

## PUNKTOWE POMIARY WILGOTNOŚCI GLEBY A JEJ PRZESTRZENNY ROZKŁAD NA POLACH UPRAWNYCH

*Bogusław Usowicz<sup>1</sup>, Łukasz Usowicz<sup>2</sup>*

<sup>1</sup>Institut Agrofizyki im. Bohdana Dobrzańskiego PAN, ul. Doświadczalna 4, 20-290 Lublin  
e-mail: Usowicz@demeter.ipan.lublin.pl

<sup>2</sup>ul. Królowej Jadwigi 6/56, 20-282 Lublin

**Streszczenie.** Użyto miernika TDR do punktowych pomiarów wilgotności powierzchniowej warstwy gleby (0-10 cm). Pomiary wilgotności gleby prowadzono na dwóch polach uprawnych zaraz po zbiorze zbóż. Punkty pomiarowe ulokowane były w węzłach regularnej siatki pomiarowej. Odległość między węzłami zawierała się w przedziale od 6 do 25 m. Otrzymane wyniki pomiarów poddano analizie za pomocą metod statystycznych i geostatystycznych. Badano i analizowano trendy w wilgotności gleby w celu rozdzielenia składowych deterministycznych i losowych. Otrzymane dane pomiarowe i przetworzone wykorzystano w dalszej analizie do zbadania zmienności przestrzennej wilgotności gleby w obrębie pól. Określono zakresy przestrzennej zależności oraz wyznaczono powierzchniowe rozkłady wilgotności gleby na badanych obiektach. Stwierdzono istnienie składowych deterministycznych w rozkładzie wilgotności gleby (trendów) na obydwu polach oraz jej przestrzenną zależność. Charakter przestrzennej zależności związany był z wielkością badanego obiektu, dłuższe pole charakteryzowało się eksponencjalną zależnością, krótsze sferyczną. Zgodność zmierzonych i obliczonych za pomocą metody krigingu wartości wilgotności gleby zależała nie tylko od parametrów semiwariogramów, ale również od wielkości składowej deterministycznej w analizowanych danych.

**Słowa kluczowe:** wilgotność gleby, zmienność przestrzenna, trend, miernik TDR, geostatystyka

### WSTĘP

Przyrządy do pomiarów wilgotności gleby oparte na metodzie reflektometrycznej (TDR) są coraz częściej stosowane w badaniach polowych [1,12,14, 22,26]. Dokonywane są pomiary wilgotności w profilu glebowym na wybranych polach oraz prowadzone są punktowe pomiary wilgotności w powierzchniowej warstwie gleby w obrębie elementarnego pola uprawnego i większych powierzchni, przy czym sondy swym zasięgiem obejmują warstwy od 0-5 do 0-50 cm [5,18,20,23,24]. Prowadzenie pomiarów w skali pola i większych powierzchniach

wymaga rozpoznania typu gleby i jej przestrzennego rozkładu [2,9,10,13,25,29]. Wiedza ta jest nam potrzebna po to, aby nie popełnić błędu podczas pomiaru i móc wybrać odpowiednią krzywą kalibracyjną miernika w danym punkcie. Od tego wyboru zależy będzie odczytana wartość wilgotności z miernika TDR. Mierniki polowe TDR kalibrowane są, z reguły dla gleb mineralnych i organicznych [15]. Kalibracje mierników dokonywane są dla uśrednionych wartości stałej dielektrycznej fazy stałej gleby, średnich wartości gęstości gleby oraz temperatury około 20°C. Dlatego, też chcąc mieć pewność, co do zgodności zmierzonych danych należy dokonać porównania wyników pomiarów otrzymanych z dwóch metod, np. metody grawimetrycznej i metody reflektometrycznej (TDR). Dane do porównań powinny pochodzić z tego samego punktu pomiarowego. W pierwszej kolejności dokonywane są pomiary wilgotności miernikiem TDR, w następnej pobierane są próbki gleby do cylindrów. Gdyby stwierdzono podczas wstępnej analizy, że wilgotność gleby z miernika TDR znacząco odbiegała od wilgotności otrzymanej z metody grawimetrycznej wówczas możemy dokonać korekty wilgotności gleby, poprzez przeliczenie wyników z zastosowanie odpowiedniej krzywej kalibracji miernika TDR [15]. Używając do pomiarów wilgotności gleby polowych mierników TDR otrzymujemy dane punktowe, które następnie są odnoszone do całego badanego obszaru. Od sposobu prowadzenia pomiaru, rozkładu punktów pomiarowych, liczby jak i zastosowanych metod analizy zależy będzie czy otrzymane wyniki będą reprezentatywne dla danego obszaru, czy też nie [14,17,24,28].

Zasadniczym celem tej pracy było rozpoznanie rozkładów wilgotności gleby na polach uprawnych oraz określenie parametrów zmienności przestrzennej z uwzględnieniem i nie uwzględnianiem składowych deterministycznych (trendów) w analizowanych danych.

## MATERIAŁY I METODY

### **Metody geostatystyczne**

W badaniach środowiska glebowego mamy do czynienia z obserwacjami, które ze swej natury są zależne. Metody statystyczne szeroko stosowane do opisu obiektu glebowego już na początku zakładają, że obserwacje są niezależne od siebie, co stanowi przeszkodę w dokładnym ich opisie i analizie. Wiemy dobrze, że nasza wiedza o badanych procesach jest fragmentaryczna, gdyż odnosi się do obszarów, a raczej punktów, które były obserwowane. Nie wiemy, co się dzieje w obszarze pomiędzy obserwacjami. Rozpoznanie tych obszarów leży w centrum zainteresowania wielu dziedzin nauki, w tym i agrofizyki. Rozpoznanie takie może być prowadzone za pomocą metod geostatystycznych [3,4,16,21,27].

### Semiwariancja – semiwariogram

Geostatystyka bazuje na obserwacjach, które w określonym sąsiedztwie są do siebie podobne, przez to muszą być ze sobą skorelowane. Podstawą obliczeń tej metody jest połowa wartości oczekiwanej różnicy wartości  $z(x)$  zmiennej w punkcie  $x$  i oddalonym od niego o wektor  $h$ , wartości  $z(x+h)$ . Wyznaczona tak funkcja nosi nazwę semiwariogramu. Semiwariogram przedstawia przestrzenne lub czasowe zachowanie danej zmiennej, noszącej też nazwę zmiennej „zregionalizowanej”. W zmiennej tej można wyróżnić składnik losowy –  $\varepsilon(x)$ , który uwzględnia nieprawidłowości lokalne i składnik strukturalny –  $m(x)$ , który odzwierciedla wieloskalowe tendencje zjawiska (trendy). Składniki te są ze sobą związane poprzez równanie dekompozycji [11,27]:

$$z(x) = \varepsilon(x) + m(x) \quad (1)$$

Analiza takiej zmiennej polega na identyfikacji struktury zmienności poprzez badanie zebranych danych i wykonanie oceny podstawowych statystyk, obliczenie semiwariogramu empirycznego rozważanej zmiennej zregionalizowanej oraz dopasowanie modelu matematycznego do przebiegu semiwariogramu empirycznego. Wymaga się również, aby badany proces był stacjonarny tzn. nie zmieniał swoich właściwości przy zmianie początku skali czasowej lub skali przestrzennej. Istnienie trendów w zbiorze danych powoduje zmianę właściwości cechy wraz ze zmianą skali. W takim przypadku spełnienie warunku stacjonarności wymaga usunięcia trendu –  $m(x)$  ze zbioru danych [8]:

$$\varepsilon(x) = z(x) - m(x). \quad (2)$$

Dla jednowymiarowego przebiegu wartości równania trendu są następujące:

$$\begin{aligned} m(x) &= a_0 \\ m(x) &= a_0 + a_1x \\ m(x) &= a_0 + a_1x + a_2x^2 \end{aligned} \quad (3)$$

gdy mamy do czynienia z trendem powierzchniowym o współrzędnych  $x, y$  to równania trendu są następujące:

$$\begin{aligned} m(x, y) &= a_0 \\ m(x, y) &= ax + by + c \\ m(x, y) &= ax^2 + by^2 + cxy + dx + ey + f \end{aligned} \quad (4)$$

Po usunięciu trendu z danego zbioru danych otrzymany składnik losowy powinien charakteryzować się tym, że wartość średnia składnika losowego będzie równa zero, a wariancja jego będzie skończona.

Empiryczny semiwariogram –  $\gamma(h)$  dla odległości  $h$  obliczany jest z równania:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [\varepsilon(x_i) - \varepsilon(x_i + h)]^2 \quad (5)$$

gdzie:  $N(h)$  oznacza liczbę par punktów odległych o  $h$ . Równanie to ilustruje zróżnicowanie odchyleń wartości danej cechy czy wielkości fizycznej  $\varepsilon(x_i)$  od równania trendu w zależności od odległości między punktami pomiarowymi. Wyróżniane są trzy charakterystyczne parametry dla semiwariogramu: efekt samorodka, próg i zakres.

W przypadku gdy semiwariogram jest wzrastającą funkcją nie od zera a od pewnej wartości, wartość ta nazywana jest efektem samorodka. Wyraża ona zmienność badanej wielkości fizycznej przy skali mniejszej niż przedział próbkowania (może być też spowodowana niską dokładnością pomiaru). Osiągnięta przez funkcję semiwariogramu wartość, przy której nie obserwuje się dalszego wzrostu funkcji (w przybliżeniu równa wariancji próby) nazywana jest progiem, natomiast przedział odległości od zera do osiągnięcia przez semiwariogram 95% wartości stałej nazywany jest zakresem. Ten ostatni wyraża największą odległość, przy której próbkowane wartości są ze sobą skorelowane.

Do empirycznie wyznaczonych semiwariogramów dopasowywane są modele matematyczne. W przypadku tej pracy wykorzystano modele [7,19]:

- model sferyczny

$$\gamma(h) = \begin{cases} c_0 + c \cdot \left[ 1.5 \frac{|h|}{a} - 0.5 \left( \frac{|h|}{a} \right)^3 \right] & \text{jeśli } |h| \leq a, \\ c_0 + c & h > a \end{cases} \quad (6)$$

- model wykładniczy (eksponencjalny)

$$\gamma(h) = c_0 + c \cdot \left[ 1 - e^{-\frac{|h|}{a}} \right] \quad |h| > 0 \quad (7)$$

w których oznaczono:  $c_0$  – wartość samorodka,  $c$  – semiwariancja strukturalna,  $c_0 + c$  – wysycenie,  $a$  – zakres autokorelacji,  $h$  – wielkość kroku próbkowania. Przy dopasowaniu modelu do empirycznych danych korzysta się najczęściej z metody najmniejszych kwadratów.

Obliczane wartości semiwariancji z klasycznego równania są czasami tak rozrzucone, że trudno jest dobrać do nich model semiwariogramu. Lepsze dopasowanie modelu można uzyskać poprzez standaryzację semiwariogramu  $\gamma_s$  [8,19]:

$$\gamma_s = \frac{\gamma(h)}{\sigma_{h=0} \cdot \sigma_h} . \quad (8)$$

W tym przypadku musimy obliczyć dodatkowo standardowe odchylenie wartości zmiennej losowej w punkcie zaczepienia wektora  $h$  ( $\sigma_{h=0}$ ) i standardowe odchylenie wartości zmiennej losowej oddalonego od tego punktu o odległość  $h$  ( $\sigma_h$ ).

### Kriging

Szacowanie wartości zmiennej regionalizowanej  $Z(x)$  w miejscach nie obserwowanych prowadzono za pomocą metody krigingu. Metoda ta daje najlepsze nieobciążone oszacowanie wartości punktowych lub blokowych. Za pomocą tej metody otrzymujemy również minimalną wariancję podczas procesu estymacji. Wartości wariancji krigingu zależą od położenia próbek, względem szacowanej lokalizacji oraz od wag przypisanych próbkom i od parametrów modelu semiwariogramu.

Estymatorem krigingu jest równanie liniowe wyrażone wzorem [7,8,27]:

$$z^*(x_o) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i) \quad (9)$$

gdzie:  $N$  jest liczbą pomiarów,  $z(x_i)$  – zmierzona wartość w punkcie  $x_i$ ,  $z^*(x_o)$  – wartość estymowana w punkcie estymacji  $x_o$ ,  $\lambda_i$  – wagi.

Wagi przydzielone próbkom są nazywane współczynnikami krigingu. Ich wartości zmieniają się odpowiednio do tego, jak zmienia się obraz opróbkowania i jak zachodzą przestrzenne zmiany wyrażone przez zmienną podlegającą szacowaniu. Przydzielone wagi próbkom są tak dobierane, że średniokwadratowy błąd jest minimalny. Ten błąd nazywany jest wariancją krigingu  $\sigma_k^2$  i może być obliczany dla każdego obrazu opróbkowania i konfiguracji obszaru estymacji. Zasadniczym problemem w określeniu funkcji losowej jest znalezienie wag  $\lambda_i$ . Wagi te są wyznaczone z układu równań po uwzględnieniu warunku nieobciążalności i efektywności estymatora.

Uwzględniając operator liniowy i warunki, które musi spełnić estymator otrzymujemy układ równań krigingu:

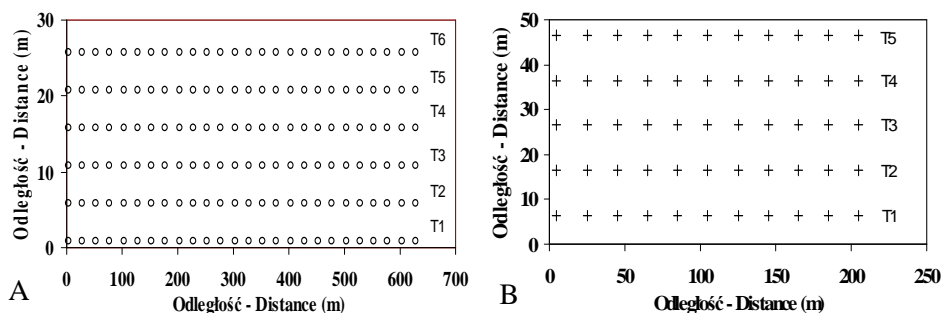
$$\begin{cases} \sum_{j=1}^N \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \gamma(x_i, x_o) & i = 1 \text{ do } N \\ \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (10)$$

Rozwiązując powyższy układ równań wyznaczamy wagi krigingu –  $\lambda_i$ . Wagi te pozwalają wyznaczyć również estymowaną funkcję losową  $Z^*$  i jej wariancję ze wzoru:

$$\sigma_k^2(x_o) = \mu + \sum_{i=1}^N \lambda_i \gamma(x_i, x_o) \quad (11)$$

### Obiekt badań

Pomiary prowadzono na polach uprawnych w gminie Trzebieszów w powierzchniowej warstwie gleby (0-10 cm). Przed pobraniem próbek gleby do cylindrów o objętości 100 cm<sup>3</sup> mierzono wilgotność, temperaturę i konduktywność gleby miernikiem TDR Easy Test [15]. Pomiary wykonano w ciągu jednego dnia. Punkty pomiarowe ułożone były w węzłach regularnej siatki (rys. 1). Współrzędne przestrzenne punktów reperowych na polach określano za pomocą Trimble's GPS GeoExplorer 3 z dokładnością od 1 do 5 m, siatkę regularną na polu wyznaczano za pomocą taśmy mierniczej.



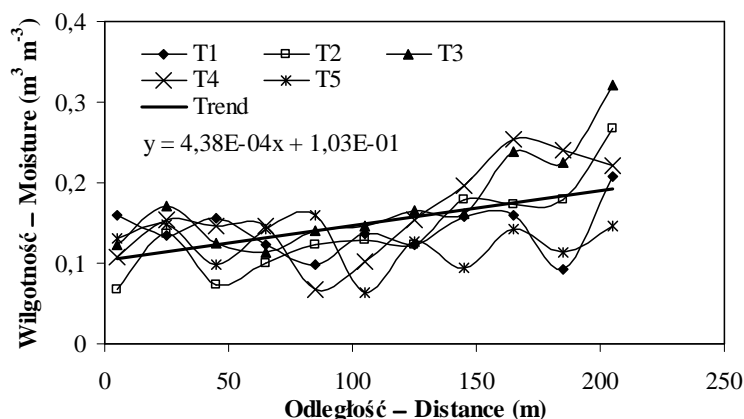
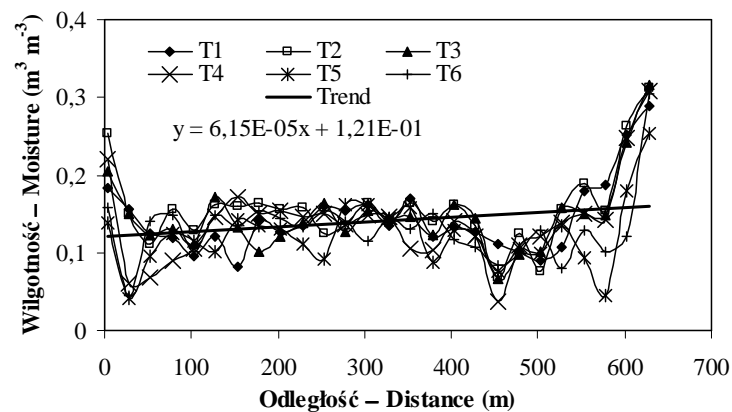
**Rys. 1.** Układ punktów pomiarowych na polu A i B, (oznaczono: T1-T6 linie przekroju od 1 do 6, na polu A punktow 0,0 odpowiada 22,53960361° λE i 51,98515° φN, na polu B – 22,56809278° λE i 51,98714389° φN)

**Fig. 1.** Location of measurement points on fields A and B, (denoted: T1-T6 transects from 1 to 6, on field A point 0,0 corresponds to 22.53960361° λE and 51.98515° φN, on field B – 22.56809278° λE i 51.98714389° φN)

## WYNIKI

## Wilgotność gleby w liniach przekroju poprzez pola

Wilgotność gleby wzdłuż pól była znacznie zróżnicowana (rys. 2). Wyjątkowo ostre zmiany wilgotności obserwowano na początku i na końcu pola A. Związane były one, głównie z ukształtowaniem terenu. Początek pola to niewielkie zbocze, koniec pola to zagłębienie. Wyrównaną wilgotnością gleby natomiast charakteryzowała się płaska część pola (pole pomiędzy 100 a 400 m). W przypadku pola B obserwowano w miarę wyrównaną wilgotność gleby w pierwszej części pola i znaczny jej wzrost w drugiej części. Rozkład wilgotności był również związany z ukształtowaniem terenu. Nieznaczne nachylenie pola obserwowano w początkowej jego części i nieco większe w dalszej części, które było zakończone niecką.



Rys. 2. Wilgotność gleby w liniach T1-T6 wzdłuż pola A i B wraz z równaniem trendu  
Fig. 2. Water content transects T1-T6 through fields A and B with trend equations also shown

Przedstawione przebiegi wilgotności gleby wskazują na jej wzrost wzdłuż pola. Wzrosty te były badane poprzez linie trendu liniowego, które otrzymano z wpasowania równania liniowego do wszystkich danych z danego pola. Niższym współczynnikiem kierunkowym prostej (około jednego rzędu wielkości) charakteryzowała się wilgotność z pola A niż z pola B. Linie trendu i ich współczynniki kierunkowe wskazują na istnienie niewielkiej składowej deterministycznej w wilgotności gleby na polu A i o wiele większej na polu B. O ile można założyć, z tej prostej analizy trendu, że spełniony jest warunek stacjonarności procesu w przypadku pola A, to w przypadku pola B ten warunek najprawdopodobniej nie będzie spełniony. Dlatego też usunięto trendy z danych otrzymanych z pola A i B po to, by spełnić warunek stacjonarności oraz sprawdzić czy trend wpływał na zmianę wartości semiwariogramów [8].

### Podstawowe statystyki wilgotności gleby

Średnie wartości wilgotności gleby na obu polach nie różniły się między sobą znacząco – różnica wynosiła niecały 1% (tab. 1). Podobnie też kształtowały się rozrzuty wilgotności gleby na obu polach. Również współczynniki zmienności wilgotności gleby były zbliżone do siebie i wynosiły one około 35%. Asymetrie rozkładów wilgotności gleby były prawostronne i charakteryzowały się one znaczną wysmukłością – kurtoza 4-6 (asymetria 0, kurtoza 3 rozkład normalny [6]).

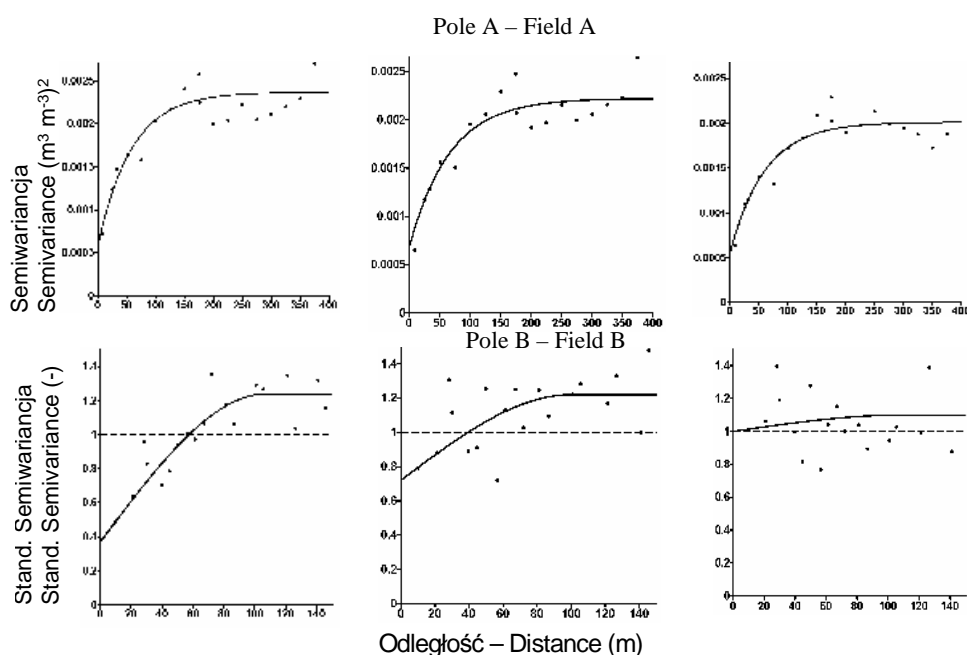
**Tabela 1.** Statystyki wilgotności gleby na polu uprawnym A i B oraz na polu A i B łącznie  
**Table 1.** Summary statistics of water content on field A, B, and for all data from A and B

Parametry – Parameters	Pole A Field A	Pole B Field B	Pole A i B łącznie All data from A and B fields
N Liczebność – Number	156	55	211
Średnia – Mean	0,140	0,149	0,143
Stand. odch. – Std. Dev.	0,049	0,052	0,050
Wspól. zmien – Coef. Var.	35,1	34,6	35,0
Asymetria – Skewness	1,313	1,006	1,225
Kurtoza – Kurtosis	6,097	4,366	5,549
Minimalna – Minimum	0,038	0,064	0,038
Kwantyl dolny – 25th %tile	0,111	0,121	0,114
Mediana – Median	0,137	0,143	0,139
Kwantyl górny – 75th %tile	0,156	0,162	0,158
Maksimum – Maximum	0,316	0,321	0,321



### Semiwariancja

Przeprowadzono obliczenia semiwariancji wilgotności gleby dla dwóch pól – pola A i pola B. Semiwariancja była obliczana w oparciu o bezpośrednie dane pomiarowe, a także na bazie danych, z których z pierwotnych danych pomiarowych usunięto trend liniowy i kwadratowy. Do tak wyznaczonych wartości semiwariancji dopasowano modele matematyczne semiwariogramów (rys. 3, tab. 2). Obliczono również i pokazano wariancję klasyczną w celach porównawczych. W przypadku pola A przedstawiono semiwariancję wyznaczoną bezpośrednio z podstawowego równania na semiwariancję, natomiast w przypadku pola B przedstawiono standaryzowany semiwariogram. Ten ostatni semiwariogram zastosowano z tego względu, że rozrzut wartości semiwariancji z podstawowego równania na semiwariancję był znaczny i trudno było dobrać do niego model semiwariogramu. Standaryzacja semiwariogramu znacząco poprawiła jakość dopasowania modelu semiwariogramu do empirycznych danych i pozwoliła określić parametry semiwariogramów.



**Rys. 3.** Semiwariogramy empiryczne wilgotności gleby i dobrane matematyczne modele: zmierzone dane (lewy rysunek), dane z usuniętym trendem liniowym (środkowy rysunek) i dane z usuniętym trendem kwadratowym (prawy rysunek) dla pola A i standaryzowane semiwariogramy z modelami dla pola B

**Fig. 3.** Semivariograms and estimated mathematical models of water content for field A and standard semivariograms for field B, left figure measured data, central figure data with linear detrending and right figure data with quadratic detrending

Stwierdzono istnienie przestrzennej zależności wilgotności gleby na obu badanych obiektach. Na polu A zaobserwowano charakter zależności przestrzennej typu wykładniczego (eksponencjalny), na polu B stwierdzono zależność sferyczną. Przedstawione w tabeli 2 wartości zakresu przestrzennej zależności były podobne i wynosiły około 100 m, jednak efektywne promienie przestrzennej zależności był trzykrotnie większe na polu A niż na polu B – wynika to z definicji zakresu dla modelu eksponencjalnego. W obu przypadkach zaobserwowano efekt samorodka. Usunięcie trendów z danych z pola A nie powodowało istotnych zmian w wartościach samorodka, natomiast w przypadku pola B usunięcie trendu z danych powodowało istotny wzrost wartości samorodka (tab. 2). Istnienie wartości samorodków na obu badanych obiektach wskazuje na to, że przyjęty krok próbkowania był za duży. Biorąc pod uwagę wartości samorodków można stwierdzić, że krok próbkowania na polu A był nieco lepiej dobrany niż na polu B. Na polu A parametry wysycenia semiwariogramów (sill) malały nieco wraz ze stopniem użytego równania trendu, na polu B pozostawały na tym samym poziomie w przypadku użycia trendu liniowego i nieznacznie tylko zmalał przy usunięciu trendu kwadratowego. Nieco większa semiwariancja niż wartość wariancji klasycznej na polu B i jej spadek ze stopniem trendu wskazuje na istnienie trendu większego stopnia. Jednak ze względów skomplikowanych obliczeń podczas usuwania trendów wyższego rzędu nie prowadzono już dalszych analiz.

**Tabela 2.** Parametry i modele semiwariogramów wilgotności gleby na polu A i B

**Table 2.** Parameters and models of semivariograms for water content on fields A and B

Dane Data	Model Model	Samorodek Nugget	Wysycenie Sill	Zakres Range	Anizotropia – Anisotropy	
					Proporcja Ratio	Kąt Angle
Pole A – Field A						
T	Exp.	0,000570	0,00180	95,3	2	48,01
DTL	Exp.	0,000671	0,00155	109,0	2	49,11
DTQ	Exp.	0,000542	0,00147	104,6	1,998	54,33
Pole B – Field B						
T	Sph.	0,37	0,87	110	1,023	109,9
DTL	Sph.	0,72	0,5	100	1	0
DTQ	Sph.	1	0,1	110	1	0

Oznaczono (denoted): Exp. – eksponencjalny (exponential), Sph. – sferyczny (spherical), T – dane z trendem (data with trend), DTL – z usuniętym trendem liniowym (linear detrending), DTQ – z usuniętym trendem kwadratowym (quadratic detrending).

Stwierdzono łagodną anizotropię w rozkładzie wilgotności gleby na polu A i jej brak na polu B. Anizotropie wyrażone są tu stosunkiem maksymalnego zakresu semiwariogramu do minimalnego zakresu. Wynosiły one 2 na polu A i 1 na polu B. Preferencyjny kierunek anizotropii w przypadku pola A wynosił około 50° i nie

zmieniał się przy usuwaniu trendów. W przypadku pola B wynosił on  $109^\circ$  dla pierwotnych danych i zmalał do  $0^\circ$  po usunięciu trendów.

### Porównanie wilgotności gleby zmierzonych i obliczonych metodą kriginu

Sprawdzenia zgodności wartości wilgotności gleby bezpośrednio zmierzonych miernikiem TDR i wyestymowanych za pomocą metody kriginu przeprowadzono poprzez analizę współczynników determinacji  $R^2$ , średnich wartości różnic zmierzonych i obliczonych, median wartości bezwzględnych różnic wartości obliczonej i mediany wilgotności zmierzonej oraz wartości pierwiastka średniej kwadratowej różnic zmierzonych i obliczonych (tab. 3). W tabeli 3 pogrubieniem czcionki zaznaczono najlepszą zgodność wartości wilgotności gleby zmierzonych i obliczonych.

**Tabela 3.** Statystyki porównań wilgotności gleby zmierzonych i oszacowanych metodą kriginu  
**Table 3.** Summary statistics of water content measured and estimated by kriging method

Dane – Data	$R^2$	Średnia – Mean	<i>M.A.D.</i>	<i>R.M.S.</i>
Pole A – Field A				
T	<b>0,673</b>	<b>0,00024</b>	<b>0,0201</b>	<b>0,0286</b>
DTL	0,668	0,00025	0,0203	0,0289
DTQ	0,663	-0,00012	0,0208	0,0292
Pole B – Fidel B				
T	0,419	0,00065	0,0216	0,0397
DTL	<b>0,426</b>	<b>0,00057</b>	<b>0,0212</b>	<b>0,0395</b>
DTQ	0,414	-0,00100	0,0250	0,0408

Oznaczono (denoted): T – dane z trendem (data with trend), DTL – z usuniętym trendem liniowym (linear detrending), DTQ – z usuniętym trendem kwadratowym (quadratic detrending), średnia (mean)  $\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i\right)$  różnic wartości obliczonych i zmierzonych, gdzie (where)  $z_i = z_{ci} - z_{ei}$ ;

$z_{ci}$ ,  $z_{ei}$  – wartość obliczona i zmierzona w punkcie  $i$ , (calculated and measured value in point  $i$ ),  $n$  – liczebność próbek (number of samples), (*M.A.D.* =  $d_{\frac{n}{2}}$ ) – mediana z modułu różnic  $d_i = \left| z_{ci} - z_{ei} \right|$

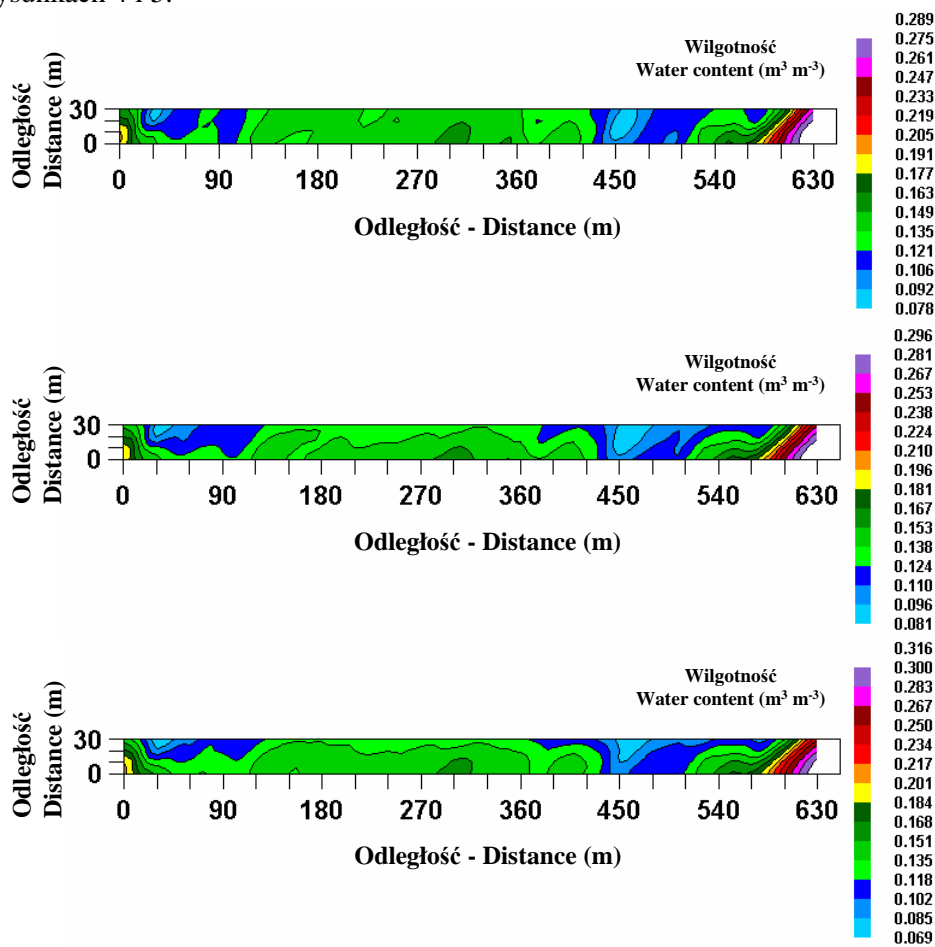
(Median Absolute Deviation), (*R.M.S.* =  $\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i^2}$ ) – pierwiastek ze średniej kwadratowej różnic wartości obliczonych i zmierzonych (Root Mean Square).

Biorąc pod uwagę prostą analizę regresji wilgotności gleby wzdłuż pola A i B (rys. 2), analizę semiwariogramów (rys. 3, tab. 2) oraz parametry zgodności zmierzonych i obliczonych wilgotności gleby (tab. 3) można przyjąć, że uzyskane wyniki w oparciu o pierwotne dane pomiarowe na polu A są wystarczające do

reprezentatywnego opisu przestrzennej zależności wilgotności gleby na tym polu oraz do wykreślenia mapy rozkładu wilgotności gleby. W przypadku pola B jest to spełnione dla danych z usuniętym trendem liniowym.

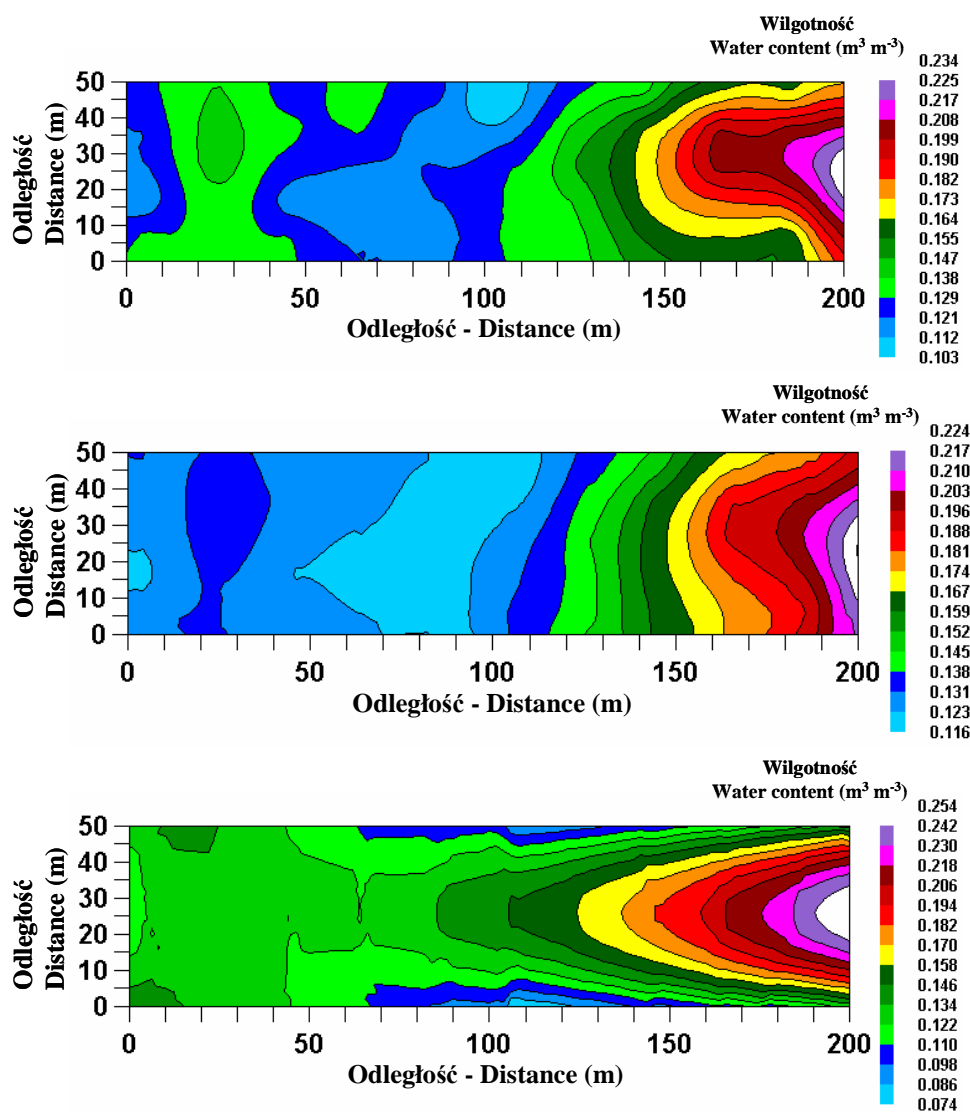
### Mapy rozkładu wilgotności gleby

Wyestymowane mapy rozkładu wilgotności gleby na bazie pierwotnych danych, danych z usuniętym trendem liniowym i kwadratowym przedstawiono na rysunkach 4 i 5.



**Rys. 4.** Przestrzenny rozkład wilgotności gleby otrzymany z danych zmierzonych (górny rysunek), z danych z usuniętym trendem liniowym (środkowy rysunek) i z danych z usuniętym trendem kwadratowym (dolny rysunek) dla pola A

**Fig. 4.** Spatial distribution of water content for field A, upper figure with measured data, central figure – data with linear detrending, and lower figure – data with quadratic detrending



**Rys. 5.** Przestrzenny rozkład wilgotności gleby otrzymany z danych zmierzonych (górny rysunek), z danych z usuniętym trendem liniowym (środkowy rysunek) i z danych z usuniętym trendem kwadratowym (dolny rysunek) dla pola B

**Fig. 5.** Spatial distribution of water content for field B, upper figure with measured data, central figure – data with linear detrending, and lower – figure data with quadratic detrending

Rozkłady wilgotności gleby na polu A nie różniły się między sobą znacząco. Parametry opisujące zgodność wartości zmierzonych i obliczonych na tym polu (tab. 3) potwierdzają powyższe spostrzeżenie. Większe różnice rozkładów

wilgotności gleby zaobserwowano na polu B. Rozkład wilgotności gleby z pierwotnych danych był o wiele bardziej podobny do rozkładu z usuniętym trendem liniowym niż do rozkładu z usuniętym trendem kwadratowym. W tym przypadku parametry zgodności wskazują na najlepsze dopasowanie danych, z których usunięto trend liniowy.

Przeprowadzone analizy i określone parametry zgodności, ich wzrost czy spadek dla poszczególnych kroków analiz mogą posłużyć do podjęcia decyzji w przyszłości czy prowadzić wydzielenie składowych deterministycznych z pierwotnych danych, czy nie. Mając na uwadze o wiele bardziej skomplikowane obliczenia przy uwzględnianiu trendów można dojść do wniosku, że w niektórych przypadkach można ograniczyć się tylko do analizy pierwotnych danych, głównie dla tych przypadków, w których regresja prosta daje znikome trendy w analizowanych danych. Musimy jednak pamiętać o wielkości błędu estymacji, który jest do zaakceptowania.

#### PODSUMOWANIE

W pracy przedstawiono wyniki analiz zmienności przestrzennej wilgotności gleby opartej na danych zmierzonych miernikiem TDR i danych, z których usunięto składową deterministyczną, tj. trend liniowy i kwadratowy. Badania prowadzono na dwóch polach uprawnych zaraz po żniwach. Otrzymane dane poddano analizie za pomocą metod statystycznych i geostatystycznych. Zaobserwowano na obu badanych obiektach podobną zmienność wilgotności gleby (współczynnik zmienności wynosił około 35%). Stwierdzono istnienie składowych deterministycznych w rozkładzie wilgotności gleby (trendów) na poszczególnych polach oraz jej przestrzenną zależność. Charakter przestrzennej zależności związany był z wielkością badanego obiektu, dłuższe pole charakteryzowało się eksponencjalną zależnością, krótsze sferyczną, przy czym efektywny zakres przestrzennej zależności był trzykrotnie większy na dłuższym polu. Wyestymowane mapy rozkładu wilgotności gleby na dłuższym polu mimo usunięcia trendów z danych były do siebie podobne, to w przypadku pola krótszego różniły się one między sobą. Zgodność zmierzonych i obliczonych na pomocą metody krigingu wartości wilgotności gleby zależała od wielkości składowej deterministycznej w analizowanych danych.

#### PIŚMIENNICTWO

1. **Baranowski P., Kossowski J., Usowicz B.:** Spatial variability of soil water content in cultivated fields. *Zesz. Probl. Post. Nauk Roln.*, 405, 9-19, 1994.
2. **Bartoli F., Burtin G., Royer J. J., Gury M., Gomendy V., Phylippy R., Leviandier Th., Gafrej R.:** Spatial variability of topsoil characteristics within one silty soil type. Effects on clay migration. *Geoderma*, 68, 279-300, 1995.

3. **Burgess, T.M. and R. Webster:** Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. *Journal of Soil Science*, 31, 315-331, 1980.
4. **Burgess, T.M. and R. Webster:** Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II. Block kriging. *Journal of Soil Science*, 31, 333-341, 1980.
5. **Buscaglia H.J., Varco J.J.:** Comparison of Sampling Designs in the Detection of Spatial Variability of Mississippi Delta Soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 67, 1180-1185, 2003.
6. **Englund E., Sparks A.:** Geostatistical Environmental Assessment Software. Environmental Monitoring Systems Laboratory Office of Research and Development, U.S. Environmental Protection Agency, Las Vegas, NV 89193-3478, 1988.
7. Gamma Design Software GS+.5.3.1 Demo: Geostatistics for the environmental sciences. 2002.
8. Golden Software, Inc. Surfer Demo Version 8: Surface mapping system. Copyright 1993-2002.
9. **Golaszewski J.:** Analiza zmienności przestrzennej w doświadczeniach polowych. *Fragmenta Agronomica (XVII)*, 4(68), 4-14, 2000.
10. **Golaszewski J.:** Szacowanie i eliminacja efektów zmienności przestrzennej w doświadczeniach polowych. *Post. Nauk Roln.*, (2), 31-51, 2000.
11. **Gotway C.A., Hergert G.W.:** Incorporating spatial trends and anisotropy in geostatistical mapping of soil properties. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 61, 298-309, 1997.
12. **Hummatov N., G., Zheromskiy S., V., Mironenko Ye., V., Pachepskiy Ya., A., Shcherbakov R., A.:** Geostatistical analysis of water retention capacity spatial variability for a grey forest soil. *Pochvoviedenie*, 6, 52-62, 1992.
13. **Komisarek J.:** Zmienność przestrzenna czarnych ziem i gleb płowych falistej moreny dennej Równiny Kościańskiej. *Roczn. AR Poznań*, CCLXVIII, 205-217, 1994.
14. **Kossowski J., Usowicz B.:** Charakterystyka pola wilgotności gleby przy różnej liczbie próbkowań. *Acta Agrophysica*, 38, 127-137, 2000.
15. **Malicki M.:** A reflectometric (TDR) meter of moisture content in soils and other capillary-porous materials. *Zesz. Probl. Post. Nauk Roln.*, 388, 107-114, 1990.
16. **Matheron G.:** The theory of regionalized variables and its applications. *Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique, Fontainebleau*, No. 5. 1971.
17. **McBratney A.B., Webster R.:** How many observations are needed for regional estimation of soil properties. *Soil Sci.*, 135(3), 177-183, 1983.
18. **Moreno F., Usowicz B., Fernandez J.E., Andreu L.:** Spatial distribution of salinity and water content in the reclaimed salt-affected soils of south-western Spain. *Proc Int. Conf. "Wastewater re-use in irrigated agriculture"* 22-26 September 1997, vol. IV, 83-93, Valenzano (Bari), Italy.
19. **Pannatier Y.:** Variowin 2.1. Program for Geostatistical Analysis. University Of Lousanne, 1994.
20. **Souza C.F., Or D., Matura E.E.:** A Variable-volume TDR probe for measuring water content in large soil volumes. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 68, 25-31, 2004.
21. **Trangmar B.B., Yost R.S., Uehara G.:** Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. Pages 45-94 in N.C. Brady, editor. *Advances in Agronomy Volume 38*. Academic Press, New York, 1985.
22. **Usowicz B., Kossowski J., Baranowski P.:** Spatial variability of soil thermal properties in cultivated fields. *Soil Tillage Res.*, 39, 85-100, 1996.
23. **Usowicz B., Kossowski J.:** Distribution of soil water content in cultivated fields based on measurement by gravimetric and reflectometric methods. *Zesz. Probl. Post. Nauk Roln.*, 436, 157-165, 1996.
24. **Usowicz B.:** Ocena zmienności wybranych cech gleby przy różnym układzie i liczbie próbkowań. *Acta Agrophysica*, 57, 147-158, 2001.
25. **Usowicz Ł.B., Usowicz B.:** Spatial Variability of Soil Particle Size Distribution in Poland. 17<sup>th</sup> World Congress of Soil Science, 14-20 August 2002, Bangkok, Thailand, Symposium No.48, Paper 274, 1-10, 2002.

26. **Walczak R., Usowicz B.:** Variability of moisture, temperature and thermal properties in bare soil and in crop field. *Int. Agrophysics*, 8, 161-168, 1994.
27. **Webster R.:** Quantitative Spatial Analysis of Soil in the Field. *Advances in Soil Sci.*, 3, 1-70, 1985.
28. **Webster R., Burgess T.M.:** Sampling and bulking strategies for estimating soil properties in small regions. *J. Soil Sci.*, 35, 127-140, 1984.
29. **Vieira S.R., Hatfield J.L., Nielsen D.R., Biggar J.W.:** Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, 51, 1-75, 1983.

## POINT MEASUREMENTS OF SOIL WATER CONTENT AND ITS SPATIAL DISTRIBUTION IN CULTIVATED FIELDS

*Bogusław Usowicz<sup>1</sup>, Łukasz Usowicz<sup>2</sup>*

<sup>1</sup>Institute of Agrophysics, Polish Academy of Sciences, ul. Doświadczalna 4, 20-290 Lublin  
e-mail: Usowicz@demeter.ipan.lublin.pl

<sup>2</sup>ul. Królowej Jadwigi 6/56, 20-282 Lublin

**Abstract.** Point measurements of soil water content in topsoil layer (0-10 cm) were conducted using a TDR meter. The measurements were taken on two cultivated cereal fields after harvesting. The measurement points were placed in knots of a regular grid. The distances between knots ranged from 6 to 25 m. Given data were analyzed using statistical and geostatistical methods. To separate deterministic and random components of soil moisture, a study of trends was performed. Measured and detrended soil moisture data were used in further analyzes of the spatial variability in the field areas. The range of spatial dependences and surface distribution of the moisture were calculated. Existence of trends and spatial dependence of the soil moisture were found on both fields. The type of spatial dependence was associated with the size of the fields. The longer field was characterized by exponential, and the shorter by spherical semivariograms. The agreement between measured and calculated soil moisture, as determined by kriging method, depends not only on the semivariogram parameters but also on the deterministic component of the data analyzed.

**Key words:** water content, spatial variability, trend, TDR meter, geostatistics