

## BADANIE GRUPOWANIA W PRZESTRZENI PARAMETRÓW TŁA SEJSMICZNEGO PRZED DUŻYM TRZĘSIENIEM ZIEMI

### Studies of the background seismicity premonitory clustering in a parameter space

Stanisław LASOCKI

*Akademia Górniczo-Hutnicza, Wydział Geologii, Geofizyki i Ochrony Środowiska,  
Katedra Geofizyki;  
al. Mickiewicza 30, 30-059 Kraków;  
e-mail: lasocki@agh.edu.pl*

**Abstract:** To assess correctly distances between events in a parameter space we replace the values of parameters with the values of their cumulative distributions. The cumulative distributions result from the kernel estimation. We apply this approach to analyze seismicity preceding  $M_w 6.5$  Kozani-Grevena (Greece) earthquake from 13.05.1995. The analysis reveals premonitory clustering of seismicity in the time-distance subspace.

**Key words:** statistical seismology, parameter space, interevent distance, Kozani-Grevena earthquake, premonitory clustering

**Słowa kluczowe:** sejsmologia statystyczna, przestrzeń parametrów, odległość między zjawiskami, trzęsienie ziemi Kozani-Grevena, grupowanie poprzedzające

### WSTĘP

Trzęsienie ziemi, wstrząs górniczy i inne wstrząsy sejsmiczne opisywane są pewną liczbą parametrów, których wartości określają położenie zjawiska sejsmicznego w wielowymiarowej przestrzeni parametrów. Parametry te możemy podzielić na obserwable czyli parametry, których wartości otrzymuje się bezpośrednio z obserwacji sejsmologicznych i parametry pochodne, wyznaczone z obserwabli zazwyczaj więcej niż jednego zdarzenia sejsmicznego. Najczęściej używane obserwable to: czas wystąpienia wstrząsu  $t$ , współrzędne epicentrum  $(x, y)$ , głębokość ogniska  $z$ , magnituda  $M$ , skalarny moment sejsmiczny  $M_0$ , energia sejsmiczna  $E$ .

Częściej używane parametry pochodne to na przykład:

- czas pomiędzy kolejnymi wstrząsami  $\tau_k = t_k - t_{k-1}$ ,
- geometryczna odległość pomiędzy kolejnymi wstrząsami

$$D_k = \sqrt{(x_k - x_{k-1})^2 + (y_k - y_{k-1})^2 + (z_k - z_{k-1})^2},$$

- geometryczna epicentralna odległość pomiędzy kolejnymi wstrząsami

$$d_k = \sqrt{(x_k - x_{k-1})^2 + (y_k - y_{k-1})^2},$$

- różnica głębokości kolejnych wstrząsów  $\zeta_k = z_k - z_{k-1}$ ,

ale również:

- największa magnituda w stałym okresie czasu T:  $M_{\max} = \max_T \{M_i\}$  czy
- aktywność sejsmiczna w okresie czasu T:  $\lambda = \frac{\text{Liczba zdarzeń w T}}{T}$

i szereg innych. Z punktu widzenia sejsmologii statystycznej wszystkie te wymienione i inne parametry są zmiennymi losowymi o określonych rozkładach prawdopodobieństwa.

Wszystkie obserwowane zjawiska związane są z pojedynczymi zdarzeniami sejsmicznymi. Niektóre z parametrów pochodnych także można przypisać do zdarzeń sejsmicznych, na przykład czas czy odległość pomiędzy kolejnymi wstrząsami można przypisać do drugiego z tworzącej je pary zdarzeń sejsmicznych. Zestaw wartości parametrów związany z pojedynczym zdarzeniem sejsmicznym określa położenie zdarzenia sejsmicznego w przestrzeni parametrów. Seria zdarzeń sejsmicznych to realizacja stochastycznego procesu sejsmicznego, seria wartości parametru stowarzyszonych z kolejnymi zdarzeniami sejsmicznymi to realizacja nowego procesu stochastycznego – procesu parametru.

Badanie grupowania zdarzeń w procesie sejsmicznym wymaga rozważenia wzajemnych połączeń zdarzeń. W przypadku jednoparametrowym grupowanie oznacza uzyskiwanie przejściowo, dla krótkiego fragmentu procesu parametru, wartości parametru anomalnie bliskich w porównaniu z typowym długookresowym stopniem podobieństwa takich wartości. Gdy proces parametru jest stacjonarny, wówczas ten niezgrupowany długookresowy stopień podobieństwa wyrażany jest rozkładem prawdopodobieństwa parametru. Tylko gdy rozkład parametru jest równomierny, stopień grupowania reprezentuje całkowicie wielkość o jaką zostaje zmniejszona różnica pomiędzy wartościami parametru dla kolejnych wstrząsów. Przy innych rozkładach stopień grupowania jest związany nie tylko z różnicą wartości, ale i z wartościami parametru. Dlatego analizy grupowania zjawisk w przestrzeni utworzonej przez wybrany zestaw parametrów napotykały podstawowy problem z prawidłowym określeniem w tej przestrzeni odległości pomiędzy kolejnymi zdarzeniami, związany z faktem, iż rozkłady parametrów są różne i niezmiernie rzadko równomierne. Rozkład czasu pomiędzy zdarzeniami jest zazwyczaj modelowany rozkładem wykładniczym, Weibulla, logarytmiczno-normalnym lub Brownian passage-time. Rozkład magnitudy – wykładniczym, dwuwkładniczym lub logarytmiczną transformatą rozkładu gamma. Rozkłady współrzędnych ogniska i geometrycznych odległości pomiędzy wstrząsami w ogóle nie są modelowane parametrycznie, gdyż zależą od specyficznej dla strefy sejsmogenicznej geometrii elementów tektonicznych.

W niniejszej pracy wprowadzamy metodę transformacji parametrów wstrząsów sejsmicznych, która rozwiązuje przedstawiony problem zróżnicowania i niekompatybilności skal tych parametrów. Wszystkie parametry mają po transformacji taki sam długookresowy rozkład – rozkład równomierny na odcinku  $[0, 1]$ . Dzięki temu odległość pomiędzy dwoma dowolnymi wstrząsami (A) i (B), w transformowanej przestrzeni parametrów jest poprawnie mierzona każdą z powszechnie znanych miar potęgowych

$$dist = \left[ \sum_{k=1}^{DM} \left| u_k^{(A)} - u_k^{(B)} \right|^p \right]^{1/r}$$

( $r=p$  – Minkowskiego,  $r=p=2$  – Euklidesa,  $r=p=1$  – miejska), gdzie  $\vec{u}^{(A)}, \vec{u}^{(B)}$  to wektory stanu odpowiednio wstrząsów (A) i (B) w transformowanej przestrzeni parametrów, a  $DM$  jest wymiarem przestrzeni parametrów.

## METODA

Jeśli dystrybuanta zmiennej losowej  $\Xi$  jest  $F_{\Xi}(\xi)$ , to w wyniku transformacji wartości z próby  $\{\xi_i\}$  w  $\{u_i = F_{\Xi}(\xi_i)\}$ , otrzymujemy wartości  $\{u_i\}$  zmiennej losowej  $U$ , o rozkładzie równomiernym w przedziale  $[0, 1]$ . Znając więc rozkłady prawdopodobieństwa wszystkich parametrów tworzących badaną przestrzeń parametrów wstrząsów sejsmicznych można jednoznacznie zamienić wektory stanu wszystkich wstrząsów  $\vec{\xi}^{(i)}$  w wektory stanu  $\vec{u}^{(i)}$ , których każda składowa jest elementem próby pochodzącej z rozkładu równomiernego w przedziale  $[0, 1]$ . Składowe są więc całkowicie porównywalne. Dla wyjaśnienia tej własności założmy, że jedna składowa wektora stanu to energia sejsmiczna  $E$ , której dystrybuanta rozkładu prawdopodobieństwa jest  $F_E(E)$ , a inna składowa to szerokość geograficzna ogniska  $v$  z dystrybuantą  $F_v(v)$ . Niech dwa wstrząsy mają wartości tych składowych/parametrów odpowiednio  $\{E^{(1)}, v^{(1)}\}$  i  $\{E^{(2)}, v^{(2)}\}$ . Wartości  $F_E(E^{(1)}), F_v(v^{(1)}), F_E(E^{(2)}), F_v(v^{(2)})$  należą do przedziału  $[0, 1]$  i są porównywalne w tym sensie, iż jeśli  $|F_E(E^{(1)}) - F_E(E^{(2)})| = 2 \times |F_v(v^{(1)}) - F_v(v^{(2)})|$  to te dwa wstrząsy są dwa razy dalej od siebie w szerokości geograficznej niż w energii sejsmicznej. Odległość pomiędzy tymi dwoma wstrząsami w przestrzeni  $(E, v)$  może być wyrażona miarą Euklidesa  $\sqrt{[F_E(E^{(1)}) - F_E(E^{(2)})]^2 + [F_v(v^{(1)}) - F_v(v^{(2)})]^2}$ .

W ogólności jednak rozkłady probabilistyczne parametrów wstrząsów sejsmicznych, a więc dystrybuanty tych parametrów nie są znane. Dlatego jako podstawę powyższej transformacji wykorzystujemy bezmodelowe estymaty funkcji gęstości rozkładu prawdopodobieństwa; konkretnie nieparametryczne, adaptacyjne estymatory jądrowe z gaussowską funkcją jądrową (Silverman 1986). Jeśli  $\{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n\}$  są wartościami parametru  $\Xi$  dla obserwowanej długookresowo serii wstrząsów sejsmicznych, a  $\Xi$  jest zmienną ciągłą zdefiniowaną w przestrzeni  $\mathfrak{R}^1$ , to wspomnianego typu estymator dystrybuanty jest

$$\hat{F}(\xi, \{\xi_i\}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Phi \left( \frac{\xi - \xi_i}{\lambda_i/h} \right) \quad (1)$$

gdzie:

$h$  – wspólny czynnik gładkości,  
 $\{\lambda_i, i = 1, \dots, n\}$  – lokalne wagi poszerzające funkcje jądrowe w słabo opróbowanych przedziałach wartości (Orlecka-Sikora & Lasocki 2005),

$\Phi(w) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^w e^{-\frac{\xi^2}{2}} d\xi$  – dystrybuanta standardowego rozkładu Gaussa.

Czynnik gładkości,  $h$ , dobierany jest tak, by jego wartość minimalizowała scałkowany kwadrat różnicy pomiędzy estymatą, a rzeczywistą funkcją gęstości prawdopodobieństwa  $\int_{-\infty}^{\infty} [\hat{f}(\xi) - f_{\xi}(\xi)]^2 d\xi = \min$  (np. Bowman *et al.* 1984). Dla gaussowskiej funkcji jądrowej wartością tą jest w przybliżeniu pierwiastek równania

$$\sum_{i,j} \left\{ 2^{-0.5} \left[ \frac{(\xi_i - \xi_j)^2}{2h^2} - 1 \right] \exp \left[ -\frac{(\xi_i - \xi_j)^2}{4h^2} \right] - 2 \left[ \frac{(\xi_i - \xi_j)^2}{h^2} - 1 \right] \exp \left[ -\frac{(\xi_i - \xi_j)^2}{2h^2} \right] \right\} - 2n = 0 \quad (2)$$

(Kijko *et al.* 2001).

Lokalne wagi oblicza się wzorem  $\lambda_i = \left[ \frac{\hat{f}^*(\xi_i | \{\xi_i\}, h)}{g} \right]^{-0.5}$ ,

gdzie  $\hat{f}^*(\xi, \{\xi_i\}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} nh} \sum_{i=1}^n \exp \left[ -\frac{(\xi - \xi_i)^2}{2h^2} \right]$  jest estymatą funkcji gęstości o stałej szeroko-

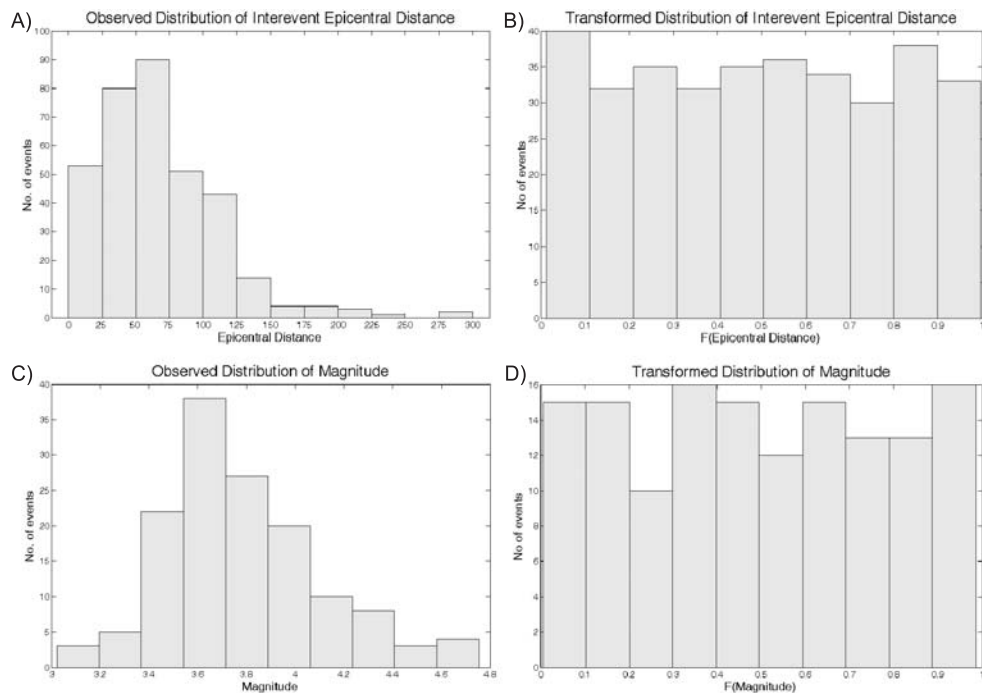
ści funkcji jądrowej, a  $g = \left[ \prod_{i=1}^n \hat{f}^*(\xi_i | \{\xi_i\}, h) \right]^{1/n}$ .

Gdy dziedziną zmiennej losowej  $\Xi$  jest skończony przedział  $[\xi^*, \xi^*]$  trzeba zmodyfikować estymatę funkcji gęstości. W tym celu potraja się próbę i zbiór wartości  $\{2\xi^* - \xi_1, 2\xi^* - \xi_2, \dots, 2\xi^* - \xi_n, \xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, 2\xi^* - \xi_1, 2\xi^* - \xi_2, \dots, 2\xi^* - \xi_n\}$  wykorzystuje się do wyznaczenia czynnika gładkości  $h$  i lokalnych wag  $\{\lambda_i\}$ . Estymator dystrybuanty w tym przypadku jest:

$$\hat{F}(\xi, \{\xi_i\}) = \begin{cases} 0 & \xi < \xi^* \\ \frac{3}{n} \sum_{i=1}^n \left\{ \Phi \left( \frac{\xi - \xi_i}{\lambda_i h} \right) - \Phi \left( \frac{\xi^* - \xi_i}{\lambda_i h} \right) \right\} & \xi^* \leq \xi \leq \xi^* \\ 1 & \xi^* < \xi \end{cases} \quad (3)$$

Figura 1 przedstawia przykładowe wyniki wyżej opisanej transformacji dla długookresowych wartości geometrycznej odległości epicentralnej pomiędzy kolejnymi wstrząsami i magnitudy wstrząsów. Wartości obserwowane pochodziły z całkiem różnych rozkładów prawdopodobieństwa, co obrazują ich histogramy po lewej stronie rysunku. Po transformacji wartości parametrów wstrząsów należą do jednakowych populacji o rozkładzie równomiernym w prze-

dziale  $[0, 1]$ , co implikuje statystyczną identyczność ich histogramów przedstawionych po prawej stronie rysunku.



**Fig. 1.** Przykład przedstawianej transformacji parametrów wstrząsów sejsmicznych: A) histogram obserwowanych odległości epicentralnych między kolejnymi wstrząsami; B) histogram transformowanych odległości epicentralnych między kolejnymi wstrząsami; C) histogram obserwowanych wartości magnitudy; D) histogram transformowanych wartości magnitudy

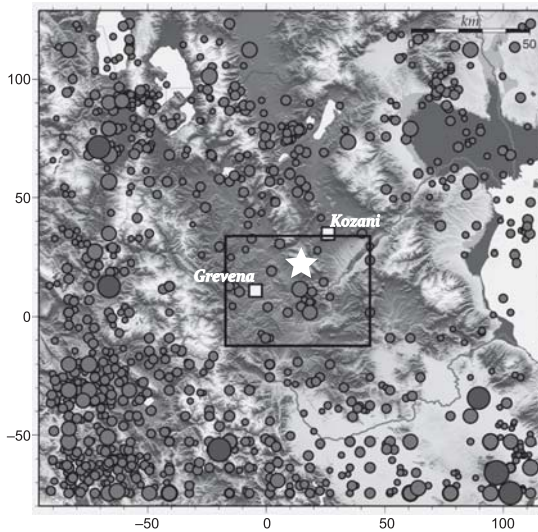
**Fig. 1.** An example of the presented transformation of seismic event parameters: A) histogram of the observed epicentral distance between every two consecutive events; B) histogram of the transformed epicentral distance between every two consecutive events; C) histogram of event magnitude, D) histogram of the transformed event magnitude

## ANALIZA GRUPOWANIA TŁA SEJSMICZNEGO PRZED DUŻYM TRZĘSIENIEM ZIEMI

Prezentowaną metodę transformacji parametryzacji procesu sejsmicznego zastosowano do badania chwilowego, anomalnego gromadzenia wstrząsów tła sejsmicznego, w okresie poprzedzającym wystąpienie dużego trzęsienia ziemi. W wielu publikacjach przedstawiane były charakterystyczne zmiany rozkładu pojedynczych lub jednakowo skalowalnych parametrów słabszych wstrząsów przed silnym trzęsieniem ziemi (np. Bowman *et al.* 1998, Evison & Rhoades 2002, King & Bowman 2003, Ogata 2005). Transformacja parametrów w wartości ich dystrybuant stwarza możliwość przyjrzenia się zmianom rozkładu zachodzącym równocześnie w kilku różnie skalowalnych parametrach. W niniejszej pracy rozważane są jedynie

dwuwymiarowe podprzestrzenie przestrzeni parametrów, a identyfikacja anomalnych skupisk dokonywana jest tylko poprzez inspekcję wizualną.

Analizie poddano obserwacje sejsmiczne z rejonu miast Kozani i Grevena w Grecji, w których 13 maja 1995 roku wystąpiło trzęsienie ziemi o magnitudzie  $M_w 6.5$ . Badaną serię sejsmiczną wyodrębniono z katalogu sejsmicznego Geophysics Department Uniwersytetu Arystotelesa w Salonikach (Papazachos *et al.* 2007). Składała się ze zjawisk sejsmicznych, które wystąpiły od 23.04.1981 do czasu wystąpienia wstrząsu głównego (13.05.1995), których epicentra znajdowały się w kwadracie o środku w epicentrum wstrząsu głównego i boku 200 km oraz których magnitudy były nie mniejsze niż 3.0 (Fig. 2). Seria kompletna, licząca 1260 wstrząsów, została sparametryzowana: współrzędną  $x$  epicentrum, współrzędną  $y$  epicentrum, magnitudą, czasem pomiędzy kolejnymi wstrząsami, geometryczną odległością pomiędzy epicentrami kolejnych wstrząsów, odległością epicentralną do wstrząsu głównego. Czas i odległość epicentralna pomiędzy wstrząsami przypisywane były do późniejszego z tworzącej je pary wstrząsów.

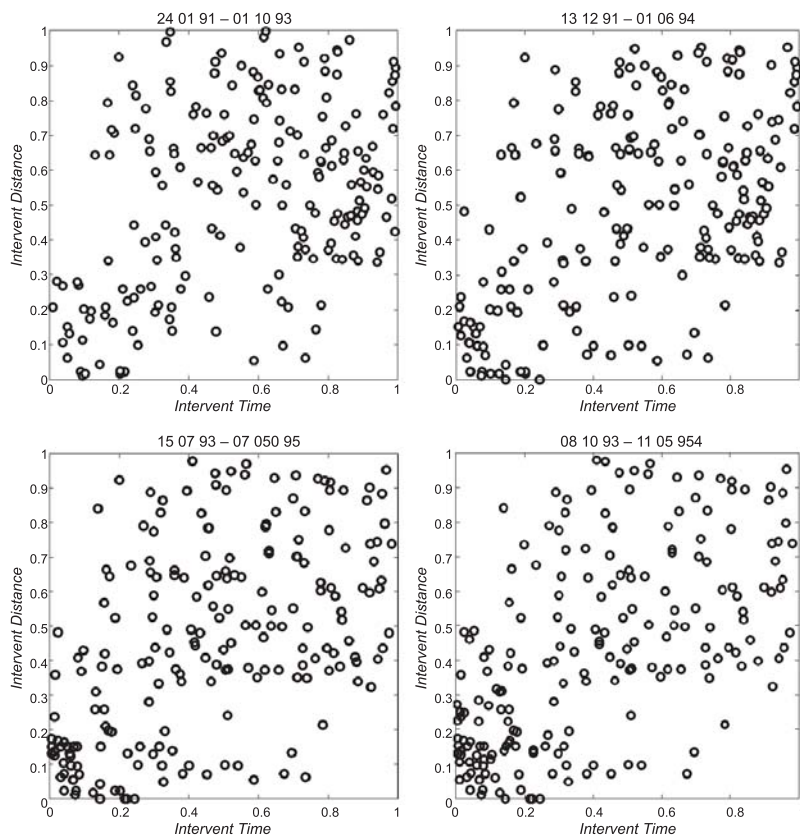


**Fig. 2.** Obszar wokół epicentrum trzęsienia ziemi  $M_w 6.5$  Kozani-Grevena (Grecja) z 13.05.1995, z którego pobrano dane do badań poprzedzającego grupowania tła sejsmicznego. Kółkami oznaczono położenia epicentrow wstrząsów tła. Wielkość kółka odpowiada wielkości magnitudy wstrząsu. Duża gwiazda w środku obszaru wskazuje epicentrum wstrząsu głównego

**Fig. 2.** The area around the epicenter of  $M_w 6.5$  Kozani-Grevena (Greece) earthquake from 13.05.1995, from which the data for studies of the premonitory clustering of background seismicity have been collected. The circles indicate locations of the epicenters of background seismicity events and scale with the event magnitude. The big star in the center marks the main shock epicentrum

W pierwszym etapie analizy całe serie parametrów używano do rekonstrukcji dystrybucji tych parametrów (Równania (1) i (3)). Dalej przeglądano położenia pierwszej grupy 200 kolejnych wstrząsów na płaszczyźnie transformacji dwóch wybranych parametrów. Następnie to „okno” 200 wstrząsów przesuwano o 10 wstrząsów. Operację powtarzano aż do zakończenia serii.

Wyraźne wizualnie grupowanie się zjawisk serii przed wstrząsem głównym stwierdzono jedynie na płaszczyźnie tworzonej przez parę: czas pomiędzy kolejnymi wstrząsami – odległość epicentralna pomiędzy kolejnymi wstrząsami. Na figurze 3 przedstawiono cztery etapy anomального grupowania się wstrząsów na płaszczyźnie tych dwóch parametrów.



**Fig. 3.** Anomalne grupowanie się wstrząsów tła sejsmicznego w układzie: czas pomiędzy kolejnymi wstrząsami – odległość epicentralna pomiędzy kolejnymi wstrząsami, przed trzęsieniem ziemi Kozani-Grevena z 13.05.1995. Kolejne rysunki przedstawiają stan w okresach coraz bliższych wstrząsu głównego

**Fig. 3.** Anomalous clustering of the background seismicity on the interevent time – interevent epicentral distance plane before the Kozani-Grevena earthquake from 13.05.1995. The consecutive plots present the distribution in periods more and more closer to the main shock occurrence time

W miarę zbliżania się wstrząsu głównego wstrząsy tła sejsmicznego grupują się w prostokacie  $[0.0, 0.25] \times [0.0, 0.35]$ , czyli w strefie małych wartości badanych parametrów. Taka tendencja oznacza więc równoczesne zwiększanie aktywności (liczby zjawisk na jednostkę czasu) i skłonność do lokowania kolejnych wstrząsów bliżej poprzednich.

Oczywistym jest, że jeden przypadek anomального grupowania tła sejsmicznego na płaszczyźnie tych dwóch parametrów przed silnym trzęsieniem ziemi nie tworzy nowej metody



przewidywania trzęsień ziemi. Niemniej uzyskane wyniki można uznać za obiecujące. Oczywistym jest również, że wizualna inspekcja jest najmniej efektywnym sposobem badania anormalnego grupowania, praktycznie możliwym do zastosowania jedynie w przypadkach dwuwymiarowych. Niemniej już w tak prosty sposób pokazano, że można wyjść ponad dotychczasowe badania jednowymiarowe. W dalszych pracach prezentowane podejście do analizy grupowania zostanie uzupełnione algorytmicznymi metodami identyfikacji skupisk w przestrzeniach wielowymiarowych.

*Podziękowania: Praca ta została wykonana w ramach projektu badawczego specjalnego PBS-Grecja/10/2007, finansowanego przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego w latach 2007–2009.*

*Praca była prezentowana na VII Konferencji Naukowo-Technicznej pt. „Geofizyka w geologii, górnictwie i ochronie środowiska” organizowanej z okazji jubileuszu 90-lecia AGH na WGGiOŚ.*

## LITERATURA

- Bowman A.W., Hall P. & Titterton D.M., 1984. Cross-validation in non-parametric estimation of probabilities and probability densities. *Biometrika*, 71, 341–351.
- Bowman D., Quillon G., Sammis C., Sornete A. & Sornete D., 1998. An observational test of the critical earthquake concept. *Journal of Geophysical Research*, 103, 24, 359–24, 372.
- Evison F.F. & Rhoades D.A., 2002. Precursory scale increase and long-term seismogenesis in California and northern Mexico. *Annales Geophysicae*, 45, 479–495.
- Kijko A., Lasocki S. & Graham G., 2001. Nonparametric seismic hazard analysis in mines. *Pure and Applied Geophysics*, 158, 1655–1676.
- King G.C.P. & Bowman D.D., 2003. The evolution of regional seismicity between large earthquakes. *Journal of Geophysical Research*, 108(B2), 2096, doi:10.1029/2001JB000783.
- Ogata Y., 2005. Synchronous seismicity changes in and around the northern Japan preceding the 2003 Tokachi-oki earthquake of M8.0. *Journal of Geophysical Research*, 110, B08305, doi:10.1029/2004JB003323.
- Orlecka-Sikora B. & Lasocki S., 2005. Nonparametric characterization of mining induced seismic sources. W: Potvin Y. & Hudyma M. (eds), *Proc. Sixth Int. Symp. on Rockburst and Seismicity in Mines, 9–11 March 2005*, Australian Centre for Geomechanics, Australia, Nedlands, 555–560.
- Papazachos B.C., Comninakis P.E., Karakaisis G.F., Karakostas V.G., Papaioannou Ch.A., Papazachos C.B. & Scordilis E.M., 2007. *A catalogue of earthquakes in Greece and surrounding area for the period 550 BC-2007*, Publ. Geophys. Lab., Univ. Thessaloniki, Thessaloniki, Greece.
- Silverman B.W., 1986. *Density estimation for statistics and data analysis*. Monogr. CRC Press, Boca Raton, Fla.