

ISSN 1644-0765 DOI: http://dx.doi.org/10.15576/ASP.FC/2016.15.4.167 www.formatiocircumiectus.actapol.net/pl/

Acta Sci. Pol. Formatio Circumiectus 15 (4) 2016, 167–179

# OCENA DOKŁADNOŚCI POWIERZCHNIOWEGO ROZKŁADU WILGOTNOŚCI OBJĘTOŚCIOWEJ W WIERZCHNIEJ WARSTWIE GLEBY SPORZĄDZONEGO METODAMI GEOSTATYSTYCZNYMI

Grzegorz Janik, Ewa Borecka-Stefanska, Anna Daniel, Małgorzata Dawid, Amadeusz Walczak Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu

Ľuboš Jurik

Słowacki Uniwersytet Rolniczy w Nitrze

Streszczenie. W pracy wykazano wpływ gęstości pomiarów na dokładność wyznaczania powierzchniowego rozkładu wilgotności objętościowej w wierzchniej warstwie gleby. Do analiz zastosowano metody geostatystyczne, których wykorzystanie poprzedzono wstępną oceną klasycznych miar statystycznych. Po sprawdzeniu warunku stacjonarności zbudowano semiwariogramy empiryczne z najlepiej dopasowanymi modelami matematycznymi. Wykorzystano je podczas procedury krigingu, w celu sporządzenia powierzchniowych rozkładów wilgotności. Na podstawie badań polowych przeprowadzonych w miejscowości Sarbinowo położonej na terenie gminy Mielno wykazano, że zwiększenie dokładności określenia rozkładu wilgotności jest istotne, gdy "oczko" siatki punktów pomiarowych maleje do 1 m. Powierzchniowe zagęszczanie pomiarów wiąże się ze zwiększeniem pracochłonności badań i nie powoduje istotnych zmian w dokładności wyznaczenia rozkładu wilgotności.

Słowa kluczowe: wilgotność objętościowa, technika TDR, narzędzia geostatystyczne

Adres do korespondencji – Corresponding authors: dr hab. inż. Grzegorz Janik, Ewa Borecka-Stefańska, mgr inż. Małgorzata Dawid, mgr inż. Amadeusz Walczak, Instytut Kształtowania i Ochrony Środowiska, Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu, pl. Grunwaldzki 24, 50-363 Wrocław; mgr inż. Anna Daniel, Centrum Kształcenia na Odległość, Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu, pl. Grunwaldzki 24A, 50-363 Wrocław; doc. Ing. Ľuboš Jurik, PhD, Department of Water Resources and Environmental Engineering (WREE), Slovak University of Agriculture in Nitra, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra; e-mail: grzegorz.janik@up.wroc.pl, e.b-stef@gmx.net, anna. daniel@up.wroc.pl, malgorzata.dawid@up.wroc.pl, amadeusz.walczak@up.wroc.pl, lubos.jurik@uniag.sk.

<sup>©</sup> Copyright by Wydawnictwo Uniwersytetu Rolniczego w Krakowie, Kraków 2016

## WSTĘP

Rozważania nad przestrzenną zmiennością wilgotności objętościowej wierzchniej warstwy gleby leża u podstaw precyzyjnego rolnictwa [Usowicz i in. 2009]. W zagadnieniach tych stosuje się dwa podejścia. Pierwsze polega na wykonaniu punktowych pomiarów wilgotności w wielu miejscach leżących na analizowanym obszarze – w efekcie powstają rozkłady powierzchniowe [Borecka 2004, Janik 2005, Zucco i in. 2014]. Do ich budowy stosuje się narzędzia geostatystyczne. Umożliwia to oszacowanie wilgotności nawet w punktach, w których nie była ona mierzona [Janik 2008, Łukowski i Usowicz 2014, Molina i in. 2014]. Drugie podejście wykorzystuje metody satelitarne. Metody te cechuja się mniejsza czasochłonnościa badań w porównaniu z metodami terenowymi. Obecnie do najczęściej stosowanych systemów satelitarnych zaliczamy systemy ASAR oraz SMOS. W systemie ASAR (Advanced Synthetic Aperture Radar) wykorzystuje się aparaturę radarowa, która wcześniej wchodziła w skład wyposażenia satelity ENVISAT (Environmental Satellite). Satelita ten pełnił swoją funkcję przez ok. 10 lat (do 2012 r.), a jego zadania obecnie ma spełniać system satelitów Sentinel [Pasolli i in. 2014]. Za pomoca systemu ASAR rejestrowano wilgotności objętościowe. Rozmiar piksela na zdjęciu satelitarnym wynosi 30 m. System ten rejestruje dane jedynie na głębokości ok. 5 cm [Patel i Srivastava 2015]. Natomiast system SMOS (Soil Moisture Ocean Salinity) wykorzystuje satelitę wprowadzonego na orbitę ziemską w 2009 roku przez Europejską Agencję Kosmiczna (European Space Agency). Został on wyposażony w radiometr interferometryczny MIRAS (Microwave Imaging Radiometer with Aperture Synthesis), który pozwala na pomiar zawartości wilgoci w wierzchniej warstwie gleby na głębokości od 4 do 6 cm. Dokładność pomiaru ta metoda wyrażona błędem bezwzględnym wynosi 0,04 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup>, a rozdzielczość wynosi 45 km. Ze względu na metodę pomiaru, odczyt wartości wilgotności następuje jedynie o 6:00 rano czasu miejscowego co 3-4 dni [Ye i in. 2015]. W wymienionych powyżej metodach liczne czynniki zewnętrzne moga wpływać na bezpośredni związek odbitej fali i wilgotności. Fale elektromagnetyczne, w większości przypadków nie docierają bezpośrednio do powierzchni gruntu. Przeszkodą na drodze fali może być powłoka chmur [Djamai i in. 2015] lub pokrywa roślinna [Song i in. 2014, Dumedah i in. 2015]. W niektórych przypadkach wpływ tych czynników może zostać zminimalizowany poprzez kalibrację. Polega ona na porównaniu wyników wykonanych metodą satelitarną z wynikami badań in situ. Następnie powstają algorytmy korygujące [Dumedah i in. 2015, Pierdicca i in. 2015]. Powierzchniowe rozkłady wilgotności sporządzone na podstawie pomiarów satelitarnych charakteryzują się małą dokładnością, niską rozdzielczością czasową i powierzchniową, a uzyskane dane dotyczą wyłącznie wierzchniej warstwy gleby [Usowicz i in. 2009, Zawadzki i Przeździecki 2013]. W związku z powyższym praktyczne zastosowanie metod satelitarnych zwłaszcza w rolnictwie precyzyjnym jest mało skuteczne. Dlatego w niniejszej pracy analizie poddane będą metody wykorzystujące pomiary in situ. Dla ograniczenia ich pracochłonności należy każdorazowo zoptymalizować gestość wykonywanych pomiarów.

Celem pracy jest określenie optymalnej odległości rozmieszczania punktów pomiarowych, służących do sporządzenia z największą dokładnością powierzchniowych rozkładów wilgotności, przy jednoczesnej minimalizacji pracochłonności badań terenowych.

## MATERIAŁ I METODY

Badania przeprowadzono w miejscowości Sarbinowo (N 54°23' i E 15°93'), położonej na terenie gminy Mielno. Poletko badawcze usytuowano na nieużytku rolnym. Skład granulometryczny uzyskany metodą dyfrakcji laserowej [Sochan i in. 2012], odpowiada, zgodnie z Klasyfikacją Uziarnienia Gleb PTG 2008, glinie piaszczystej. Pomiary wilgotności objętościowej wykonano na głębokości 25 cm polowym czujnikiem TDR, oznaczonym symbolem: FP/mts, podłączonym do polowego rejestratora D-LOG/ms. Urządzenia te są produkowane w Instytucie Agrofizyki PAN. Zastosowana technika TDR jest uznaną w świecie metoda pomiarowa wilgotności w ośrodkach porowatych [Skierucha 2009, Skierucha i in. 2012]. Wytyczono 5, różnej wielkości, współśrodkowych kwadratów (ryc. 1) o bokach  $D_1 = 30$  m,  $D_2 = 8$  m,  $D_3 = 2$  m,  $D_4 = 1$  m,  $D_5 = 0.25$  m. Odległości pomiędzy punktami pomiarowymi w poszczególnych kwadratach wynosiły odpowiednio:  $d_1 = 3 \text{ m}, d_2 = 1 \text{ m}, d_3 = 0.5 \text{ m}, d_4 = 0.25 \text{ m} \text{ i} d_5 = 0.05 \text{ m}.$  Liczba punktów pomiarowych w poszczególnych kwadratach była różna i wynosiła:  $K_1 = 121, K_2 = 81, K_3 = 25, K_4 = 25$ i  $K_5 = 25$ . Z uwagi na to, że kwadraty miały jeden środek, to niektóre z punktów pomiarowych były wspólne. Suma punktów, w których dokonano pomiaru, wyniosła 250. Na tej podstawie sporządzono 5 wariantów danych. Wariant 1 ( $W_1$ ) obejmuje dane z kwadratu o boku  $D_1 = 30$  m. Wariant 2 ( $W_2$ ) to dane z kwadratów o boku  $D_1$  i  $D_2 = 8$  m. Wariant 3 to dane z kwadratów o boku  $D_1$ ,  $D_2$  i  $D_3 = 2$  m – analogicznie w wariantach 4 ( $W_4$ ) i 5 ( $W_5$ ).



- Ryc. 1. Rozmieszczenie punktów pomiarowych:  $D_i$  bok *i*-tego kwadratu,  $d_i$  odległość pomiędzy punktami pomiarowymi w kwadracie o boku  $D_i$ ,  $K_i$  liczba punktów pomiarowych w kwadracie o boku  $D_i$ , o punkty pomiarowe
- Fig. 1. Location of measurement points:  $D_i$  the side of the *i*-th square,  $d_i$  distance between measuring points in square of  $D_i$  side,  $K_i$  number of measurement points in square of  $D_i$  side, o measurement points

Liczba punktów pomiarowych w poszczególnych wariantach wynosiła odpowiednio:  $N_1 = 121, N_2 = 193, N_3 = 209, N_4 = 225$  i  $N_5 = 250$ . Dla każdego z wariantów wykonano analizy geostatystyczne. Najpierw przeprowadzono wstępną analizę danych na podstawie klasycznych miar statystycznych: wartości maksymalnych, minimalnych, rozstępów, średnich, współczynnika zmienności, wariancji oraz współczynników asymetrii i kurtozy. Następnie przeanalizowano, czy dane spełniają warunek stacjonarności. W tym celu sprawdzono, czy dane posiadają trend. Jeżeli tak, to trend usunięto. Zapis klasycznych miar statystycznych w odniesieniu do analizowanych w pracy danych przedstawiają poniższe równania. Wartość średnią oblicza się ze wzoru:

$$\overline{\Theta}_{i} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{i}=N_{i}} \Theta_{n_{i}}}{N_{i}}$$
(1)

gdzie:

- $\overline{\theta}_i$  średnia wilgotność w *i*-tym wariancie,
- $n_i$  indeks punktu w *i*-tym wariancie,
- $N_i$  ilość punktów pomiarowych w *i*-tym wariancie,
- $\theta_{n_i}$  wilgotność objętościowa *n*-tego punktu w *i*-tym wariancie.

Rozstęp oblicza się ze wzoru:

$$R_i = \max_{\substack{n_i = N_i \\ n_i = 1}} \prod_{\substack{n_i = N_i \\ n_i = 1}} \prod_{\substack{n_i = N_i \\ n_i = 1}} \prod_{\substack{n_i = 1}} (2)$$

gdzie:

 $R_i$  – rozstęp w *i*-tym wariancie, pozostałe oznaczenia jak w równaniu (1).

pozostale oznaczenia jak w rownania

Wariancję oblicza się ze wzoru:

$$s_{i}^{2} = \frac{1}{N_{i}} \sum_{n_{i}=1}^{n_{i}=N_{i}} (\theta_{n_{i}} - \overline{\theta}_{i})^{2}$$
(3)

gdzie:

 $s_i^2$  – wariancja w *i-tym* wariancie, pozostałe oznaczenia jak w równaniu 1.

Na podstawie znanych ogólnie równań oblicza się współczynnik zmienności  $(Z_i)$ , skośność  $(A_i)$  i kurtozę  $(K_i)$ .

W pracy zbudowano semiwariogramy empiryczne oraz wybrano najlepiej dopasowane modele matematyczne. W ostatniej części procedury geostatystycznej analizowane są parametry modeli. Zapis semiwariogramu empirycznego jest następujący:

$$\gamma_i(a_i) = \frac{1}{2m_i(a_i)} \sum_{n_i=1}^{n_i=m_i(a_i)} (\theta_{n_i} - \theta_{(n_i+a_i)})^2$$
(4)

gdzie:

 $\gamma_i(a_i)$  – semiwariogram empiryczny dla *i*-tego wariantu,  $m_i(a_i)$  – liczba par punktów porównywanych ze sobą w *i*-tym wariancie,  $\theta_{(n_i+a_i)}$  – wilgotność w punkcie odległym o  $a_i$  od punktu  $n_i$ , pozostałe oznaczenia jak w równaniu 1.

Gdy dopasowanym modelem jest funkcja sferyczna, to należy zinterpretować wartości zakresu (*Range*), efektu samorodka (*Nugget*), wariancji skorelowanej (*Spatially-correlated variance*) oraz wariancji całkowitej (*Total variance*), nazywanej również progiem (*Sill*) (ryc. 2) [Croft i in. 2013].



- Ryc. 2. Schemat semiwariogramu wilgotności,  $\gamma_i(a_i)$  semiwariogramy dla *i*-tego wariantu (• empiryczny, – model matematyczny),  $C_{0,i}$  efekt samorodka,  $C_{1,i}$  wariancja skorelowana,  $C_i$  wariancja progowa,  $Z_i$  zakres,  $a_i$  odległość pomiędzy porównywanymi punktami, *i* indeks wariantu
- Fig. 2. Semivariogram of soil moisture,  $\gamma_i(a_i)$  semivariogram for the *i*-th variant (• empirical model, – mathematical model),  $C_{0,i}$  spatially uncorrelated nugget variance,  $C_{1,i}$  spatially correlated variance,  $C_i$  total variance,  $Z_i$  range,  $a_i$  distance between two points compared, *i* variant index

Funkcja aproksymująca model sferyczny jest następująca [Croft i in. 2013]:

$$\begin{aligned} \gamma_{i}(a_{i}) &= 0 & \text{dla } a_{1} = 0 \\ \gamma_{i}(a_{i}) &= c_{0,i} + c_{1,i} \left[ 1, 5 \frac{a_{i}}{Z_{i}} - 0, 5 \left( \frac{a_{i}}{Z_{i}} \right)^{3} \right] & \text{dla } 0 < a_{i} \le Z_{i} \end{aligned}$$

$$\gamma_{i}(a_{i}) &= c_{0,i} + c_{1,i} & \text{dla } a_{i} > Z_{i} \end{aligned}$$
(5)

gdzie:

 $\gamma_i(a_i)$  – semiwariogramy dla *i-tego* wariantu,

- $C_{0i}$  efekt samorodka,
- $C_{1,i}$  wariancja skorelowana,
- $Z_i$  zakres,
- $a_i$  odległość pomiędzy porównywanymi punktami,
- indeks wariantu.

Efekt samorodka ( $C_{0,i}$ ) jest to parametr wynikający z błędów pomiarowych lub mikrogniazdowych struktur mniejszych niż interwał próbkowania bądź z obydwu tych czynników. Wariancja całkowita ( $C_i$ ) informuje o maksymalnej wielkości zróżnicowania danego zjawiska w *i*-tym wariancie [Namysłowska-Wilczyńska 2006]. Parametr  $C_{1,i}$  jest różnicą parametrów  $C_i$  i  $C_{0,i}$ . Zakres ( $Z_i$ ) określa odległość, przy której model osiąga na stałe wartość maksymalną, czyli semiwariancję progową ( $C_i$ ). Matematyczne modele semiwariogramów wykorzystano podczas procedury krigingu w celu sporządzenia powierzchniowego rozkładu wilgotności dla 5 wariantów. Przyjęto, że rozkład sporządzony na podstawie największej liczby punktów pomiarowych ( $W_5$ ) jest najdokładniejszy i do niego porównywano rozkłady sporządzone na podstawie danych z wariantów od 1 do 4. Wprowadzono następujące miary podobieństwa do wariantu 5: średnią wartość bezwzględną różnic wilgotności odczytanych z rozkładu zbudowanego dla *i*-tego i 5 wariantu (równanie 6), maksymalną bezwzględną różnicę (równanie 7) oraz średni błąd kwadratowy opisany równaniem 8.

$$S_{i}^{WB} = \frac{1}{N_{i}} \sum_{n_{i}=1}^{n_{i}=N_{i}} \left| \theta_{n_{i}}^{W_{i}} - \theta_{n_{s}}^{W_{s}} \right|$$
(6)

gdzie:

 $S_i^{WB}$  – średnia wartość bezwzględna,

- $\theta_{n_i}^{W_i}$  wilgotność objętościowa w punkcie  $n_i$  odczytana z rozkładu sporządzonego w *i-tym* wariancie,
- $\theta_{n_5}^{W_5}$  wilgotność objętościowa w punkcie  $n_5$  odczytana z rozkładu sporządzonego w 5-tym wariancie.

$$R_{i}^{\max} = \frac{n_{i} = N_{i}, n_{s} = N_{s}}{\max_{n_{i} = 1, n_{s} = 1}} \left| \boldsymbol{\theta}_{n_{i}}^{W_{i}} - \boldsymbol{\theta}_{n_{s}}^{W_{s}} \right|$$
(7)

gdzie:

 $R_i^{\text{max}}$  – maksymalna bezwzględna różnica, pozostałe oznaczenia jak w równaniach 1 i 5.

$$R.M.S._{i} = \sqrt{\frac{\sum_{n_{i}=1, n_{5}=1}^{n_{i}=N_{i}, n_{5}=N_{5}} \left(\theta_{n_{i}}^{W_{i}} - \theta_{n_{5}}^{W_{5}}\right)^{2}}{N_{i}}}$$
(8)

gdzie:

*R.M.S.*<sub>*i*</sub> – średni błąd kwadratowy dla *i*-tego wariantu, pozostałe oznaczenia jak w równaniach 1 i 5.

# WYNIKI BADAŃ I DYSKUSJA

Wartości średnie, maksymalne i minimalne są mało zróżnicowane (tab. 1). Przykładowo  $\overline{\theta}_{n_i}$  mieści się w przedziale od 0,278 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup> ( $W_1$ ) do 0,291 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup> ( $W_4$ ). Kossowski i Usowicz [2000] oraz Usowicz [2001], wykazali, że np. średnie mają ustabilizowane wartości już przy 20 punktach pomiarowych. Wartości maksymalne znajdują się w przedziale od 0,330 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup> ( $W_1$ ) do 0,350 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup> ( $W_2$ ,  $W_3$ ,  $W_4$  i  $W_5$ ), a wartości minimalne od 0,225 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup> ( $W_2$ ,  $W_3$ ,  $W_4$  i  $W_5$ ) do 0,232 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup> ( $W_1$ ). Małe zróżnicowanie wartości minimalnych i maksymalnych skutkuje małym zróżnicowaniem rozstępów. Najmniejszy rozstęp występuje w wariancie 1 i wynosi jedynie 0,098 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup>, w pozostałych wariantach jest jednakowy i wynosi 0,125 m<sup>3</sup> · m<sup>-3</sup>. Stosunkowo bardziej zróżnicowana w poszczególnych wariantach była wartość współczynnika zmienności (14,32% dla  $W_1$  i 7,67% dla  $W_5$ ). Rozkłady wilgotności w poszczególnych wariantach przyjmowały asymetrię lewostronną ( $A_i < 0$ ). Przy czym najwyraźniejszą dla  $W_5$  ( $A_5 = 0,316$ ).

Miary statystyczne	Jednostka	$W_1$	$W_2$	$W_3$	$W_4$	$W_5$
$\overline{\overline{\Theta}}_{n_i}$	$m^3 \cdot m^{-3}$	0,278	0,291	0,290	0,291	0,290
$\max \theta_{n_i}$	$m^3 \cdot m^{-3}$	0,330	0,350	0,350	0,350	0,350
$\min \theta_{n_i}$	$m^3 \cdot m^{-3}$	0,232	0,225	0,225	0,225	0,225
R <sub>i</sub>	$m^3 \cdot m^{-3}$	0,098	0,125	0,125	0,125	0,125
$Z_i$	%	14,32	8,23	8,09	7,91	7,67
$A_i$	_	-0,238	-0,262	-0,284	-0,282	-0,316
K	_	-2,036	-0,096	-0,064	0,011	0,231

Tabela 1. Wartości klasycznych miar statystycznych dla 5 wariantów Table 1. The values of the classical statistical measures for 5 variants

 $W_1, W_2, W_3, W_4$  i  $W_5$  – wariant 1, 2, 3, 4 i 5,  $\overline{\theta}_{n_i}$  – średnia, max  $\theta_{n_i}$  – wartość maksymalna, min  $\theta_{n_i}$  – wartość minimalna,  $R_i$  – rozstęp,  $Z_i$  – współczynnik zmienności,  $A_i$  – skośność,  $K_i$  – kurtoza

 $W_1, W_2, W_3, W_4$  i  $W_5$  - variant 1, 2, 3, 4 i 5,  $\overline{\theta}_{n_i}$  - average, max  $\theta_{n_i}$  - maximum value, min  $\theta_{n_i}$  - minimum value,  $R_i$  - range,  $Z_i$  - coefficient of variation,  $A_i$  - skewness,  $K_i$  - kurtosis

W wariantach od 1 do 3 współczynnik  $K_i$  przyjmuje wartości ujemne. Wartość  $K_1$  jest równa –0,2036, co świadczy to o tym, że rozkład wilgotności jest bardziej spłaszczony od rozkładu normalnego. Największa wartość współczynnika występuje w wariancie 5,  $K_5 = 0,231$ . Świadczy to o tym, że rozkład wilgotności ma kształt nieznacznie bardziej wysmukły niż rozkład normalny. Spośród klasycznych miar statystycznych wartości średnie, maksymalne, minimalne, rozstępy oraz współczynniki asymetrii, w zasadzie nie zmieniają się wraz z zagęszczeniem punktów pomiarowych. Tendencję spadkową wykazuje współczynnik zmienności, przy czym od wariantu  $W_2$  zmiany są niewielkie. Współczynnik  $K_i$  wykazuje natomiast tendencję wzrostową, przy czym od  $W_2$  wzrosty są nieznaczne. Przystępując do analiz geostatystycznych, usunięto trend z danych w każdym z wariantów oraz sporządzono semiwariogramy empiryczne. Porównywanie semiwariogramów z poszczególnych wariantów jest możliwe wyłącznie wtedy, gdy dopasowany będzie taki sam typ modelu matematycznego. Przegląd semiwariogramów empirycznych wskazuje, że najlepiej dopasowanym modelem będzie model sferyczny z efektem samorodka.



- Ryc. 3. Semiwariogramy wilgotności dla wszystkich wariantów:  $\gamma_i(a_i)$  semiwariogramy dla *i*-tego wariantu (• empiryczny, – model matematyczny),  $C_{0,i}$  efekt samorodka,  $C_{1,i}$  wariancja skorelowana,  $C_i$  wariancja progowa,  $Z_i$  zakres,  $a_i$  odległość pomiędzy porównywanymi punktami, *i* indeks wariantu,  $W_1$ – $W_5$  warianty 1–5
- Fig. 3. All soil moisture variograms' variants,  $\gamma_i(a_i)$  semivariogram for the *i*-th variant (• empirical model, – mathematical model),  $C_{0,i}$  spatially uncorrelated nugget variance,  $C_{1,i}$  spatially correlated variance,  $C_i$  total variance,  $Z_i$  range,  $a_i$  distance between two points compared, *i* variant index,  $W_1$ – $W_5$  variants 1–5

Analiza ryciny 3 wskazuje, że semiariogramy niezależnie od przyjętego wariantu mają zbliżone do siebie kształty. Potwierdzeniem tego są dane zawarte w tabeli 2. Przedstawiono w niej wartości parametrów semiwariogramów dla każdego z 5 wariantów.

Parametry semiwariogramu	Jednostka	$W_1$	<i>W</i> <sub>2</sub>	<i>W</i> <sub>3</sub>	$W_4$	<i>W</i> <sub>5</sub>
$C_{0,i}$	$\cdot \ 10^{-4} \ [m^3 \cdot m^{-3}]^2$	16	36	42	30	25
$C_{1,i}$	$\cdot \ 10^{-4} \ [m^3 \cdot m^{-3}]^2$	24	8	10	11	14
$C_i = C_{0,i} + C_{1,i}$	$\cdot \ 10^{-4} \ [m^3 \cdot m^{-3}]^2$	40	44	50	41	39
$\overline{Z_i}$	m	7,1	6,8	5,2	5,3	6,9

Tabela 2.	Parametry semiariogramów
Table 2.	Semivariograms parameters

 $C_{0,i}$  – efekt samorodka,  $C_{1,i}$  – wariancja skorelowana,  $C_i = C_{0,i} + C_{1,i}$  – wariancja progowa,  $Z_i$  – zakres, i – indeks wariantu, pozostałe oznaczenia jak w tabeli 1

 $C_{0,i}$  - spatially uncorrelated nugget variance,  $C_{1,i}$  - spatially-correlated variance,  $C_i = C_{0,i} + C_{1,i}$  - total variance,  $Z_i$  - range, i - reference of the variant, other inscriptions as in Table 1

Najmniej różnicowanym parametrem jest wartość  $C_i$ . Zmienia się on w granicach od  $39 \cdot 10^{-4} \text{ m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$  dla wariantu  $W_5$  do  $50 \cdot 10^{-4} \text{ m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$  dla wariantu  $W_3$ . Podobnie małe zróżnicowanie wykazuje wielkość  $Z_i$ . Minimalna wartość tego parametru wynosi 5,2 m dla wariantu  $W_3$ , maksymalna zaś 7,1 m dla wariantu  $W_1$ . Większe zróżnicowanie występuje dla parametrów  $C_{0,i}$  i  $C_{1,i}$  – szczególnie dla  $W_1$  i  $W_2$ . Wynika to z faktu, że w tych wariantach wielkość  $C_{0,i}$  wyznaczana jest orientacyjnie, ponieważ brak empirycznych wartości semiwariogramu dla małych wartości  $a_i$ . Jeżeli  $C_{0,i}$  jest określana jedynie w przybliżeniu, to wartość  $C_{1,i}$  również, ponieważ  $C_{1,i} = C - C_{0,i}$ . W badaniach przeprowadzonych na terenie Niziny Południowopodlaskiej otrzymano zbliżone wartości parametrów  $C_i$  oraz  $C_0$ . Wartość parametr  $C_0$  około  $20 \cdot 10^{-4} \text{ m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$  [Usowicz i in. 2009]. W dalszej kolejności zbudowano rozkłady obszarowej zmienności wilgotności oddzielnie dla każdego wariantu. Przy czym, do estymacji danych z wariantu  $W_1$ . Analogicznie dla pozostałych wariantów.

Powierzchniowy rozkład wilgotności objętościowej zbudowany na podstawie danych z poszczególnych wariantów, wykorzystano do oceny podobieństwa rozkładów  $W_1$ ,  $W_2$ ,  $W_3$  i  $W_4$  do rozkładu  $W_5$  (ryc. 4). Stwierdzono, że wariant  $W_1$  różni się w znaczący sposób od wariantu  $W_5$ . Mniejszą różnicę obserwujemy dla wariantu 2. Natomiast obszarowa zmienność sporządzona na podstawie danych z wariantu 3 i 4 jest bardzo zbliżona do rozkładu z wariantu 5. Należy pamiętać, że analizy obszarowej zmienności wilgotności objętościowej wierzchniej warstwy gleby są przeprowadzone poprawnie, gdy do pomiaru stosowana jest jedna metoda [Kollárová i in. 2007].

Miara prawdopodobieństwa	Jednostka	$W_1$ do $W_5$	$W_2$ do $W_5$	$W_3$ do $W_5$	$W_4$ do $W_5$
$S^{WB}_i$	$m^3 \cdot m^{-3}$	0,39	0,24	0,19	0,13
$R_i^{\max}$	$\cdot 10^{-2} \text{ m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$	1,53	0,99	0,76	0,58
R.M.Si	$\cdot 10^{-2} \ m^3 \cdot m^{-3}$	0,49	0,29	0,25	0,18

Tabela 3. Miary podobieństwa wariantów od 1 do 4 dla wariantu 5 Table 3. Measure of similarity variants from 1 to 4 for variant 5

Oznaczenia jak w zależnościach 6, 7 i 8 – Inscriptions as in equations 6, 7 and 8



Ryc. 4. Powierzchniowy rozkład wilgotności objętościowej dla 5 wariantów:  $W_1, W_2, W_3, W_4$  i  $W_5, \theta -$  wilgotność objętościowa

Fig. 4. Areal distribution of volumetric moisture for 5 variants:  $W_1, W_2, W_3, W_4$  i  $W_5, \theta$  – volumetric moisture

Miary podobieństwa wariantów  $W_1$ ,  $W_2$ ,  $W_3$  i  $W_4$  do wariantu  $W_5$  (tab. 3), który uznano za najlepiej odwzorowujący rzeczywisty rozkład wilgotności obliczono na podstawie zależności 6, 7 i 8. Największe wartości uzyskano przy porównaniu wariantu  $W_1$  do  $W_5$ . Porównując pozostałe warianty, zauważono, że wartości miar podobieństwa  $S_i^{WB}$ ,  $R_i^{max}$ i *R.M.S.*<sub>i</sub> maleją. Największe różnice występują w wariancie 1. Wynikają ze stosunkowo małej liczby punktów pomiarowych ( $N_i = 121$ ) oraz ze znacząco odbiegających parametrów semiariogramów zawartych w tabeli 2. Ponadto zauważalną poprawę dokładności rozkładu wilgotności budowanego za pomocą narzędzi geostatystycznych uzyskamy, zagęszczając pomiary do siatki o "oczku" 1 m (ryc. 4, tab. 3). Dalsze zmniejszenie odległości pomiędzy punktami pomiarowymi nie powoduje istotnej poprawy dokładności powierzchniowego rozkładu wilgotności.

#### WNIOSKI

Analizy klasycznych miar statystycznych obliczonych dla punktowych pomiarów wilgotności wierzchniej warstwy gleby na obszarze  $30 \times 30$  m wskazują, że wartości średnie, minimalne, rozstępy oraz współczynniki asymetrii nie zmieniają się wraz z zagęszczeniem punktów pomiarowych. Tendencję spadkową wykazuje współczynnik zmienności, a wzrostową kurtoza. Jednak zmiany te stają się nieistotne gdy gęstość pomiarów maleje poniżej 1 m.

Spośród parametrów semiwariogramów wilgotności objętościowej z dopasowanym modelem sferycznym, wartość progowa semiwariancji oraz zakres nie zmieniają swoich wartości wraz z zagęszczeniem punktów pomiarowych. Efekt samorodka oraz wariancja skorelowana są niestabilne w przypadku braku pomiarów dla punktów oddalonych od siebie o odległość mniejszą niż 1 m.

Zwiększenie dokładności powierzchniowego rozkładu wilgotności, budowanego za pomocą narzędzi geostatystycznych, jest istotne, gdy siatka punktów pomiarowych, nawet na niewielkim obszarze, ma "oczko" 1 m. Dalsze zagęszczanie pomiarów wiąże się ze zwiększeniem pracochłonności badań i nie powoduje poprawy dokładności budowanego rozkładu.

#### PIŚMIENNICTWO

- Borecka, E. (2004). Związek obszarowego zróżnicowania współczynnika filtracji i dyspersji wilgotności gleby. Praca magisterska wykonana w Instytucie Kształtowania i Ochrony Środowiska UP we Wrocławiu. Maszynopis.
- Croft, H., Anderson, K., Brazier, R.E., Kuhn, N.J. (2013). Modeling fine-scale soil surface structure using geostatistics. Water Resour. Res., 49, 1858–1870.
- Djamai, N., Magagi, R., Goita, K., Merlin, O., Kerr, Y., Walker, A. (2015). Disaggregation of SMOS soil moisture over the Canadian Prairies. Remote Sensing Environ., 170, 255–268.
- Dumedah, G., Walker, J. P., Merlin, O. (2015). Root-zone soil moisture estimation from assimilation of down scaled Soil Moisture and Ocean Salinity data. Advanc. Water Resour., 84, 14–22.

Janik, G. (2005). Spatial variability of soil moisture in grassland. Int. Agrophysics, 19, 9(1), 37-45.

Janik, G. (2008). Spatial variability of soil moisture as information on variability of selected physical properties of soil. Int. Agrophysics, 22(1), 26–31.

- Kollárová, K., Krajčo, J., Plačko, M. (2007). Ocena zmienności przestrzennej wilgotności gleby na podstawie map konduktywności elektrycznej. Inżyn. Roln., 6(94), 73–80.
- Kossowski, J., Usowicz, B. (2000). Charakterystyka pola wilgotności gleby przy różnej liczbie próbkowań. Acta Agrophys., 38, 127–137.
- Łukowski, M., Usowicz, B., (2014). Wilgotność powierzchniowej warstwy gleby. Pomiary satelitarne i naziemne. Acta Agrophys. Monographiae EN 1, ss. 107.
- Molina, A.J., Latron, J., Rubio, C.M., Gallart, F., Llorens, P. (2014). Spatio-temporal variability of soil water content on the local scale in a Mediterranean mountain area (Vallcebre, North Eastern Spain). How different spatio-temporal scales reflect mean soil water content. J. Hydrol., 516, 182–192.
- Namysłowska-Wilczyńska, B. (2006). Geostatystyka. Teoria i zastosowania. Oficyna Wydawnicza Politechniki Wrocławskiej, Wrocław, ss. 356.
- Pasolli, L., Notarnicola, C., Bertoldi, G., Chiesa, S.D., Niedrist, G., Bruzzone, L., Tappeiner, U., Zebisch, M. (2014). Soil moisture monitoring in mountain areas by using high-resolution SAR images: results from a feasibility study. Europ. J. Soil Sci., 65, 852–864.
- Patel, P., Srivastava, H.S. (2015). An approach to validate soil moisture derived from passive microwave sensors using SAR as an interface. Intern. J. Remote Sens., 9, 2353–2374.
- Pierdicca, N., Fascetti, F., Pulvirenti, L., Crapolicchio, R., Muñoz-Sabater, J. (2015). Analysis of ASCAT, SMOS, in-situ and land model soil moisture as a regionalized variable over Europe and North Africa. Remote Sens. Environ., 170, 280–289.
- Skierucha, W. (2009). Temperature dependence of time domain reflectometry-measured soil dielectric permittivity. J. Plant Nutrit. Soil Sci. 172, 186-193.
- Skierucha, W., Wilczek, A., Szypłowska, A., Sławiński, C., Lamorski, K. (2012). A TDR-based soil moisture monitoring system with simultaneous measurement of soil temperature and electrical conductivity. Sensors, 12(10), 13545–13566.
- Sochan, A., Bieganowski, A., Ryżak, M., Dobrowolski, R., Bartmiński, P. (2012). Comparison of soil texture determined by two dispersion units of Mastersizer 2000. Intern. Agrophys., 26(1), 99–102.
- Song, X., Ma, J., Li, X., Leng, P., Zhou, F., Li, S. (2014). First Results of Estimating Surface Soil Moisture in the Vegetated Areas Using ASAR and Hyperion Data: The Chinese Heihe River Basin Case Study. Remote Sens., 6, 12055–12069.
- Stach, A. (2002). Struktura czasowa wybranych serii pomiarowych Zintegrowanego Monitoringu Środowiska Przyrodniczego (Time structure of selected Integrated Monitoring of Environment data series). Regionalny Monitoring Środowiska Przyrodniczego, 3, 61–68.
- Usowicz, B. (2001). Ocena zmienności wybranych cech gleby przy różnym układzie i liczbie próbkowań. Acta Agrophys., 57, 147–158.
- Usowicz, B., Lipiec, J. (2009). Spatial distribution of soil penetration resistance as affected by soil compaction: The fractal approach. Ecolog. Complex., 6.
- Usowicz, B., Marczewski, W., Lipiec, J., Usowicz, J.B., Sokołowska, Z., Dąbkowska-Naskręt, H., Hajnos, M., Łukowski, M.I. (2009). Woda w glebie. Pomiary naziemne i satelitarne w badaniach zmian klimatu. Wyd. Nauk. FRNA, Komitet Agrofizyki PAN.
- Ye, N., Walker, J. P., Guerschman, J., Ryu, D., Gurney, R.J. (2015). Standing water effect on soil moisture retrieval from L-band passive microwave observations. Remote Sens. Environ., 169, 232–242.
- Zawadzki, J., Przeździecki, K. (2013). Metoda wyznaczania wskaźnika suszy TVDI i jego analiza statystyczna na przykładzie Kampinowskiego Parku Narodowego. Acta Agrophys., 20(3), 495–507.
- Zucco, G., Brocca, L., Moramarco, T., Morbidelli, R. (2014). Influence of land use on soil moisture spatial-temporal variability and monitoring. J. Hydrol., 516, 193–199.

# ESTIMATION OF ACCURACY OF SURFACE DISTRIBUTION OF VOLUMETRIC MOISTURE IN TOPSOIL LAYER DETERMINED WITH GEOSTATISTICAL METHODS

**Abstract.** In the paper the authors demonstrate the effect of measurement density on the accuracy of space distribution of volumetric moisture in topsoil layer. The analyses were performed with the use of geostatistical methods, preceded with a preliminary estimation of the classic statistical measures. After verifying the condition of stationarity, empirical semivariograms were created, with the best-fitting mathematical models. Those were used in the kriging procedure for the purpose of determination of surface distributions of moisture. Based on a field experiment conducted at the locality of Sarbinowo, commune Mielno, it was demonstrated that an increase of moisture distribution accuracy is significant when the box size of the grid of measurement points is reduced to 1 m. Further increase in the density of measurement points entails an increase in the labour-intensity of the study and does not cause any significant differences in the accuracy of the moisture distribution created.

Key words: volumetric moisture, TDR technique, geostatistical methods

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 1.12.2016

Do cytowań – For citation: Janik, G., Borecka-Stefanska, E., Daniel, A., Dawid, M., Walczak, A., Jurik, Ľ. (2016). Ocena zdolności retencyjnych wybranych odpadów przemysłowych. Acta. Sci. Pol., Formatio Circumiectus, 15(4), 167–179.