

Alfred STACH\*

## **Geostatystyczna identyfikacja mechanizmów transportu roztworów w ciekach**

### **Geostatistical identification of solute transport mechanism in rivers**

#### **Wstęp**

Odływ rzeczny w zlewniach w strefie klimatu umiarkowanego pozbawionych trwałej pokrywy śnieżnej i/lub lodowej, tworzony jest w zmiennych proporcjach przez zasilanie z wód gruntowych, wód glebowych (spływ śródpokrywowy lub okresowe, „zawieszony” zwierciadła wodonośne) oraz ze spływu powierzchniowego zarówno nasyconego, jak i nienasyconego (Dunne i in. 1975, Froehlich 1982, Pearce i in. 1986). Proporcje te zmieniają się w czasie w zależności od fazy cyklu wezbraniowego lub sezonowego oraz w przestrzeni, zależnie od wielkości i układu elementarnych obszarów zasilających uwarunkowanych głównie przez topografię i użytkowanie terenu. Prawidłowości te wpływają w decydujący sposób na czasową zmienność składu i stężenia substancji transportowanych w cieku zarówno w postaci rozpuszczonej, jak i stałej. Interpretacja geomorfologiczna pomiarów transportu fluwialnego jest w dużych ciekach zazwyczaj bardzo trudna i wymaga ciągłego monitoringu oraz stosowania bardzo subtelnych technik pomiarowych. Kłopotliwe jest, szczególnie w zlewniach trzeciego i wyższych rzędów o powierzchniach większych od kilku km<sup>2</sup>, oddzielenie wpływu hydraulicznych i chemicznych efektów spływu materii w korytach cieków od jej cech nabytych w „obszarach zasilania”. Trudności rozgraniczenia i dokładnego zdefiniowania takich obszarów rosną nieproporcjonalnie do powierzchni zlewni. W ostatnich dwóch dekadach najbardziej znaczące postępy w tej dziedzinie osiągnięto stosując techniki „odcisków palców” (*fingerprinting*) form i obszarów zasilania. Należą do nich trwałe izotopy tlenu i wodoru, „konserwatywne” składniki chemiczne w roztworze, aktywność <sup>137</sup>Cs w zawiesinie, specyficzne właściwości fizyczne i chemiczne zawiesiny (Bonell i in. 1990, Hirata, Muraoka 1988, Walling i in. 1999, Wels i in. 1991). Wydaje się jednakże, że zaniedbane zostały nieco możliwości tkwiące w zaawansowanej numerycznej analizie danych pochodzących z klasycznego monitoringu odpływu wody i transportowanych przez nią substancji. W niniejszym opracowaniu wykorzystane zostały geostatystyczne metody analizy serii czasowych, które, wedle dostępnej autorowi wiedzy w takim kontekście nie były do tej pory stosowane.

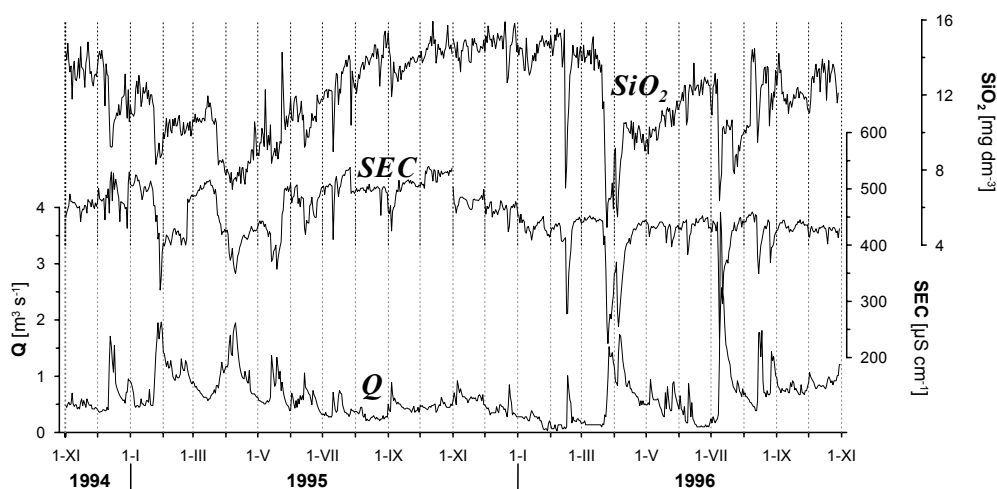
#### **Obszar badań i analizowane dane**

Opracowane dane obejmują dwuletnie serie dobowych pomiarów przepływu i wybranych parametrów fizykochemicznych dla zlewni górnej Parsęty (73,4 km<sup>2</sup>) i Bystrzanki (13,0 km<sup>2</sup>). Pierwsza z nich jest typowa dla obszarów pojezierzy Polski północno-zachodniej, druga dla Karpat Fliszowych. Szczegółowe charakterystyki obu zlewni zawarte są w publikacjach Kostrzewskiego i in. (1994a, b), Soji (1981), Starkla i Gila (1994) oraz Welca (1985). Dla górnej Parsęty oprócz przepływu analizowano przewodnictwo elektryczne

---

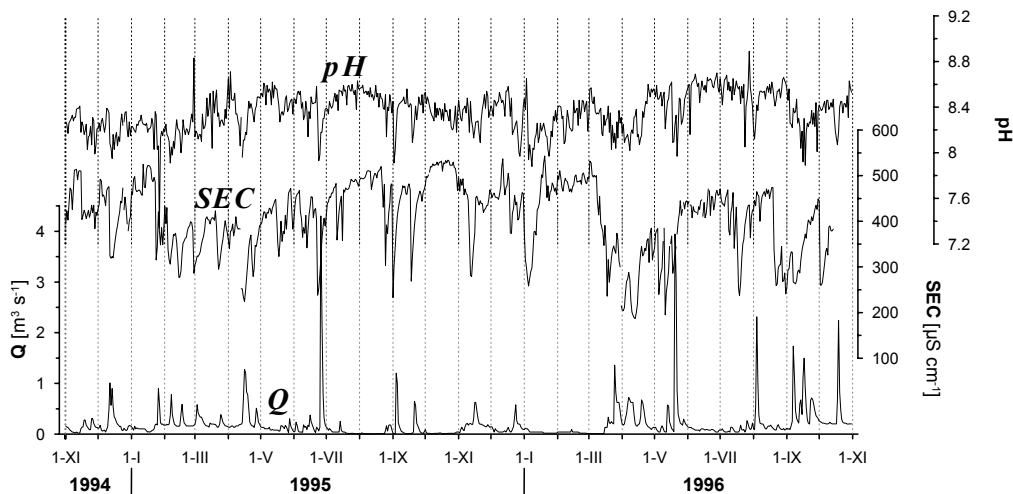
\* Instytut Badań Czwartorzędu i Geoekologii UAM, ul. Fredry 10, 61-710 Poznań, frdstach@amu.edu.pl

wody (SEC) i stężenie zjonizowanej krzemionki ( $\text{SiO}_2$ , rys. 1), dla Bystrzanki – SEC i stężenie jonów wodorowych (odczyn wody – pH, rys. 2). Wszystkie wymienione powyżej dane pomiarowe zostały zebrane w ramach Zintegrowanego Monitoringu Środowiska Przyrodniczego zgromadzone w Centralnej Bazie Danych ZMŚP.



Rys. 1. Analizowane serie dobowych pomiarów przepływu ( $Q$ ), przewodnictwa elektrolitycznego wody (SEC) i stężenia zjonizowanej krzemionki ( $\text{SiO}_2$ ) z lat hydrologicznych 1995-96 ze zlewni górnej Parsęty.

Fig. 1. Analysed daily measurements data of discharge ( $Q$ ), water electrical conductivity (SEC) and concentration of ionised silica ( $\text{SiO}_2$ ) from upper Parsęta catchment and 1995-96 hydrological years.



Rys. 2. Analizowane serie dobowych pomiarów przepływu ( $Q$ ), przewodnictwa elektrolitycznego (SEC) i odczynu wody (pH) z lat hydrologicznych 1995-96 ze zlewni Bystrzanki.

Fig. 2. Analysed daily measurements data of discharge ( $Q$ ), water electrical conductivity (SEC) and reaction (pH) from upper Bystrzanka catchment and 1995-96 hydrological years.

### Podstawy teoretyczne

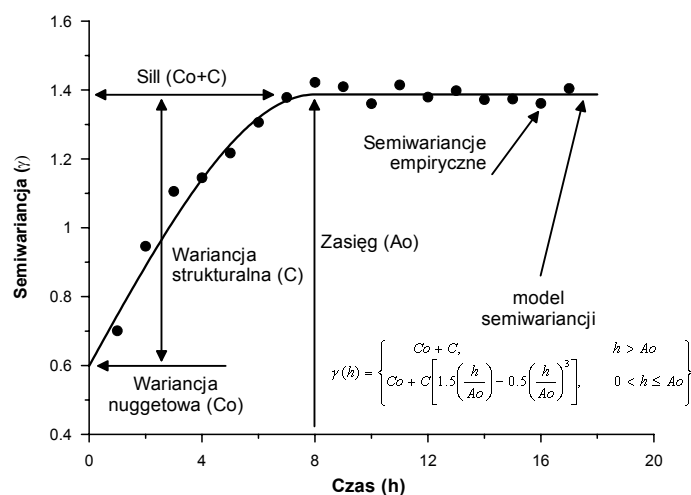
Charakterystyczną cechą większości zjawisk przyrodniczych, które są opisywane za pomocą pomiarów wybranych parametrów fizycznych, chemicznych czy też biologicznych, jest istnienie autokorelacji. Wyniki pomiarów które sąsiadują ze sobą w czasie są zazwyczaj bardziej do siebie podobne, niż wyniki pomiarów bardziej odległych. Jest to skutkiem „bezwładności” i „samoregulacji” systemów przyrodniczych, które na bodziec reagują z pewnym opóźnieniem i stosunkowo powoli. Wyniki pomiarów nie można traktować zatem

jakby to były niezależne zdarzenia losowe, co jest podstawą „klasycznej” statystyki. Ta prosta obserwacja leży u podstaw geostatystyki, a jej fundamentem jest teoria funkcji losowych (Goovearts 1997). Punktem wyjścia analizy geostatystycznej jest obliczenie semiwariogramu empirycznego będącego miarą średniego niepodobieństwa (braku podobieństwa) między danymi pomiarowymi odległymi o wektor (odcinek czasu)  $\mathbf{h}$  (Gringarten, Deutsch 2001, rys. 3). Jest to połowa średniego kwadratu różnic między wartościami parametru w momencie 0 i momencie  $0 + \mathbf{h}$  (1):

$$\hat{\gamma}(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{\alpha=1}^{N(\mathbf{h})} [z(\mathbf{u}_{\alpha}) - z(\mathbf{u}_{\alpha} + \mathbf{h})]^2 \quad (1)$$

gdzie:

$N(\mathbf{h})$  to liczba par danych dla danego odstępu czasu  $\mathbf{h}$  między nimi,  
 $z(\mathbf{u}_{\alpha})$  dla  $\alpha = 1, 2, \dots, n$  oznaczają zbiór  $n$  pomiarów danego parametru,  
 $\mathbf{u}_{\alpha}$  jest wektorem terminów wykonywanych pomiarów.



Rys.3. Terminologia używana przy analizie semiwariancji.

Fig. 3. The nomenclature used in semivariogram analysis.

Uogólnieniem informacji zawartych w semiwariogramie empirycznym jest model semiwariancji czyli ciągła funkcja dopasowana do wartości semiwariancji empirycznych, obliczanych przecież dla skończonej liczby przedziałów czasowych (rys. 3). Model taki umożliwi szacowanie wartości semiwariancji dla jakiegokolwiek odstępu czasu i „wygładza” przypadkowe fluktuacje poszczególnych wartości semiwariancji empirycznych. Ma on również zasadnicze znaczenie dla szacowania wartości parametru w nie opróbowanych momentach czasu. Model semiwariancji umożliwia określenie trzech bardzo ważnych parametrów analizowanej serii czasowej:

- Zasięg ( $A_o$ ) określający odcinek czasu w którym występuje autokorelacja (podobieństwo) między pomiarami,
- Wariancja nuggetowa ( $C_o$ ) czyli teoretycznie oszacowana różnica między pomiarami wykonywanymi w tym samym momencie czasu; składa się nań wartość błędu pomiarowego oraz krótkookresowa zmienność występująca w skali czasu krótszej niż odstęp kolejnych pomiarów,
- Wariancja strukturalna ( $C$ ) czyli wartość wzrostu semiwariancji od poziomu nuggetowego do granicy zasięgu danych skorelowanych (*sill*,  $C_o + C$ ). W przypadku modeli złożonych

(*nested models*), każdą ze składowych charakteryzuje się typem funkcji i wartością wariancji strukturalnej. Suma wariancji strukturalnych modeli cząstkowych jest zazwyczaj zbliżona lub równa wariancji całej analizowanej serii pomiarowej. Wariancje nuggetowa i strukturalne wyrażone są w jednostkach pomiarowych podniesionych do kwadratu.

Ideę semiwariogramu jako miary spadku samopodobieństwa wraz ze zwiększaniem się odstępów czasu pomiędzy pomiarami można rozciągnąć również na analizę dwóch lub większej ilości wykonywanych jednocześnie serii pomiarowych. W szczególności jako miarę wspólnej zmienności dwóch mierzonych cech  $z_i$  i  $z_j$  wprowadzono pojęcie krossemiwariorogramu empirycznego (2). Ze wzoru 2 wynika, że analizujemy wspólne zróżnicowanie wartości  $z_i$  i  $z_j$  między jednym momentem czasu, a innym odległym o wektor  $\mathbf{h}$ . Jeżeli obie cechy są skorelowane dodatnio (zależność wprost proporcjonalna) to wzrost wartości  $z_i$  (spadek) przy przejściu z momentu  $\mathbf{u}_\alpha$  do momentu  $\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h}$  związany jest ze wzrostem wartości (spadkiem)  $z_j$ , i wówczas wartości krossemiwariorogramu są dodatnie.

Przeskalowanie wartości krossemiwariorogramu przy pomocy odpowiadających mu wartości semiwariancji obu analizowanych cech daje współczynnik kodyspersji (3).

$$\hat{\gamma}_{ij}(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{\alpha=1}^{N(\mathbf{h})} [z_i(\mathbf{u}_\alpha) - z_i(\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h})] \cdot [z_j(\mathbf{u}_\alpha) - z_j(\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h})] \quad (2)$$

$$v_{ij}(\mathbf{h}) = \frac{\gamma_{ij}(\mathbf{h})}{\sqrt{\gamma_{ii}(\mathbf{h}) \cdot \gamma_{jj}(\mathbf{h})}} \in [-1, +1] \quad (3)$$

Uporządkowany szereg współczynników kodyspersji  $v_{ij}(\mathbf{h}_1)$ ,  $v_{ij}(\mathbf{h}_2)$ , ... stanowi tak zwaną eksperymentalną funkcję kodyspersji. Współczynnik kodyspersji może być interpretowany jako współczynnik korelacji pomiędzy danymi oddalonymi wektor  $\mathbf{h}$  wtedy kiedy wykres rozrzutu danych (XY) jest wykreślony jest w postaci symetrycznej. Oznacza to, że każda para obiektów w czasie  $\mathbf{u}_\alpha$  i  $\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h}$  pojawiają się dwukrotnie: raz jako punkt o współrzędnych ( $[z_i(\mathbf{u}_\alpha) - z_i(\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h})]$ ,  $[z_j(\mathbf{u}_\alpha) - z_j(\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h})]$ ) i ponownie jako punkt ( $[z_i(\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h}) - z_i(\mathbf{u}_\alpha)]$ ,  $[z_j(\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h}) - z_j(\mathbf{u}_\alpha)]$ ).

Podstawy numeryczne algorytmów estymacji powodują, że modele semiwariancji i krossemiwariancji mogą być wybierane z ograniczonego zestawu tak zwanych dopuszczalnych (*permissible*) funkcji. Nie stanowi to istotnego zubożenia jakości dopasowania, ponieważ elementarne funkcje mogą być ze sobą łączone – zagnieżdżane tzw. „*nested models*”. Konieczność użycia modelu złożonego (zagnieżdżonego) może mieć istotne implikacje. Sugeruje bowiem, że dane zjawisko jest efektem działania kilku czynników, z których każdy funkcjonuje w innej skali czasu. Funkcja losowa o zagnieżdżonym modelu semiwariogramu, może być traktowana jak liniowa kombinacja niezależnych i sumujących się funkcji losowych, każda ze średnią równą zero i prostym semiwariogramem. Jest to dość arbitralne założenie bez jednoznacznego odniesienia przyrodniczego. Rzeczywiste procesy przyrodnicze nie są generalnie niezależne, a ich efekty niekoniecznie się sumują. Mimo to koncepcja ta ma istotne znaczenie bo umożliwia wydzielenie z analizowanej serii czasowej składowych będących efektem działania różnych procesów i obliczanie tak zwanych strukturalnych współczynników korelacji (4). Jest to korelacja liniowa między jakimikolwiek analogicznymi składowymi dwóch skorelowanych zmiennych losowych. Do jej obliczenia potrzebne są wartości wariancji nuggetowej lub strukturalnej tych składowych modelu semiwariogramu każdej ze zmiennych ( $b_{ii}^l$  i  $b_{jj}^l$ ) oraz modelu ich krossemiwariorogramów ( $b_{ij}^l$ ).

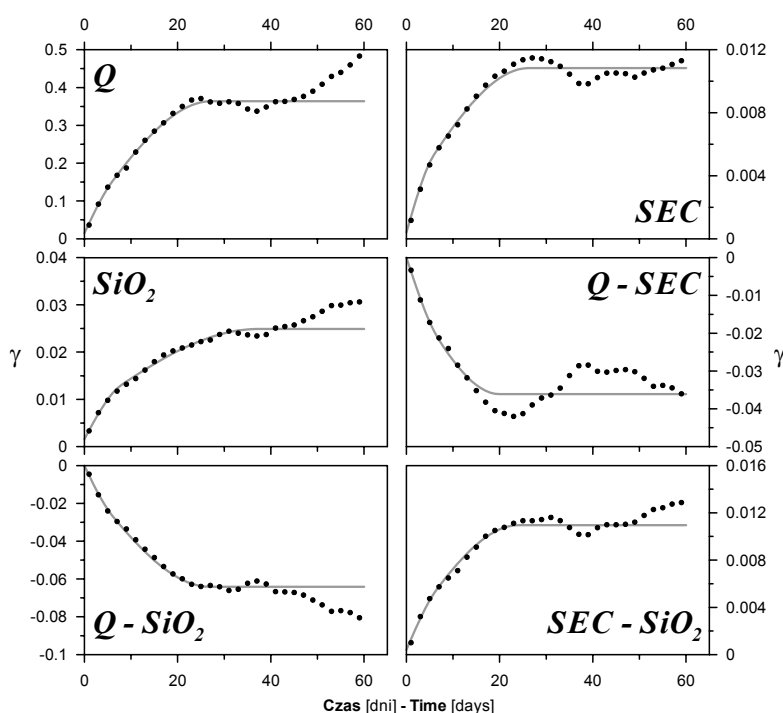
Warunkiem ich obliczenia jest zastosowanie liniowego modelu koregionalizacji, który wymaga aby wszystkie trzy modele miały identyczną strukturę, to jest tą samą liczbę

identycznych składowych o identycznym zasięgu. Nie jest to wielkie ograniczenie, ponieważ analizujemy przecież zmienne skorelowane, których przebieg czasowy jest podobny.

$$\rho_{ij}^l = \frac{b_{ij}^l}{\sqrt{b_{ii}^l \cdot b_{jj}^l}} \quad (4)$$

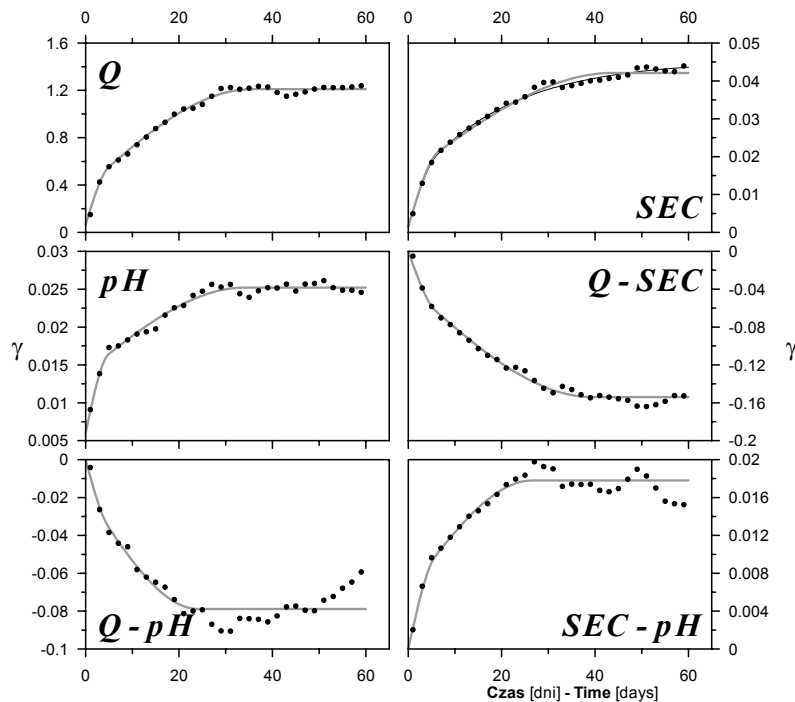
### Dyskusja wyników

Ponieważ wszystkie analizowane serie pomiarowe charakteryzują się skośnymi rozkładami, dane zostały znormalizowane poprzez transformację logarytmiczną. Analizę prowadzono dla okresu od 1 do 60 dni wstecz. Miało to na celu skoncentrowanie prac na interpretacji mechanizmu odpływu wezbraniowego, a pominięcie zmienności sezonowej. Dwuletnia seria pomiarów, którą opracowywano jest kompromisem pomiędzy chęcią uzyskania informacji o generalnych prawidłowościach funkcjonowania badanych systemów fluwialnych, a ograniczeniami związanymi z posiadanym oprogramowaniem i sprzętem komputerowym. Pierwszym elementem algorytmu obliczeniowego jest bowiem stworzenie macierzy różnic wyników pomiarów wszystkich możliwych par obserwacji – czyli w tym przypadku 266815 – i wykonywanie na niej obliczeń (Pannatier 1996). Analiza wykonywana na analogicznych danych pochodzących z obu zlewni z innych okresów dawała wyniki bardzo zbliżone. Przy dwuletniej serii pomiarowej wpływ pojedynczych, nawet ekstremalnych, wezbrań na wyniki jest już niewielki. Istnieje możliwość jednakże zastosowania analizy geostatystycznej również do krótszych okresów, na przykład do badania zmienności sezonowej mechanizmów odpływu wezbraniowego. Generalnie stabilność numeryczną semiwariogram (krossemiwariogram) uzyskuje przy seriach danych zawierających minimum 150 obserwacji. Próby wykonywane przez autora wskazują, że w przypadku danych hydrologicznych zadawalające rezultaty osiąga się nawet przy znacznie mniejszych liczebnościach próby.



Rys. 4. Semiwariogramy i krossemiwariogramy empiryczne oraz ich modele dla analizowanych serii pomiarowych z Parsęty. Dla zwiększenie czytelności rysunku zaznaczono co drugi punkt.

Fig. 4. Empirical semivariograms and cross semivariograms with theirs models for analysed data from upper Parsęta river. Only each second point was marked for plot clarity.



Rys. 5. Semiwariogramy i krossemiwarigramy empiryczne oraz ich modele dla analizowanych serii pomiarowych z Bystrzanki. Dla zwiększenie czytelności rysunku zaznaczono co drugi punkt.

Fig. 5. Empirical semivariograms and cross semivariograms with theirs models for analysed data from Bystrzanka river. Only each second point was marked for plot clarity.

Zarówno dla Parsęty, jak i dla Bystrzanki struktura podobieństwa analizowanych serii czasowych była zbliżona: niewielka wariancja nuggetowa i dwie składowe sferyczne o zasięgu 5-6 dni (Bystrzanka) i 6-8 dni (Parsęta) – pierwsza, oraz 34-36 (Bystrzanka) 25-27 dni (Parsęta) – druga (tab. 1, rys. 4 i 5). Przy dobowym kroku pomiarowym przepływająca w korycie tych cieków woda może być zatem w zasadzie traktowana jako mieszanina trzech składników. Względny ich udział jest w obu zlewniach również podobny: ok. 15, 30 i 55%. Składowa 1 obejmuje w sobie całą zmienność przepływu wody i rozpuszczonych w niej substancji dokonującą się w czasie krótszym niż odstęp próbkowania – czyli w ciągu 24 godzin. Abstrahując od różnic między poszczególnymi seriami pomiarowymi widoczny jest nieco wyższy udział składowej 2 dla Bystrzanki (ok. 34%), a 3 dla górnej Parsęty (ok. 58%). Prawdopodobnie składowe te należy utożsamiać z szybkim spływem (opad na koryto i spływ powierzchniowy nasycony i nienasycony z obszarów przylegających do koryta), szeroko rozumianym zasilaniem glebowym (spływ powierzchniowy, spływ powrotny a zwłaszcza spływ śródpokrywowy) i gruntowym. Większe nachylenia stoków i wyższa strukturalność gleb wykształconych na podłożu fliszowym wpływają zapewne na większe znaczenie składowej 2 w zlewni Bystrzanki. Szybszą reakcję wód stanowiących składową 3 w zlewni Parsęty należałoby wiązać z wyższym udziałem obszarów sąsiadujących z korytem o płytkim zaleganiu wód gruntowych. To efekt szerszej doliny i dużego udziału powierzchni obniżen wytopiskowych wykorzystywanych przez koryto ciek. Wyróżnione składowe nie korespondują w żaden sposób z długością czasu trwania i strukturą przepływów wezbraniowych w obu zlewniach (Soja 1981). Pewną analogię można widzieć w zlewni Bystrzanki między zasięgiem trzeciej składowej, a przebiegiem krzywej wysychania (Soja 1981).

Nie można oczywiście wykluczyć możliwości, że zbieżność struktury czasowej serii pomiarowych z obu zlewni jest czysto przypadkowa. W wielu opracowaniach jednak podkreślany jest fakt podobieństwa mechanizmów krążenia wody w zlewniach w klimacie

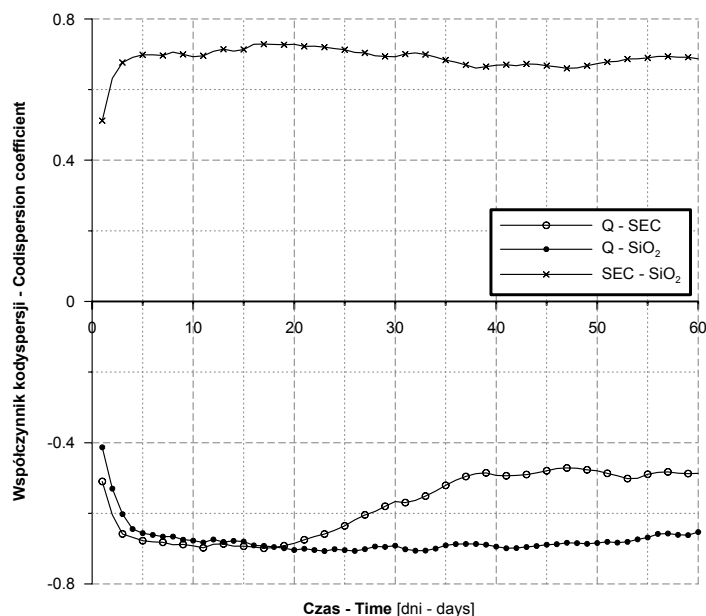
umiarkowanym. Różnice mają charakter głównie ilościowy, nie jakościowy (Tanaka 1988). W przypadku analizowanych serii pomiarów przepływu podstawowe różnice związane są z wielokrotnie większą zmiennością danych z Bystrzanki. Semiwariancja nuggetowa jest 4 większa, składowa 2 – 9 razy, a 3 – 2,6 razy. W sumie wariancja danych przepływu ze zlewni fliszowej jest 3,32 razy większa niż ze zlewni pojeziernej.

Tabela 1. Modele semiwariancji i krossemiwariancji uzyskane dla analizowanych serii pomiarowych. Uproszczony zapis modelu zawiera wielkości wariancji nuggetowej i strukturalnej (*sill*) dla każdego składowej modelu (liczby bez nawiasów), typ składowej (skrót *Sph.* oznacza model sferyczny) oraz zasięg każdej składowej w dniach (liczba w nawiasie).

Table 1. Semivariograms and cross semivariograms models for analysed measurements data. Simplified model notation contains values of nugget and structural variance (*sill*) for each model component (numbers without parenthesis), component type (*Sph.* abbreviation stands for spherical model), and finally range of each component in days (numbers in parenthesis).

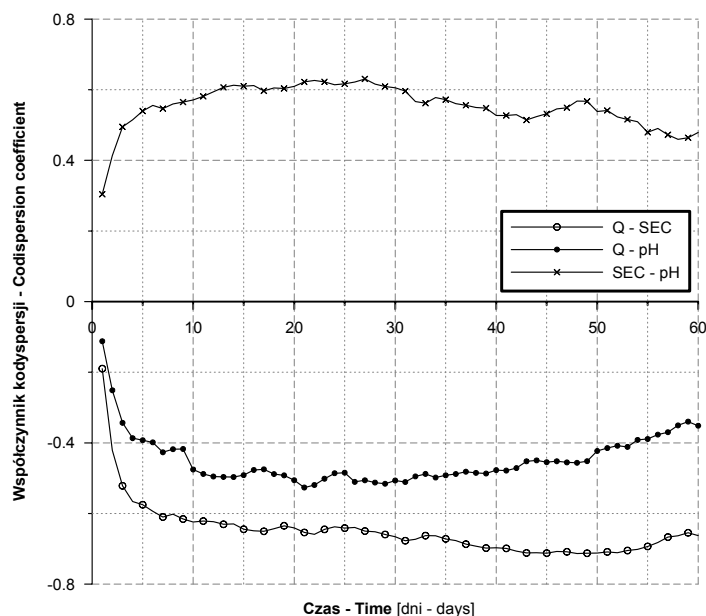
Zmienna Variable	Model semiwariancji ( $\gamma$ ) Semivariance model
górna Parsęta	
$\ln Q$	$0,015 + 0,0348 \text{ Sph.}(6,0) + 0,314 \text{ Sph.}(27,2)$
$\ln SEC$	$0,0004 + 0,0022 \text{ Sph.}(6,0) + 0,00823 \text{ Sph.}(26,2)$
$\ln SiO_2$	$0,0016 + 0,006 \text{ Sph.}(7,9) + 0,0173 \text{ Sph.}(37,2)$
$\ln Q - \ln SEC$	$-0,0072 \text{ Sph.}(7,0) - 0,0289 \text{ Sph.}(19,9)$
$\ln Q - \ln SiO_2$	$-0,0081 \text{ Sph.}(6,0) - 0,056 \text{ Sph.}(26,8)$
$\ln SEC - \ln SiO_2$	$0,0004 + 0,00155 \text{ Sph.}(6,7) + 0,009 \text{ Sph.}(24,0)$
Bystrzanka	
$\ln Q$	$0,065 + 0,315 \text{ Sph.}(5) + 0,83 \text{ Sph.}(35,5)$
$\ln SEC$	$0,0015 + 0,014 \text{ Sph.}(6,5) + 0,0266 \text{ Sph.}(43,8)$
$pH$	$0,006 + 0,008 \text{ Sph.}(4,95) + 0,0112 \text{ Sph.}(33,9)$
$\ln Q - \ln SEC$	$-0,037 \text{ Sph.}(5,9) - 0,117 \text{ Sph.}(39,4)$
$\ln Q - pH$	$-0,0168 \text{ Sph.}(4,8) - 0,062 \text{ Sph.}(24)$
$\ln SEC - pH$	$0,006 \text{ Sph.}(5,8) + 0,0118 \text{ Sph.}(26,6)$

Zmienny skład mieszaniny w korycie obu cieków powoduje również, że zależności stężeń składników roztworu od objętości przepływu są generalnie „słabe” i dalekie od prostych krzywych rozcieńczania – patrz pierwszy wiersz w tabeli 2. Wykresy funkcji kodyspersji wskazują jednakże, że za niską siłę zależności przepływ – stężenia składników roztworu odpowiedzialne są głównie wody szybkiego spływu (składowa 1) i w mniejszym stopniu zasilania gruntowego (składowa 3). Wartości bezwzględne współczynników kodyspersji rosną gwałtownie do odstępu około 6 dni, maksimum osiągają zazwyczaj przy odstępie pomiarów od 15 a 30 dni. Jedynie zależność Q-SEC dla Bystrzanki wykazuje większe opóźnienie maksimum funkcji kodyspersji – około 48 dni.



Rys. 6. Funkcje kodyspersji dla analizowanych serii pomiarowych z Parsęty. Dla zwiększenia czytelności rysunku zaznaczono co drugi punkt.

Fig. 6. Experimental codispersion functions for analysed measurements data from upper Parsęta river. Only each second point was marked for plot clarity.



Rys. 7. Funkcje kodyspersji dla analizowanych serii pomiarowych z Bystrzanki. Dla zwiększenia czytelności rysunku zaznaczono co drugi punkt.

Fig. 6. Experimental codispersion functions for analysed measurements data from Bystrzanka river. Only each second point was marked for plot clarity.

Strukturalne współczynniki korelacji obliczono zgodnie z liniowym modelem koregionalizacji (tab. 2). Dla Bystrzanki przyjęto zasięg drugiej struktury 6 dni, a trzeciej 34. W przypadku Parsęty dla par z udziałem przepływu przyjęto zasięgi 6 i 28 dni, a dla zależności SEC-SiO<sub>2</sub> – 7 i 27 dni. Wyniki obliczeń są bardzo ciekawe lecz, jak wspomniano uprzednio, należy je interpretować z dużą ostrożnością. Po pierwsze, oprócz zależności SEC-SiO<sub>2</sub> dla Parsęty, współczynniki dla pierwszej składowej (nugget) mają odwrotny znak niż



zwykła korelacja liniowa. Oznaczałoby to między innymi, że dla wód szybkiego spływu istnieje wprost proporcjonalna zależność między objętością przepływu, a stężeniem rozpuszczonych substancji. Można zaakceptować powyższy wniosek ponieważ błędy pomiarowe, które również składają się na wariancję nuggetową zazwyczaj charakteryzują się rozkładem losowym, a ich wielkość, w przypadku analizowanych parametrów, jest niezależna od wielkości wyniku pomiaru. Należy również zwrócić uwagę, że równy 1 strukturalny współczynnik korelacji dla pierwszej składowej zależności Q-SEC w Bystrzance jest prawdopodobnie artefaktem numerycznym wynikającym z bardzo małych wartości semiwariancji nuggetowej. Przypuszczalnie przyczyną wprost proporcjonalnej zależności między stężeniami a przepływem jest efekt wymywania (*flushing effect*) przez spływające powierzchniowo wody zakumulowanych w okresie bezopadowym rozpuszczalnych substancji (Klein 1981, Stach 2002). Dominacja zasilania glebowego i gruntowego w odpływie korytowym maskuje istnienie tego zjawiska, które rejestrowane jest bezpośrednio jedynie na poletkach stokowych i w skrajnie małych mikrozewniach. Przyjęcie takiego wyjaśnienia fenomenu pierwszej składowej pociąga za sobą również wniosek o bardzo niewielkim wpływie na kształtowanie się chemizmu wód wezbraniowych opadu bezpośrednio na koryto. Potwierdzeniem takiej interpretacji byłyby wyższe wartości współczynników korelacji strukturalnej dla pierwszej składowej w zlewni Bystrzanki, w której powierzchnia koryt cieków i obszarów permanentnie nasyconych stanowi mniejszy odsetek powierzchni. Również bliską zera wartość współczynnika dla zależności Q-SiO<sub>2</sub> w zlewni górnej Parsęty można interpretować zgodnie z powyższym wyjaśnieniem. Rozpuszczona krzemionka jest w zasadzie nieobecna w składzie opadów atmosferycznych, a jej zawartość w wodach spływu powierzchniowego jest niewielka i bardzo zmienna, zależna od warunków lokalnych i długości okresu bezopadowego. Z kolei ładunek jonów wodorowych w mokrym i suchym opadzie atmosferycznym jest wielokrotnie większy niż w wodach glebowych i gruntowych, czego konsekwencją jest wprost proporcjonalna zależność między przepływem a pH dla pierwszej składowej.

Tabela 2. Zwykłe i strukturalne współczynniki korelacji dla oryginalnych serii pomiarowych i składowych czasowych odpływu Bystrzanki i górnej Parsęty.

Table. 2. Ordinary and structural correlation coefficients for original measurements data and time components of the outflow from Bystrzanka and upper Parsęta rivers.

Ciek - River:	Bystrzanka			górną Parsęta		
	Q-SEC	Q-pH	SEC-pH	Q-SEC	Q-SiO <sub>2</sub>	SEC-SiO <sub>2</sub>
Dane / Zależność Data / Relationship						
Dane oryginalne – Original data	-0,696	-0,362	0,388	-0,357	-0,626	0,612
Składowa 1 – Time component	1,000	0,393	-0,277	0,737	0,063	0,309
Składowa 2 – Time component	-0,679	-0,711	0,860	-0,994	-0,917	0,984
Składowa 3 – Time component	-0,771	-0,585	0,615	-0,510	-0,717	0,693

W efekcie opisanego powyżej faktu współczynniki dla drugiej i trzeciej składowej mają taki sam znak jak zwykły współczynnik korelacji liniowej i są od niego prawie zawsze wyższe (jedyny wyjątek to składowa 2 dla zależności Q-SEC w Bystrzance). Również jeden, ten sam, wyjątek istnieje od zasady, że wyższy współczynnik korelacji strukturalnej jest charakterystyczny dla składowej 2. Szybciej reagujące na zasilanie i parowanie, mniej zmineralizowane wody składowej 2 wykazują większy zakres rozcieńczenia i zateżnienia niż wody gruntowe.

## Podsumowanie

Geostatystyczna wielozmienna analiza strukturalna została wykorzystana do opisu serii pomiarowych przepływu i wybranych parametrów fizykochemicznych wody w zlewni nizinnej (górną Parsętą, Pojezierze Pomorskie) i górskiej (Bystrzanka, Beskid Niski). Zarówno dla Parsęty, jak i dla Bystrzanki struktura podobieństwa analizowanych serii czasowych była zbliżona: niewielka wariancja nuggetowa i dwie składowe sferyczne o zasięgu 5-6 dni (Bystrzanka) i 6-8 dni (Parsęta) – pierwsza, oraz 34-36 (Bystrzanka) 25-27 dni (Parsęta) – druga (tab. 1, rys. 4 i 5). Przy dobowym kroku pomiarowym przepływająca w korycie tych cieków woda może być zatem w zasadzie traktowana jako mieszanina trzech składników. Ich względny udział jest w obu zlewniach również podobny: ok. 15, 30 i 55%. Prawdopodobnie składowe te należy utożsamiać z szybkim spływem (opad na koryto i spływ powierzchniowy nasycony i nienasycony z obszarów przylegających do koryta), szeroko rozumianym zasilaniem glebowym (spływ powierzchniowy, spływ powrotny a zwłaszcza spływ śródpokrywowy) i gruntowym. Za niską siłę zależności przepływ – stężenia składników roztworu odpowiedzialne są głównie wody szybkiego spływu (składowa 1) i w mniejszym stopniu zasilania gruntowego (składowa 3). Wartości bezwzględne współczynników kodyspersji rosną gwałtownie do odstepu około 6 dni (rys. 6 i 7), maksimum osiągają zazwyczaj przy odstepie pomiarów od 15 a 30 dni. Dla wód szybkiego spływu istnieje wprost proporcjonalna zależność między objętością przepływu, a stężeniem rozpuszczonych substancji. Prawdopodobnie jest to skutek wymywania (*flushing effect*) przez spływające powierzchniowo wody zakumulowanych w okresie bezopadowym rozpuszczalnych substancji. W efekcie opisanego powyżej faktu współczynniki dla drugiej i trzeciej składowej mają taki sam znak jak zwykły współczynnik korelacji liniowej i są od niego prawie zawsze wyższe. Szybciej reagujące na zasilanie i parowanie, mniej zmineralizowane wody składowej 2 wykazują większy zakres rozcieńczenia i zateżnienia niż wody gruntowe.

Zastosowanie podobnej metodyki dla zapisów limnigraficznych umożliwiło bardziej szczegółowy opis składowej związanej z szybkim spływem wody w trakcie wezbrania. Bardzo obiecujące możliwości stwarza również procedura *factorial kriging* umożliwiająca szacowanie wartości składowych – a więc obiektywny rozdział genetyczny zarówno hydrogramu oraz „chemogramu”.

## Literatura

- BONELL, M., PEARCE, A.J., STEWART, M.K., 1990: *The identification of runoff-production mechanisms using environmental isotopes in a tussock grassland catchment, east Otago, New Zealand*. Hydrological Process, 4, 15-34.
- DUNNE T., MOORE T.R., TAYLOR C.H., 1975: *Recognition and prediction of runoff-producing zones in humid regions*. Hydrological Sciences Bulletin, 20(3), 305-326.
- FROELICH W., 1982: *Mechanizm transportu fluwialnego i dostawy zwietrzelin do koryta w górskiej zlewni fliszowej*. Prace Geograficzne IGI PAN, 143, 1-144.
- HIRATA T., MURAOKA K., 1988: *Separation of runoff components in a small mountainous watershed using stream solute data*. Verh. Internat. Limnol., 23, 1354-1361.
- GOOVAERTS P., 1997: *Geostatistics for natural resources evaluation*. Oxford University Press, 1-369. 1-483.
- GRINGARTEN E., DEUTSCH C.V., 2001: *Teacher's aide. Variogram interpretation and modeling*. Mathematical Geology, vol. 33, no. 4, 507-534.
- KLEIN M., 1981: *Dissolved material transport - the flushing effect in surface and subsurface flow*. Earth Surface Processes and Landforms, 6, 173-178.

- KOSTRZEWSKI A., MAZUREK M., ZWOLIŃSKI Z., 1994a: *Dynamika transportu fluwialnego górnego Parsęty jako odbicie funkcjonowania systemu zlewni*. Stowarzyszenie Geomorfologów Polskich, Poznań, 1-165.
- KOSTRZEWSKI A., MAZUREK M., ZWOLIŃSKI Z., 1994b: *Monitoring hydrologiczny i hydrochemiczny w Stacji Geoekologicznej w Storkowie w latach 1986-1993*. [w:] Zintegrowany Monitoring Środowiska Przyrodniczego. Stacja Bazowa Storkowo, A. Kostrzewski (red.), Biblioteka Monitoringu Środowiska, Warszawa, 45-68.
- PANNATIER Y., 1996: *VARIOWIN. Software for Spatial Data Analysis in 2D*. Springer-Verlag, New York, 1-91.
- PEARCE A.J., STEWART M.K., SKLASH M.G., 1986: *Storm runoff generation in humid headwater catchments. 1. Where does the water come from?* Water Resources Research., 22(8), 1263-1272.
- SOJA R., 1981: *Analiza odpływu z fliszowych zlewni Bystrzanki i Ropy (Beskid Niski)*. Dokumentacja Geograficzna IGiPZ PAN, z. 1, 1-91.
- STACH A., 2002: *Uwarunkowania i funkcjonowanie procesów denudacji chemicznej i ich wpływ na morfodynamikę stoków mikrozelewni na obszarze młodoglacjalnym (zlewnia górnej Parsęty, Pomorze Zachodnie)*. Zeszyty Naukowe UAM, Seria Geografia, w druku.
- STARKEL L., GIL E., (red.), 1994: *Zintegrowany Monitoring Środowiska Przyrodniczego. Stacja Bazowa Szymbark (Karpaty Fliszowe)*. Biblioteka Monitoringu Środowiska, Warszawa, 1-169.
- TANAKA T., 1988: *Residence time of water in humid headwater basins*. Annual Report of Institute of Geosciences, University Tsukuba, 14, 4-7.
- WALLING D.E., OWENS P.N. and LEEKS G.J.L., 1999: *Fingerprinting suspended sediment sources in the catchment of the River Ouse, Yorkshire, UK*. Hydrological Processes 13, 955-975.
- WELC A., 1985: *Zmienność denudacji chemicznej w Karpatach Fliszowych (na przykładzie zlewni potoku Bystrzanka)*. Dokumentacja Geograficzna IGiPZ PAN, z. 5, 1-102.
- WELS C., CORNETT, R.J., LAZERTE B.D., 1991: *Hydrograph separation: a comparison of geochemical and isotopic tracers*. Journal of Hydrology, 122, 253-274.

#### **Summary.**

The geostatistical structural analysis was used to detect hidden mechanisms of solute transport in two contrasting temperate catchments: lowland lakeland one and mountainous. The data set consist two years of daily measurements of the discharge and two solute components for each catchment. In both catchment dissimilarity structure of analysed data in terms of semivariogram, is much the same: small nugget variance and two spherical components with the range 5-6 or 6-8 days first and 34-36 or 25-27 day second for mountainous and lowland catchments respectively. With daily sampling interval the water in both river can be treated as mixture of three components, presumably surface, subsurface and ground outflow. Weak relationships between solute concentrations and discharge is mainly result of the share of first time component (quick runoff). Codispersion coefficients rise rapidly up to six days lag between discharge and solute concentration, and reaches its maximum between 15 and 30 days. For the quick runoff component relationship between solute concentration and discharge is positive, probably as an effect of periodic flushing effect of surface and subsurface runoff (Klein 1981, Stach 2002). Factorial kriging can be used for separation time components both for river hydrogram and chemogram.