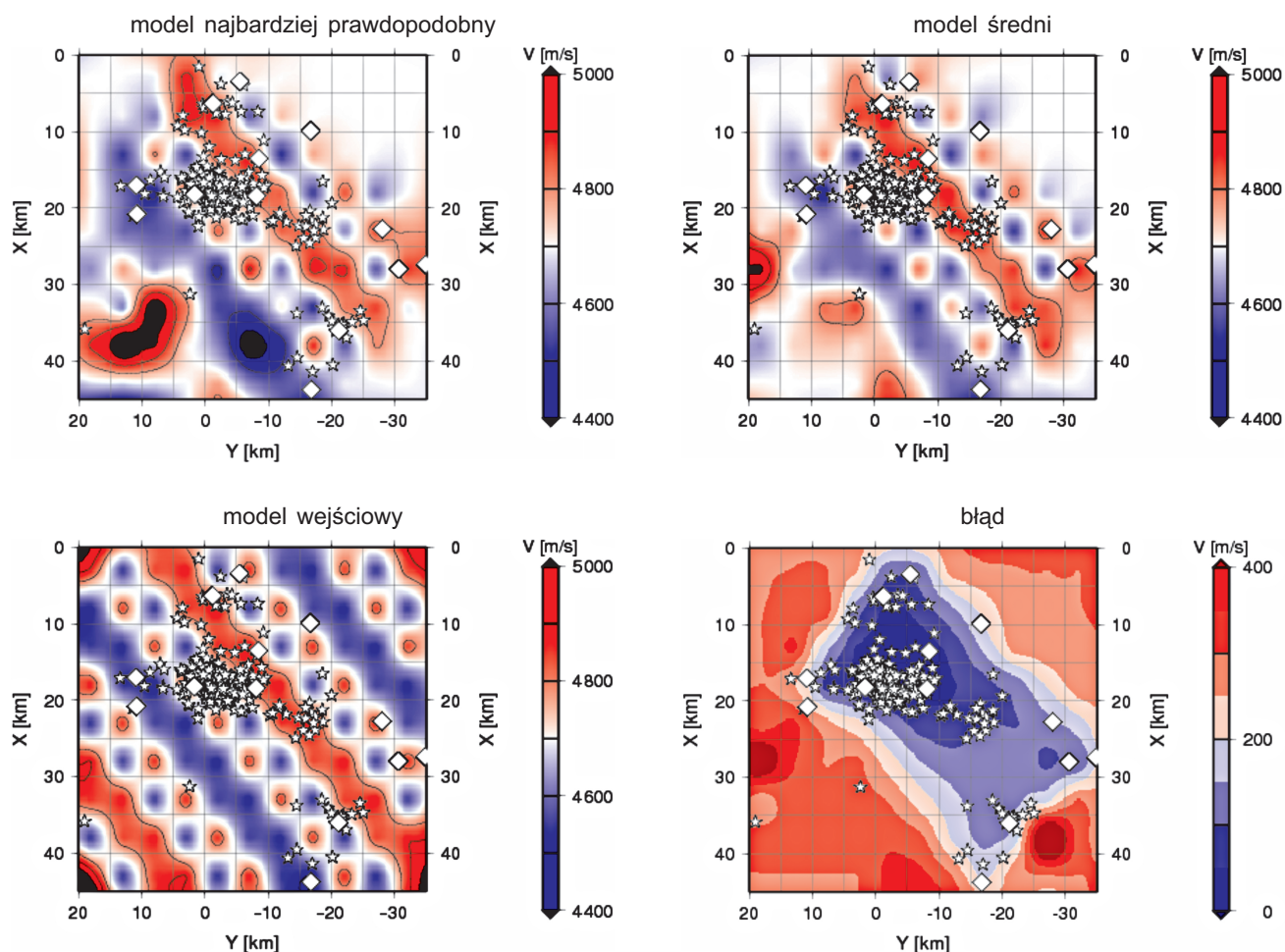
starzała wiarygodnej oceny niejednorodności ośrodka. Rysunek 4.41 pokazuje krzywe rozdzielczości obliczone dla kilku wartości $g = cm/cd$.

Szczegóły tej techniki opisali W. DĘBSKI i R.P. YOUNG (2002). Ostatecznie do parametryzacji prędkości wybrane zostały komórki kwadratowe o długości boku $cs = 5000$ m. W przypadku takiej parametryzacji pokrycie komórek promieniami prezentuje rys. 4.42.

Kolejnym etapem przygotowawczym przed inwersją tomograficzną i interpretacją wyników jest



Rys. 4.42. Pokrycie komórek promieniami w rejonie badań



Rys. 4.43. Wyniki testu rozdzielczości polegającego na inwersji danych syntetycznych wygenerowanych dla zadanego modelu prędkości i tej samej konfiguracji promieni, co w przypadku rzeczywistego zadania tomograficznego

Użyty model prędkości pokazany jest w dolnym lewym rogu, modele najbardziej prawdopodobny i średni — w górnej linii, przestrzenny rozkład oszacowanych błędów zaś — w prawym dolnym rogu. Zauważmy dobrą zgodność odtworzonych modeli, a zwłaszcza modelu średniego w centralnej części badanego obszaru. Oszacowane *a posteriori* błędy prędkości w tym obszarze są mniejsze niż założone błędy *a priori* ($C_m = 300$ m/s), co wskazuje na skuteczność metody w oszacowaniu niejednorodności w tym obszarze

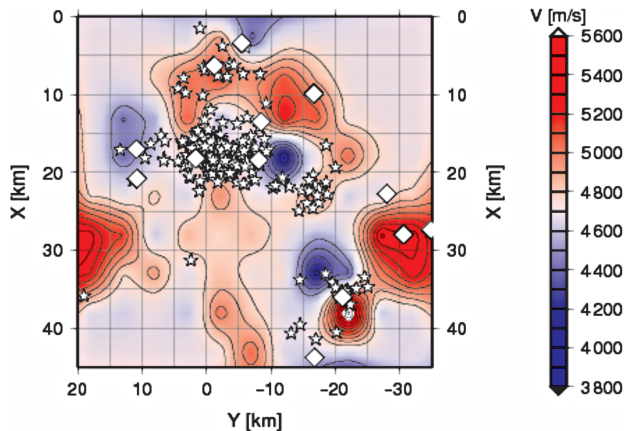
analiza rozdzielczości tomografii dla zadanej konfiguracji promieni sejsmicznych. Są dwa standardowe zestawy testów. Pierwszy z nich oparty został na inwersji danych syntetycznych wygenerowanych numerycznie dla zadanego modelu prędkości (zwykle używa się modelu w kształcie szachownicy o stałej różnicy prędkości między polami „jasnymi” a „czarnymi”). Drugi zestaw z kolei polega na wygenerowaniu danych syntetycznych dla modelu otrzymanego z inwersji danych obserwacyjnych, ich inwersji i porównaniu tak otrzymanego modelu z wynikiem inwersji danych obserwacyjnych (ang. *self resolution test*). W niniejszej pracy wykonane zostały testy pierwszego rodzaju dla różnych modeli początkowych. Na przykład rys. 4.43 przedstawia jeden z syntetycznych modeli początkowych oraz modele najbardziej prawdopodobny i średni, otrzymane w wyniku inwersji danych syntetycznych wraz z rozkładem przestrzennym oszacowanych błędów. Uzyskane wyniki wskazują na dobrą rozdzielczość niejednorodności ośrodka w centralnej części bada-

nego obszaru, wyraźnie skorelowaną z geometrycznym rozkładem promieni sejsmicznych.

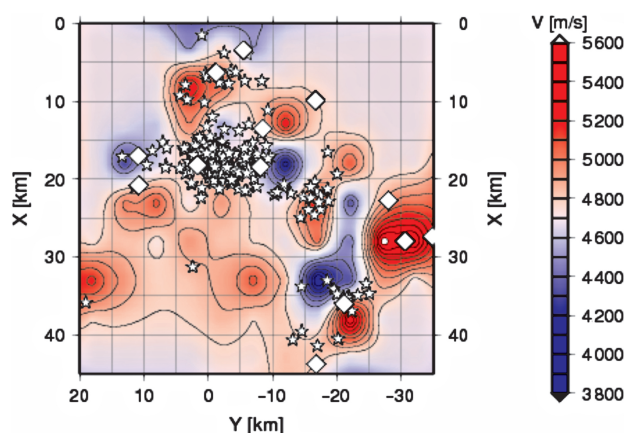
4.7.4. Wyniki tomografii — dyskusja

Rezultatem przeprowadzonej inwersji danych obserwacyjnych są dwa modele rozkładu prędkości w obszarze GZW. Pierwszy z nich, model najbardziej prawdopodobny, ilustruje rys. 4.44. Rysunek 4.45 pokazuje otrzymany model średni, natomiast rys. 4.46 przedstawia przestrzenny rozkład oszacowanych błędów inwersji.

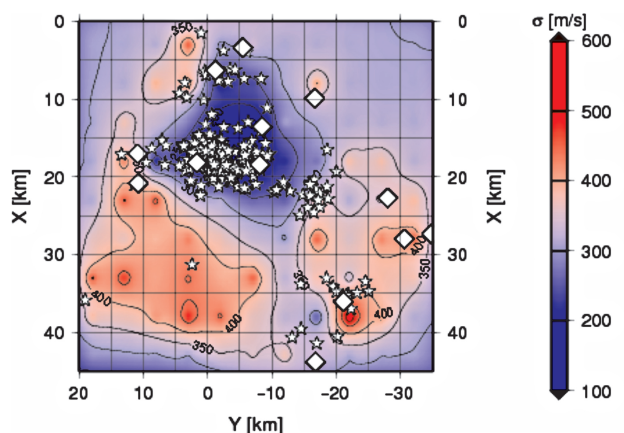
W pierwszej kolejności zauważmy, że rozkłady najbardziej prawdopodobny i średni są do siebie znacząco podobne w obszarze dobrze rozpoznany przez tomografię (por. rys. 4.43). Również oszacowane błędy w znacznej części tego obszaru są mniejsze od założonych błędów *a priori*. Oba te spostrzeżenia sugerują, że otrzymany wynik może,



Rys. 4.44. Najbardziej prawdopodobny rozkład prędkości w badanym obszarze GZW

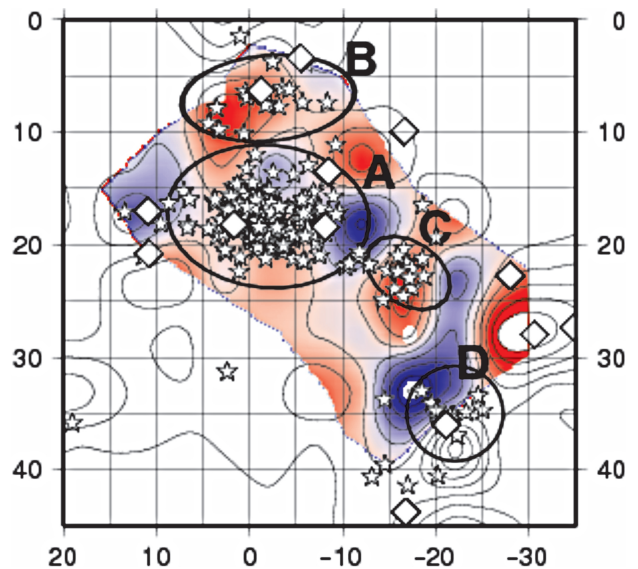


Rys 4.45. Średni rozkład prędkości w badanym obszarze GZW



Rys 4.46. Przestrzenny rozkład błędów obrazowania tomograficznego w badanym obszarze GZW

z potrzebną rezerwą, być interpretowany jako rzeczywiste niejednorodności w budowie geologicznej górnych warstw geologicznych w rejonie GZW. Najistotniejsze, z punktu widzenia celu prowadzonych badań, jest jednak pytanie o możliwy związek otrzymanego modelu strukturalnego z występującą sejsmicznością indukowaną. Aby na nie odpowiedzieć, użyte do inwersji zjawiska sejsmiczne podzielono na klastry przestrzenne (rys. 4.47).



Rys. 4.47. Rozkład epicentrów wstrząsów zgrupowanych w klastry przestrzenne na tle konturowej mapy prędkości. Kolorem zaznaczono obszar wiarygodnie rozpoznany przez tomografię

Analiza rys. 4.47 sugeruje, że mamy do czynienia z trzema sytuacjami powiązania grup (klastrów) wstrząsów z rozkładem prędkości. Pierwsza i największa grupa wstrząsów — klaster A — występuje wyraźnie w dużym obszarze o nieco obniżonej w stosunku do $V = 4700$ m/s prędkości — w swojej wieści. Niska prędkość może wynikać z dużego spękania górotworu w tym obszarze. Drugi widoczny klaster to grupa wstrząsów B, której położenie wyraźnie koreluje z obszarem podwyższonych prędkości. To samo, choć z mniejszą pewnością, można powiedzieć o grupie C, która jednakże znajduje się w pobliżu głębokiej ujemnej anomalii prędkości. Z kolei klaster D występuje w obszarze bardzo silnego gradientu prędkości. Niestety, leży on na granicy obszaru rozpoznanego tomografią, dlatego też nie jest możliwa pewna interpretacja związku sejsmiczności w obszarze klastra D z otrzymanym w tym rejonie modelem prędkości.

4.7.5. Podsumowanie

Tomografia sejsmiczna jest metodą geofizyczną pozwalającą na odtworzenie przestrzennego rozkładu prędkości w badanym obszarze. W niniejszej pracy metoda ta znalazła zastosowanie w próbie powiązania sejsmiczności obszaru Górnośląskiego Zagłębia Węglowego z ewentualnymi niejednorodnościami prędkości, będącymi prawdopodobną sygnaturą niejednorodności litologicznych oraz próbą odpowiedzi na pytanie o genezę tej sejsmiczności. Otrzymane wyniki, choć nie dają

pełnej odpowiedzi na wymienione pytania, wskazują na te obszary GZW, w których dominującą rolę mogą odgrywać konkurencyjne mechanizmy sejsmogeniczne, w szczególności zaś mechanizmy o podłożu tektonicznym.

Literatura

- BULLEN K.E., BOLT B.A., 1985: *An Introduction to the Theory of Seismology*. Cambridge, University Press.
- DEBSKI W., 1996: *The principles of the amplitude tomography*. Acta Montana, A-10 (102), s. 101—109.
- DEBSKI W., 1997: *The Probabilistic Formulation of the Inverse Theory with Application to Selected Seismological Problems*. Publs. Inst. Geophys. Pol. Acad. Sci., B-19.
- DEBSKI W., 2004: *Application of Monte Carlo techniques for solving selected seismological inverse problems*. Publs. Inst. Geophys. Pol. Acad. Sci., B-34 (367), s. 1—207.
- DEBSKI W., YOUNG R.P., 2002: *Tomographic imaging of thermally induced fractures in granite using Bayesian inversion*. Pure Appl. Geophys., 159(1—3), s. 277—307.
- Dokumentacja geologiczna i geofizyczna głębokich otworów: Goczałkowice IG-1, Sosnowiec IG-1. Archiwum Państwowego Instytutu Geologicznego.
- IDZIAK A.F., TEPER L., ZUBEREK W.M., 1999: *Sejsmiczność a tektonika Górnośląskiego Zagłębia Węglowego*. Katowice, Uniwersytet Śląski.
- LEE W.H.K., STEWART S.W., 1981: *Principles and Application of Microearthquake Networks*. New York, Academic Press.
- MATERZOK R., 1986: *Seismological Model for the Upper Silesian Industrial Region*. Publs. Inst. Geophys. Pol. Acad. Sci., M-8 (191), s. 77—89.
- MATERZOK R., 1988: *Hodograpy teoretyczne dla obszaru Górnośląskiego Okręgu Przemysłowego*. Publs. Inst. Geophys. Pol. Acad. Sci., M-10 (213) s. 217—232.
- MENKE W., 1989: *Geophysical Data Analysis: Discrete Inverse Theory*. International Geophysics Series. San Diego, Academic Press.
- MOSEGAARD K., SAMBRIDGE M., 2002: *Monte Carlo analysis of inverse problem*. Inv. Problem, 18, s. R29—45.
- TARANTOLA A., 1987: *Inverse Problem Theory: Methods for Data Fitting and Model Parameter Estimation*. Amsterdam, Elsevier.
- TARANTOLA A., 2005: *Inverse Problem Theory and Methods for Model Parameter Estimation*. Philadelphia, SIAM.

Wojciech Dębski, Łukasz Rudziński