

Alfred Stach

Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu

Instytut Geoekologii i Geoinformacji

alfred.stach@amu.edu.pl,  <https://orcid.org/0000-0002-3091-5776>

Struktura przestrzenna geochemii gleb aglomeracji poznańskiej

Zarys treści: Artykuł analizuje strukturę przestrzenną geochemii gleb aglomeracji poznańskiej metodami geostatystycznymi. Wykazano zmienność w skalach: lokalnej (~1–2 km) oraz regionalnej (9–15 km). Zoptymalizowano metodykę poprzez interaktywne maskowanie wartości odstających, co ujawniło dominację zmienności strukturalnej i brak efektu samorodka. Analiza porównawcza wykazała znacznie wyższą „szorstkość” geochemiczną gleb wewnątrz miasta niż na terenach podmiejskich. Kluczowym wnioskiem jest wykazanie, że za strukturę geochemiczną odpowiada głównie obecność gleb technogenicznych (technosoli), a wpływ naturalnej zmienności litologicznej jest znikomy. Wyniki pozwalają na optymalizację przyszłego próbkowania i ocenę ryzyka środowiskowego.

Słowa kluczowe: gleby miejskie, zanieczyszczenia, semiwariancja, PCA, Poznań

Wprowadzenie

Urbanizacja i powiązana z nią działalność gospodarcza zmienia radykalnie środowisko przyrodnicze: lokalny klimat, rzeźbę terenu, obieg wody, gleby, florę i faunę (Podwysocki 2022). Gleby na obszarach zurbanizowanych podlegają fizycznej degradacji, uszczelnieniu i zanieczyszczeniu (Whitehead 2021). Zmiany te są tak głębokie, że w wielu klasyfikacjach wyróżniane są osobne typy gleb nazywane antrozolami lub technosolami (Lal 2018, Rate 2022). W ostatniej polskiej systematyce (Polskie Towarzystwo Gleboznawcze 2019) gleby o takich cechach zaliczono do typu gleb technogenicznych (AX), w którym wyróżniono dziesięć podtypów.

Głównymi źródłami zanieczyszczeń spotykanych w glebach obszarów miejskich są (Meuser 2010, Manefee, Hettiarachchi 2018, Binner i in. 2023, Adewumi, Ogundele 2024): (1) transport drogowy (emisja spalin, ścieranie opon i klocków hamulcowych oraz stosowanie soli odladzających), (2) przemysł i energetyka (emisje kominowe, składowanie odpadów przemysłowych oraz historyczna działalność zakładów typu hut czy koksowni), (3) spalanie paliw w sektorze bytowym (ogrzewanie domów węglem i drewnem), (4) zarządzanie infrastrukturą

miejską (stosowanie nawozów i pestycydów w parkach oraz ogrodach, a także wykorzystywanie osadów ściekowych do rekultywacji).

Gleby miast charakteryzuje wysoka heterogeniczność (Lal 2018, Lal, Stewart 2018, Meuser 2010, Li i in. 2022). Ich właściwości zmieniają się gwałtownie na małych dystansach, zarówno poziomo, jak i pionowo. Typową ich cechą jest także alkalizacja (wysokie pH), co wynika z obecności gruzu budowlanego składającego się z betonu, wapna i zaprawy (Lal, Stewart 2018). Wpływa to na mobilność metali – niektóre, jak Pb, stają się mniej ruchliwe w środowisku zasadowym (Meuser 2010, Lal, Stewart 2018). W tych glebach powszechne są pogrzebane materiały technogeniczne, takie jak żużel, popiół, szkło czy asfalt (Meuser 2010, Lal, Stewart 2018, Rate 2022).

Na obszarach zurbanizowanych najpowszechniejszą grupą zanieczyszczeń nieorganicznych są metale ciężkie i metaloidy (Lal, Stewart 2018, Manefee, Hettiarachchi 2018, Rate 2022, Binner i in. 2023), głównie ołów (Pb), cynk (Zn), miedź (Cu), kadm (Cd), chrom (Cr), nikiel (Ni), rtęć (Hg) oraz arsen (As). Ich stężenia w miastach często wielokrotnie przekraczają wartości naturalnego tła geochemicznego. Z przeglądu dokonanego przez Binner i in. (2023), uwzględniającego 143 miasta w 29 europejskich krajach wynika, że głównymi źródłami metali w glebach był ruch uliczny (45%) i przemysł (38%). Akumulacja z historycznej urbanizacji (15%), spalanie węgla i odpadów (5%) oraz górnictwo (4%) mają mniejsze znaczenie. Udział czynników geogenicznych w całkowitej zawartości metali w glebach miejskich, jakkolwiek wspominany w 34% publikacji uwzględnianych w przeglądzie, jest znikomy.

Dużo jest też w glebach miast zanieczyszczeń organicznych, a przede wszystkim wielopierścieniowych węglowodorów aromatycznych (WWA/PAHs), węglowodorów ropopochodnych, polichlorowanych bifenyli (PCB), pestycydów oraz dioksyn (Lal, Stewart 2018, Rate 2022). Coraz większą uwagę poświęca się obecności w tych glebach mikroplastików, farmaceutyków oraz związków per- i polifluoroalkilowych (PFAS, Rate 2022).

Zanieczyszczenie gleb na obszarach o wysokiej gęstości zaludnienia niesie liczne ryzyka i zagrożenia zdrowia mieszkańców i funkcjonowania ekosystemów (Lal, Stewart 2018, Rate 2022, Adewumi, Ogundele 2024). Większość wymienionych wyżej substancji jest w dużych stężeniach toksyczna, a przekroczenia poziomów uznawanych za bezpieczne zdarzają się często (Binner i in. 2023, Adewumi, Ogundele 2024).

Przestrzenny rozkład zanieczyszczeń w miastach tworzy charakterystyczne, mierzalne gradienty. Są one wynikiem nakładania się naturalnej zmienności geogenicznej na intensywną, wielokierunkową działalność człowieka (Meuser 2010, Lal, Stewart 2018, Rate 2022, Binner i in. 2023, Adewumi, Ogundele 2024). Na rozkład zanieczyszczeń w glebach miejskich wpływają: odległości od źródeł (przemysł, drogi), historia zagospodarowania terenu oraz obecności antropogenicznych artefaktów w profilu glebowym. Najważniejsze identyfikowane układy to: (1) gradient miasto–wieś, (2) rozmieszczenie według stref funkcjonalnych miasta (strefy przemysłowe i komunikacyjne, obszar mieszkalny, parki i tereny zielone), (3) gradienty liniowe (wzdłuż dróg), (4) zmienny rozkład pionowy

zanieczyszczeń nierzadko związanych z warstwami kulturowymi, (5) częste, ale niewielkie „plamy” wysokich zanieczyszczeń (tak zwane „hotspoty”), (6) gradienty związane z rzeźbą i hydrologią terenu miasta.

Kartograficzne ujęcie problemu zanieczyszczeń gleb w mieście tworzy podstawę do racjonalnej oceny zagrożeń, planowania zagospodarowania i decyzji rekultywacyjnych (Meuser 2010, Ratte 2022). Od kilku dziesięcioleci do tego celu wykorzystywane są szeroko metody geostatystyczne (Ratte 2022). Narzędzia geostatystyczne w analizach zanieczyszczeń gleb w mieście używane są przede wszystkim do uzyskania, z danych punktowych, ciągłych pól stężenia umożliwiających szacowanie wartości w nieoprobowanych lokalizacjach (Rawlins, Brown 2002, Saby i in. 2006, Zawadzki, Fabjańczyk 2008, Guagliardi i in. 2012, Huo i in. 2012, Li, Feng 2012, Zhang i in. 2017, Appiah i in. 2018, Kwiatkowska-Malina, Borkowski 2020, Agyeman i in. 2022). Często też geostatystyka umożliwia rozdzielanie całkowitego ładunku zanieczyszczeń w glebach na komponenty – geologiczny (naturalny) i antropogeniczny (Zawadzki 2002, Lv i in. 2013, Agyeman i in. 2021, Li i in. 2022). Metody te stosowane są też do kwantyfikacji niepewności i analizy ryzyka (Rawlins, Brown 2002, Saby i in. 2006, Guagliardi i in. 2012, Appiah i in. 2018, Agyeman i in. 2021, 2022) oraz projektowania i optymalizacji próbkowania (Rawlins, Brown 2002, Guagliardi i in. 2012, Huo i in. 2012, Pelillo i in. 2013, Li i in. 2022, Agyeman i in. 2022, Ratte 2022).

W niniejszym opracowaniu skupiono się na analizie prawidłowości rozkładu przestrzennego (zwanego często strukturą przestrzenną) 18 składników chemicznych występujących w glebach aglomeracji poznańskiej. Do realizacji tego celu wykorzystano geostatystyczną miarę autokorelacji przestrzennej (miarę niepodobieństwa), czyli semiwariancję. Uzyskane wyniki dają z jednej strony podstawy do interpretacji genetycznej aktualnego stanu zanieczyszczenia gleb, z drugiej są punktem wyjścia do optymalnego szacowania poziomów stężeń, ich rozkładów prawdopodobieństwa i ryzyka środowiskowego. Mogą być też wykorzystane do optymalizacji próbkowania w nowych badaniach stanu zanieczyszczeń gleb w Poznaniu i w jego okolicach.

Wcześniejsze badania geochemii gleb Poznania

Do tej pory co najmniej dwukrotnie prowadzono badania geochemii gleb Poznania w skali całego miasta (Grzebisz i in. 2002, Lis, Pasieczna 2005a, b).

Opracowanie zespołu z Akademii Rolniczej (obecnie Uniwersytet Przyrodniczy) w Poznaniu (Grzebisz i in. 2002) bazowało na wynikach analiz chemicznych 350 próbek gleb pobranych, pod koniec lat 90. XX wieku w obrębie granic administracyjnych miasta. Badania skupiły się na ocenie stopnia zanieczyszczenia metalami ciężkimi: kadmu (Cd), ołowiu (Pb), miedzi (Cu) i cynku (Zn) oraz analizie ich rozkładu przestrzennego. Uzyskane wyniki wykazały znaczące przekształcenie geochemiczne gleb miejskich Poznania. Stężenia wyższe od tła geochemicznego stwierdzono w 61% próbek dla kadmu i cynku, 49% dla miedzi oraz 47% dla ołowiu. Za pomocą analizy semiwariancji wykazano istnienie autokorelacji

przestrzennej na dystansach od 5,54 km (dla Zn) do 11,44 km (dla Cd). Najwyższe wartości wskaźnika obciążenia (*geochemical load index* – GLI) dla ołowiu zidentyfikowano w centrum miasta oraz w północno-wschodniej części nad Wartą (koncentracja zakładów chemicznych). Najwyższe nagromadzenie miedzi występowało w ścisłym centrum. Zanieczyszczenia koncentrowały się wokół zakładów przemysłowych oraz głównych dróg.

Projekt, którego efektem końcowym było stworzenie „Atlasu geochemicznego Poznania i okolic”, realizowany był przez badaczy z Państwowego Instytutu Geologicznego-PIB (Lis, Pasieczna 2005a, b) w latach 2002–2003. Głównym celem projektu było przedstawienie stanu chemizmu powierzchniowych środowisk Ziemi, w tym gleb, osadów wodnych i wód powierzchniowych. Badania miały służyć identyfikacji obszarów zanieczyszczonych oraz określeniu źródeł antropopresji w regionie o bardzo zróżnicowanej gospodarce i pokryciu terenu. W ramach badań gleb pobrano 979 próbek na powierzchni ponad 950 km², obejmującym zarówno samo miasto Poznań, jak i obszar otaczających je gmin (ryc. 2). Podstawowym schematem próbkowania była kwadratowa siatka o wymiarach około 1 km. W próbkach oznaczono zawartość 22 pierwiastków oraz odczyn. Uzyskane dane analizowano metodami klasycznej statystyki i przedstawiono na mapach monopierwiastkowych. Zidentyfikowano wartości ekstremalne i obliczano średnie, mediany oraz percentyle (25, 50, 75, 90, 95, 97 i 99). Za obszary anomalne (zarówno punktowe, jak i obszarowe) uznano te, w których stężenia pierwiastków przekraczały wartość 95 percentyla. Dla gleb Poznania wartości te wynosiły odpowiednio np. dla ołowiu >37 mg/kg, dla miedzi >18 mg/kg, a dla cynku >110 mg/kg. Do generowania map izoliniowych zastosowano metodę odwrotności odległości (IDW) z promieniem wyboru wynoszącym 5000 m. Wyznaczono anomalie punktowe, czyli pojedyncze lokalizacje, w których stwierdzono ekstremalne wartości oraz obszarowe obejmujące większe rejony, gdzie wiele sąsiednich punktów wykazywało wartości powyżej ustalonego progu. Przy wyznaczaniu granic i interpretacji anomalii brano pod uwagę również pochodzenie wzbogaceń. Anomalie naturalne (geogeniczne) wiązano np. z występowaniem torfów (wysokie stężenia Ba, Ca, Fe), natomiast antropogeniczne z działalnością przemysłu i transportu. Do oceny zanieczyszczenia wykorzystywano wskaźnik obciążenia geochemicznego (GLI) oraz porównania z lokalnym tłem geochemicznym i normami prawnymi.

Wyniki tych prac wykazały, że geochemia gleb regionu jest silnie zdeterminowana przez urbanizację i sposób użytkowania gruntów. Stwierdzono wyraźne zróżnicowanie: gleby leśne są zazwyczaj silnie kwaśne (mediana 4,6), a pola uprawne obojętne (mediana 6,8). W centrum Poznania dominują gleby alkaliczne (pH > 7,4), co wynika z opadów pyłów z elektrocieplowni oraz obecności gruzu budowlanego bogatego w wapń. Najbardziej obciążone metalami gleby tworzą w Poznaniu pas o powierzchni około 70 km² (26,7% powierzchni miasta), rozciągający się po obu stronach Warty od południowych granic miasta po Naramowice. Najwyższe skażenia wykryto w rejonie ulic Zawady i Nowe Zawady (dawne wysypisko śmieci). Próbką z tego miejsca zawierała rekordowe ilości ołowiu (38

890 mg/kg), cynku (18 890 mg/kg), kadmu (2770 mg/kg) oraz rtęci (712 mg/kg).

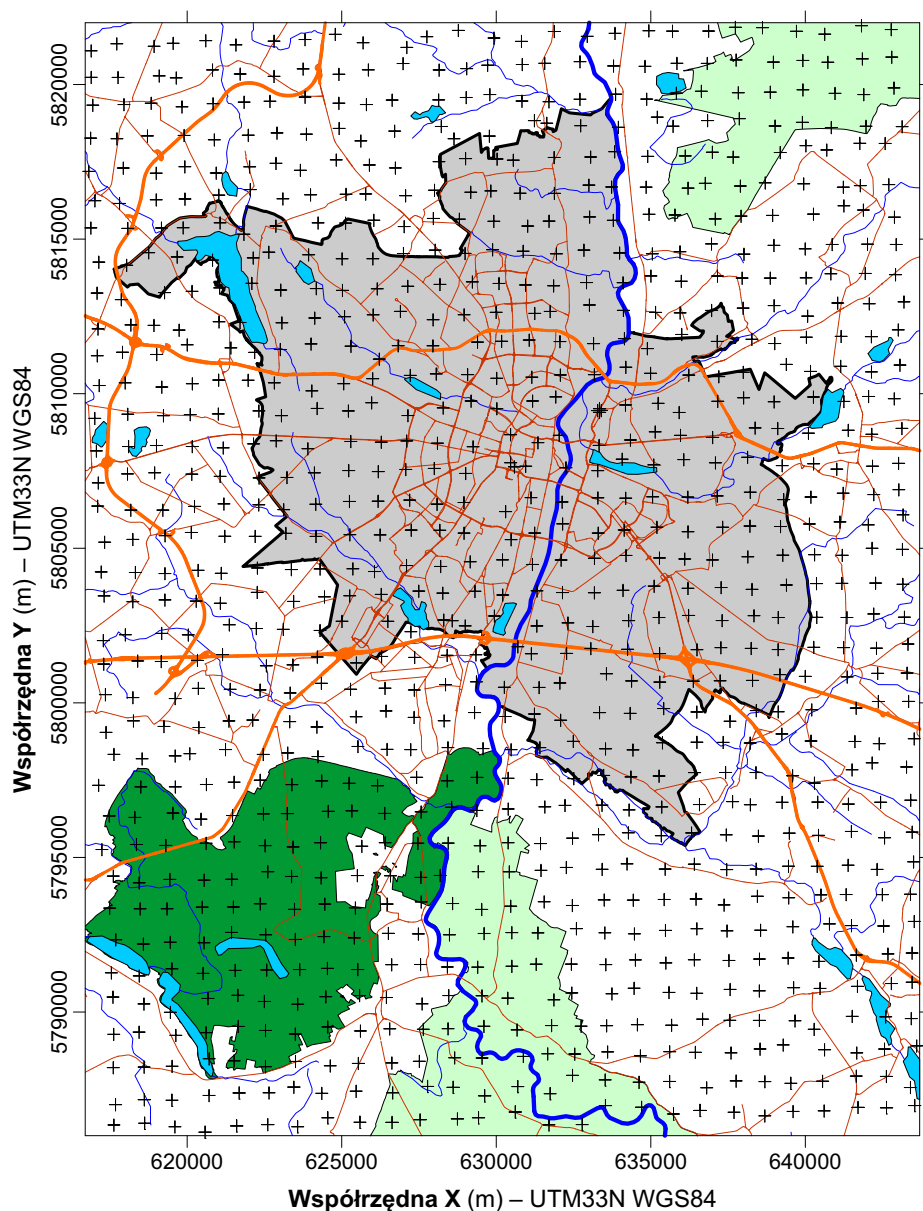
Porównanie obu opracowań (Grzebisz i in. 2002, Lis, Pasieczna 2005a, b) dotyczących geochemii gleb w Poznaniu wskazuje, mimo odmiennych szczegółów zastosowanych metod, na zbieżność w ogólnej ocenie stanu środowiska, przy jednoczesnych różnicach w uchwytynych wartościach ekstremalnych. Stopień zanieczyszczenia gleb w Poznaniu jest mniejszy niż w innych silnie uprzemysłowionych regionach Polski, choć miasto boryka się z wyraźnymi anomaliami antropogenicznymi typowymi dla dużych aglomeracji – silne punktowe zanieczyszczenia w rejonach dawnych składowisk i zakładów, przy jednoczesnym ograniczeniu mobilności tych metali przez antropogenicznie podwyższone, alkaliczne pH gleb.

Oba omówione wyżej opracowania mają znaczące ograniczenia i słabości. Grzebisz i in. (2002) określili w pobranych próbkach zawartość jedynie czterech metali, a badania wykonano tylko w obrębie granic administracyjnych Poznania. Jakkolwiek autorzy podają, że zastosowano losowy schemat poboru próbek, to załączona mapa tego nie potwierdza. Wynika z niej, że próbki pobierano wzdłuż 14 linii profilowych zorientowanych na osi północ-południe, a odległych od siebie o stały odstęp około 1,5 km. Lokalizacja poszczególnych punktów poboru na profilach być może rzeczywiście była losowa. Taki schemat próbkowania mógł w znaczący sposób wpłynąć na wyniki analiz przestrzennych – jakość oceny autokorelacji wzdłuż i prostopadłe do linii profilowych nie jest jednakowa.

Ograniczeniem badań przeprowadzonych na rzecz „Atlasu geochemicznego Poznania i okolic” (Lis, Pasieczna 2005a, b) był zbliżony do regularnego schemat próbkowania. Przy takim rozkładzie przestrzennym danych mocno utrudniona jest bowiem ocena zmienności badanych parametrów na odległościach krótszych niż przyjęta wielkość oczka siatki (<1 km). Poza tym zarówno analiza statystyczna, jak i przestrzenna uzyskanych danych miała charakter wstępny, relatywnie mało zaawansowany (Lis, Pasieczna 2005a, b). Nie dawało to możliwości ilościowej charakterystyki prawidłowości zmienności przestrzennej poszczególnych pierwiastków (i ich grup), a także pełniejszej interpretacji genetycznej. Niniejsze opracowanie ma na celu częściowe uzupełnienie tych braków.

Obszar badań

Analizowane dane geochemiczne gleb obejmują obszar 958,62 km² aglomeracji poznańskiej (powierzchnia poligonu obwiedni skrajnych punktów poboru próbek). Mieści się w jego granicach sam Poznań (262 km²) oraz otaczające go tereny zajmujące w całości lub części 13 gmin i miast. Do większych miejscowości znajdujących się w jego zasięgu zaliczyć można: Swarzędz, Luboń, Puszczykowo, Mosina, Kórnik, Czerwonak, Rokietnica, Tarnowo Podgórne, Komorniki i częściowo Stęszew. Według spisu powszechnego z 2011 roku teren ten z gęstą siecią mniejszych miejscowości, dróg i linii kolejowych, zamieszkiwało około 770 tys. ludzi. Na północ i południe od Poznania znajdują się dwa duże kompleksy leśne



Ryc. 1. Siatka lokalizacji 979 punktów, z których pobrano próbki gleby w ramach kartowania ich geochemii na obszarze aglomeracji poznańskiej (Lis, Pasieczna 2005a, b). Warstwy podkładowe zawierają elementy hydrografii (rzeka Warta, sieć mniejszych cieków, większe, naturalne i sztuczne, zbiorniki wodne), sieć głównych dróg, granice administracyjne Poznania, granice Parku Krajobrazowego Puszcza Zielonka i Rogalińskiego Parku Krajobrazowego (jasnozielone) oraz Wielkopolskiego Parku Narodowego (ciemnozielony)

Źródło: opracowanie własne.

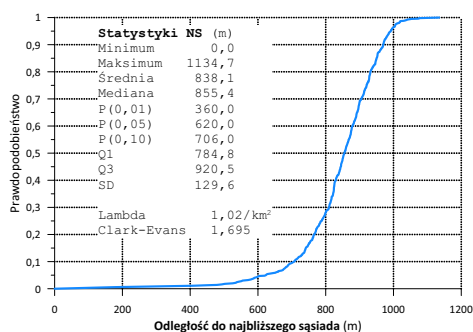
(Puszcza Zielonka i Wielkopolski Park Narodowy), a pozostały teren to mozaika rolno-leśna z kilkunastoma większymi jeziorami i sztucznymi zbiornikami wodnymi.

Obszar badań położony jest w makroregionie Pojezierza Wielkopolskiego i obejmuje fragmenty czterech mezoregionów: Pojezierza Poznańskiego, Gnieźnieńskiego, Równiny Wrzesińskiej oraz łączącego je Poznańskiego Przełomu Warty (Hildebrandt-Radke 2016). Poznań to jedno z najstarszych i najszybciej rozwijających się polskich miast, którego charakter został ukształtowany przez lokalizację nad Wartą oraz długą historię sięgającą początków państwa polskiego (Parysek, Mierzejewska 2006).

Dane i metodyka analiz

W niniejszym opracowaniu wykorzystano dane zebrane przez pracowników Państwowego Instytutu Geologicznego (PIG-PIB) w ramach programu kartografii geochemicznej obszarów zurbanizowanych i przemysłowych (<https://mapgeochem.pgi.gov.pl/>). Wyniki tych prac opublikowano pod tytułem „Atlas geochemiczny Poznania i okolic” (Lis, Pasieczna 2005a, b). W cytowanych publikacjach opisana jest szczegółowa metodyka obejmująca planowanie przestrzennego rozkładu próbkowania, sposób poboru i przechowywania prób, ich wstępnej preparatyki, analiz laboratoryjnych, a na koniec statystyczne przetwarzanie i podsumowywanie oraz wizualizację uzyskanych wyników.

Ze względu na główny problem niniejszego opracowania najważniejszy jest przyjęty przez badaczy z PIG-PIB schemat próbkowania. Podstawową osnową była siatka 1 na 1 km. Do lokalizacji punktów pobierania próbek używano map topograficznych w układzie państwowym 1965 w skali 1:25 000. Każdy arkusz mapy podzielony był na 160 kwadratów o powierzchni 1 km². W obrębie tych kwadratów, w dostępnych miejscach, pobierano próbki gleb. Z tego względu rzeczywista odległość między sąsiednimi lokalizacjami była dość zmienna (ryc. 2). Ponadto na obszarze dawnego miejskiego wysypiska śmieci znajdującego przy zbiegu ulic Hłonda, Zawady i Główna pobrano, w miejscach odległych od siebie



Ryc. 2. Skumulowany rozkład prawdopodobieństwa odległości do najbliższego sąsiada w siatce próbkowania gleb w ramach kartowania ich geochemii na obszarze aglomeracji poznańskiej (Lis, Pasieczna 2005a, b). Na wykresie podano statystyki rozkładu ($P(X,XX)$ – percentyl X,XX , $Q1/Q3$ – kwartyle pierwszy i trzeci, SD – odchylenie standardowe), zagęszczenie punktów (λ) oraz wskaźnik Clarka-Evansa losowości rozkładu ($C-E = 1$ to rozkład losowy, $C-E = 2$ to regularna siatka kwadratowa)

Źródło: opracowanie własne.

o kilkadziesiąt metrów, kilka dodatkowych próbek. Należy podkreślić, że miejsce poboru próby zaznaczano na papierowej mapie, nie korzystając z żadnych precyzyjnych metod określania lokalizacji. Z tego względu dokładność współrzędnych położenia punktów poboru próbek można ocenić na $\pm 15\text{--}20$ m.

Z całej bazy danych wyników analiz próbek gleby obejmującej 23 parametry (Lis, Pasieczna 2005a, b) w niniejszym opracowaniu wykorzystano 18. Pominęto te z nich, które nie były określone w większości lokalizacji (Ag, As, Be, Cd i Hg). Braki tych danych wynikały najczęściej z niskich stężeń – poniżej progu czułości stosowanej metodyki. Uwzględniono zatem dane stężeń glinu (Al), baru (Ba), wapnia (Ca), kobaltu (Co), chromu (Cr), miedzi (Cu), żelaza (Fe), magnezu (Mg), manganu (Mn), niklu (Ni), fosforu (P), ołowiu (Pb), siarki (S), strontu (Sr), tytanu (Ti), wanadu (V) i cynku (Zn) oraz odczyn (pH). Zawartość Al, Fe, Mg, P i S była określona w procentach, pozostałych pierwiastków – w miligramach na kilogram ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1} = \text{ppm}$ – parts per milion/części na milion). Połowa analizowanych cech (Al, Ba, Fe, P, S, Sr, Ti, Zn i pH) była określona we wszystkich 979 próbkach. Dla pozostałych brak było danych najczęściej dla kilku do kilkunastu lokalizacji. Większe ubytki występowały jedynie w przypadku Ni (870 próbek, 88,9% z 979) i Co (800, 81,7%).

Stężenia poszczególnych pierwiastków w glebach aglomeracji poznańskiej wykazują często silną korelację, co jest odzwierciedleniem ich, w wielu przypadkach, wspólnej genezy (mechanizmów akumulacji). Średni współczynnik korelacji dla 153 kombinacji każdy z każdym wynosił 0,452 ($p < 0,00001$) i wahał się od 0,03 do 0,982. 11% współczynników korelacji było większe od 0,7 ($p < 0,0000001$). Przy tak dużej w analizowanym zbiorze danych „nadmiarowości” informacji w pełni uzasadnione było zastosowanie metody składowych głównych. Jej celem było z jednej strony odfiltrowanie „powtarzających” się informacji, a z drugiej zidentyfikowanie grup pierwiastków o podobnym rozkładzie przestrzennym, a zatem prawdopodobnie też wspólnej genezie.

Relacje przestrzenne w analizowanym zbiorze danych badano, używając semiwariancji jako miary niepodobieństwa pomiędzy obserwacjami w funkcji dzielącej je odległości [1]. Jest ona zdefiniowana jako połowa średniej kwadratów różnic wartości cechy w lokalizacjach odległych o wektor $\mathbf{h}$ (Goovaerts 1997, Gringarten, Deutsch 2001, Olea 2006, Stach 2009a, Oliver, Webster 2014):

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

W powyższym wzorze [1] $z(\mathbf{u}_{\alpha})$, $\alpha = 1, 2, \dots, n$ określa zbiór n wartości pomiarów dowolnej cechy (wielkości) dokonanych w obrębie badanego obszaru, gdzie $\mathbf{u}_{\alpha}$ oznacza wektor współrzędnych konkretnej obserwacji α . W większości przypadków nie są to wartości kompletnie losowe, co oznacza, że pomiary wykonane bliżej są zazwyczaj do siebie bardziej podobne od tych, które dzieli większa odległość. Podobieństwo to można ilościowo określić, porównując wyniki pomiarów dla stanowisk odległych od siebie o coraz większe odległości. Symbolicznie jest to określane jako porównanie dowolnej danej z w lokalizacji $\mathbf{u}_{\alpha'}$, czyli $z(\mathbf{u}_{\alpha'})$,

z dowolną inną odległą o wektor $\mathbf{h}$, czyli $z(\mathbf{u}_a + \mathbf{h})$. W przypadku każdego typu próbkowania poza regularnym wartość wektora $\mathbf{h}$ oznacza w rzeczywistości pewien przedział odległości. Wykres średnich przedziałowych wartości semiwariancji w funkcji średniej ich odległości nazywany jest semiwariogramem.

Rozkłady danych z kartowania geochemii gleb aglomeracji poznańskiej są bardzo prawoskośne, bo średnia wartość współczynnika skośności dla 18 cech wynosiła 10,18, a w przypadku Ni, Mn, Pb i Zn przekraczała 20 (odpowiednio 20,77, 24,45, 25,05, 27,55). Dla każdej zmiennej stwierdzono od kilku do kilkunastu próbek (średnio 11) skrajnie odstających ($> \bar{x} + 3SD$). Jest to sytuacja typowa dla zanieczyszczonych gleb miejskich, gdzie oprócz obszarowego podwyższenia stężeń ponad poziom naturalny notowane są często punktowe, ekstremalnie wysokie wartości (Rawlins, Brown 2003, Zawadzki, Fabiańczyk 2008, Meuser 2010, Kwiatkowska-Malina, Borkowski 2020, Binner i in. 2022, Rate 2022).

Semiwariancja wyliczona z próby jest, ze względu na operację potęgowania różnic, bardzo czuła na wartości odstające, anomalne. Pojedyncze ekstremalne wartości często uniemożliwiają identyfikację ogólnych prawidłowości rozkładu przestrzennego analizowanych danych, ponieważ ich obecność deformuje kształt semiwariogramu – jest on chaotyczny, a niepodobieństwo czasami zamiast rosnąć wraz z odległością, maleje. Taki wpływ mają nie tylko „globalne” wartości odstające, ale także lokalne, kiedy na przykład lokalizacja z bardzo wysoką wartością cechy (ale nie ekstremalną) jest otoczona przez punkty z wartościami niskimi – albo odwrotnie.

Możliwe jest jednakże zastosowanie kilku alternatywnych zabiegów mających na celu zminimalizowanie lub wyeliminowanie wpływu wartości odstających (anomalii) na prawidłowe określenie struktury przestrzennej (semiwariogram). Do metod tych można zaliczyć: (1) stosowanie innych niż zdefiniowany wzorem [1], bardziej odpornych, estymatorów semiwariogramu (Rawlins, Brown 2002, Saby i in. 2006), (2) transformacje matematyczne redukujące skośność danych (Saby i in. 2006, Zawadzki, Fabiańczyk 2008, Guagliardi i in. 2012), (3) identyfikacja i usuwanie lub „maskowanie” wartości odstających (Rawlins, Brown 2002, Stach 2009b), (4) wykorzystanie wyników analizy „I” Morana jako wiedzy *a priori* do optymalizacji parametrów semiwariogramu (Huo i in. 2012). W niniejszym opracowaniu zastosowano trzecią z wyżej wymienionych metod, identyfikując i usuwając wartości odstające przy wykorzystaniu wykresu „chmury” semiwariancji. Jakkolwiek wybrana metoda opiera się na subiektywnej ocenie analityka, to jednak ma w stosunku do alternatywnych rozwiązań dwie istotne zalety. Po pierwsze, „oczyszczony” semiwariogram może być bezpośrednio, bez dodatkowych operacji matematycznych, wykorzystany do modelowania, a później krigingu i symulacji. Po drugie, detekcja wartości odstających, przede wszystkim lokalnych, stanowi istotną informację na temat położenia punktowych źródeł zanieczyszczeń, a dzięki temu stanowi także podstawę do wnioskowania o ich możliwej genezie. Żeby jednak przekonać się o skuteczności wybranego rozwiązania, na przykładzie jednej zmiennej, stężenia baru (Ba), porównano ze sobą większość alternatywnych sposobów oceny autokorelacji przestrzennej.

Zmienność przestrzenna charakterystyk środowiska geograficznego wykazuje najczęściej zależność nie tylko od odległości, ale także kierunku. Dyspersja zanieczyszczeń od ich źródeł (punktowych, liniowych czy obszarowych) dokonuje się przede wszystkim za pośrednictwem wody lub powietrza, których przepływy najczęściej nie są losowe – ich częstość i natężenie jest uzależnione od kierunku. Zależność rozkładów przestrzennych od kierunku nazywana jest anizotropią i badana jest przez obliczanie semiwariancji kierunkowych i wykreślanie na ich podstawie semiwariogramów kierunkowych. Oznacza to, że pary punktów $z(u_a)$, dla których obliczana jest podniesiona do kwadratu różnica wartości cechy [1], grupowane są nie tylko w przedziały odległości (h), ale także sektory kierunku (Goovaerts 1997, Stach 2009a). W praktyce najbardziej efektywnym sposobem identyfikacji anizotropii rozkładu przestrzennego jest stworzenie tak zwanej mapy semiwariancji. Najczęściej ma ona postać macierzy komórek, z wyliczonymi wartościami semiwariancji, zdefiniowanych poprzez podanie osobno odstępów w osi X i w osi Y (kierunek określa tangens kąta). Alternatywnym sposobem jest użycie współrzędnych biegunowych i konstrukcja tak zwanej róży semiwariancji. Przedział kierunkowy definiowany jest poprzez podanie sektora kąтового i przedziału odległości. Takiej też metody użyto w tym opracowaniu.

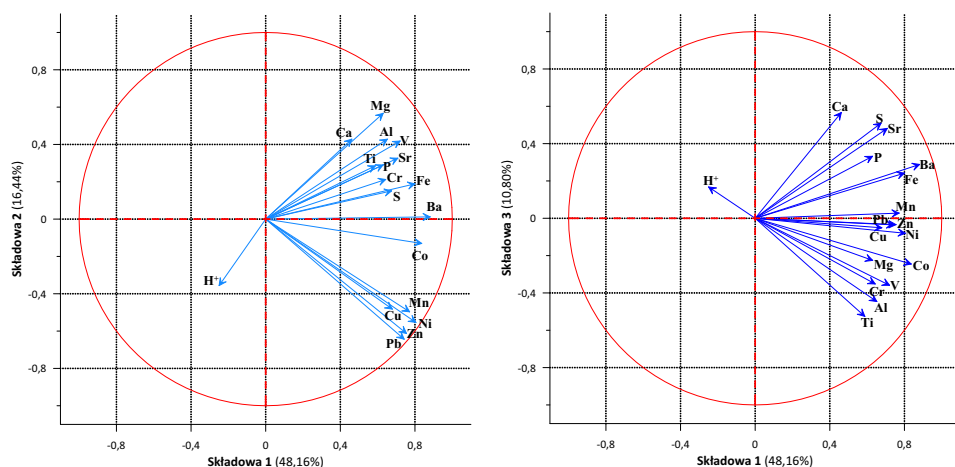
Geostatystyczne algorytmy estymacji i symulacji przestrzennych wymagają znajomości wartości semiwariancji dla dowolnych kombinacji odległości i kierunku, nawet takich, dla których nie było danych empirycznych (Goovaerts 1997, Oliver, Webster 2014). Nie można do tego celu wykorzystywać interpolowanych lub ekstrapolowanych semiwariogramów empirycznych, gdyż nie dają one pewności uzyskania dodatniej półokreśloności macierzy krigingowych (Goovaerts 1997, Stach 2009a). Pewność taką można uzyskać, dopasowując do semiwariogramów empirycznych parametryczne modele będące kombinacją specyficznych funkcji matematycznych – tak zwanych funkcji dopuszczalnych (Gringarten, Deutsch 2001, Olea 2006). Modelowanie semiwariogramów empirycznych wygładza też ich chaotyczną zmienność wynikającą ze zróżnicowanej dla poszczególnych odstępów wielkości próby oraz występowania wartości odstających oraz pozwala na zobiektywizowaną ocenę wielkości charakterystyk semiwariogramu: nuggetu (efektu samorodka), cząstkowych wariancji progowych i cząstkowych zasięgów.

Do policzonych wcześniej semiwariogramów empirycznych cech geochemicznych gleb aglomeracji poznańskiej dopasowano, metodą półautomatyczną, modele składające się z kombinacji dwóch lub trzech dopuszczalnych funkcji (Goovaerts 1997, Stach 2009a). Optymalizacji dopasowania modeli dokonano za pomocą ważonej sumy kwadratów odchyłeń (przyjęto wagę będącą ilorazem liczby par punktów w odstępie i odległości odstępu). Do przeprowadzenia selekcji w sytuacji uzyskania kilku alternatywnych, dobrze dopasowanych modeli wykorzystano kryterium informacyjne Akaikego (AIC, Oliver, Webster 2014).

Wyniki

Analiza składowych głównych

Pięć pierwszych składowych wyjaśnia 84,24% całkowitej wariancji danych (PC1 – 48,16%, PC2 – 16,44%, PC3 – 10,80%, PC4 – 5,00% i PC5 – 3,84%). PC1 jest najsilniej związana dodatnio z Ba, Co, Fe, Ni, Mn, Zn, Pb i V, więc można ją interpretować jako ogólny gradient „wysokiej zawartości metali/pierwiastków śladowych” (ryc. 3). PC2 ma dodatnie powiązania głównie z Mg, Al, Ca i V, a ujemne z Ni, Pb, Zn, Mn i Cu, czyli odróżnia próbki bogatsze w Mg–Al–Ca od próbek z wyższymi wartościami części metali śladowych. PC3 najmocniej wiąże się dodatnio z Ca, S, Sr, P i Fe, a ujemnie z Ti, Al, V i Cr, czyli opisuje drugi, odrębny kontrast geochemiczny (ryc. 3). Stężenie jonów wodorowych (H^+) ma z kolei dominujący udział (80,4) w składowej czwartej (PC4).



Ryc. 3. Wykres wektorów zmiennych pierwotnych rzutowanych na osie składowych głównych (PC1 vs PC2 po lewej, PC1 vs PC3 po prawej)

Źródło: opracowanie własne.

Optymalizacja identyfikacji struktury przestrzennej

Jak wspomniano w opisie metodyki, analizę struktury przestrzennej parametrów geochemicznych gleb aglomeracji poznańskiej przeprowadzono po wcześniejszej operacji interaktywnego czyszczenia z wartości odstających wykonanego na wykresie chmury semiwariancji, używając „klasycznych” semiwariogramów Matherona (Goovaerts 1997, Stach 2009a, b). Wskazano w tym miejscu także dwa ważne argumenty przemawiające za takim wyborem. Najistotniejszym jednak kryterium była oczywiście możliwość dobrej identyfikacji prawidłowości rozkładu przestrzennego analizowanych cech. W początkowym zatem etapie prac porównano ze sobą wyniki kilkunastu najczęściej wykorzystywanych sposobów

na ograniczenie lub całkowitą eliminację wpływu danych odstających na identyfikację struktury przestrzennej.

Do takich testów wybrano jedną z osiemnastu zmiennych – stężenie w glebach pierwiastka baru (Ba). Bar jest typowym, ale nie skrajnym, przykładem składnika zanieczyszczeń gleb miejskich. Głównym źródłem podwyższonych jego stężeń na tych obszarach jest ruch samochodowy, w szczególności emisja i depozycja pyłów związanych z eksploatacją hamulców i innych elementów zawierających związki baru. Jako dodatkowe źródło podaje się też emisje pyłów ze spalania paliw (np. węgla). W zbiorze danych z obszaru aglomeracji poznańskiej stężenia Ba charakteryzują się silną prawoskośnością (9,28) i wysoką kurtozą (114,71). Pod tym względem bar plasuje się na siódmym miejscu po Zn, Pb, Mn, Ni, Cu i Fe. Histogram stężeń Ba jest ciągły do wartości około $180 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ (min. = 4,0, mediana = 27,0, średnia = 41,27, odchylenie standardowe = $69,0 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1}$), a powyżej tej granicy znajduje się 17 wartości odstających (maks. = $1180 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1}$), co przy próbie składającej się z 979 danych stanowi 1,74% całości.

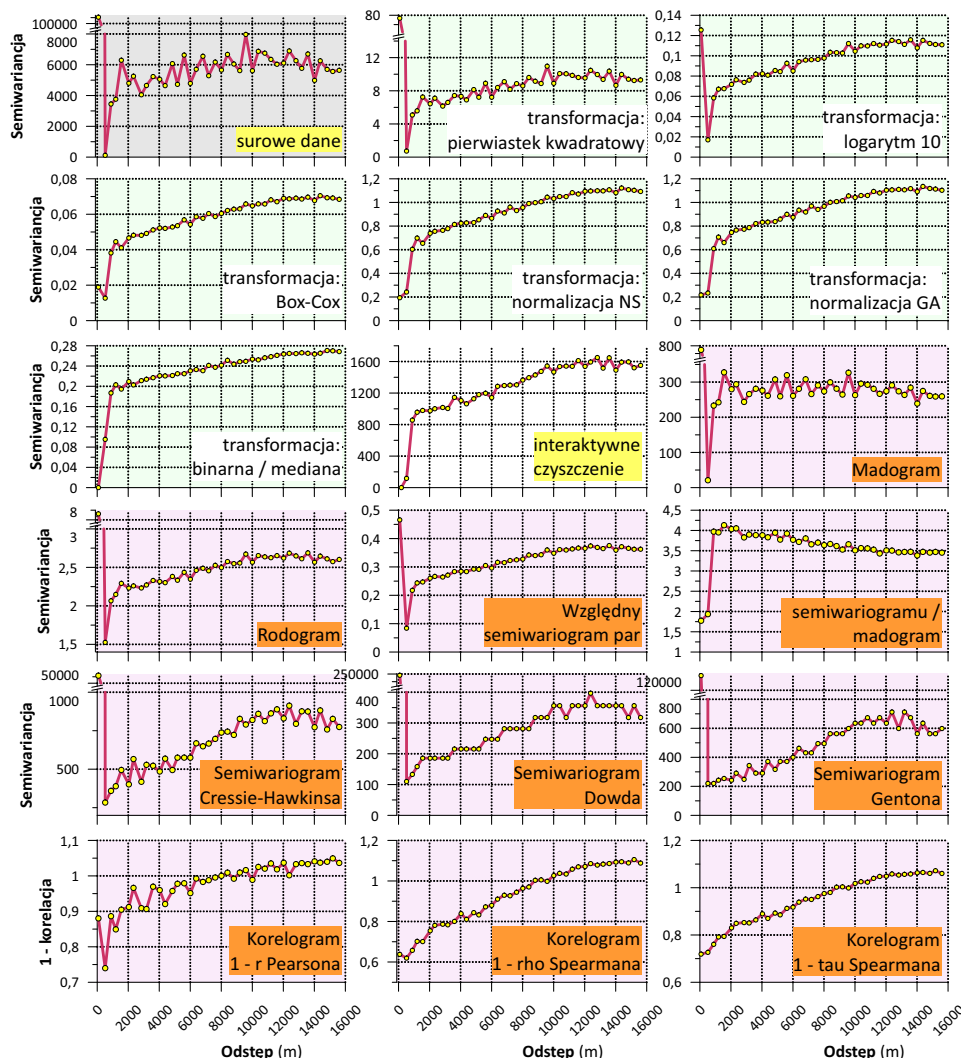
Wyniki testów przeprowadzonych na danych stężeń Ba zawiera rycina 4. Odniesieniem do siedemnastu pozostałych wykresów jest zamieszczony w lewym górnym rogu ryciny 4 semiwariogram surowych danych stężeń (wykres z szarym tłem). Obliczenia dla tego i wszystkich pozostałych wykresów wykonano, grupując pary danych w 40 odstępach po 400 m każdy ($200 + 39 \times 400 = 15\,800 \text{ m}$). Semiwariogram danych surowych jest chaotyczny ze skrajnie wysoką średnią semiwariancją dla pierwszego odstepu. Jedynie zastosowanie zabiegu ograniczenia (przerwania) zakresu osi Y umożliwia wizualizację zmienności wartości dla kolejnych odstępów. Jakkolwiek widoczny jest początkowy wzrost niepodobieństwa wraz z odległością, a później jego stabilizacja, to nie sposób ocenić precyzyjnie zasięgów autokorelacji. Semiwariogramy danych surowych zmiennych charakteryzujących się większą skośnością niż Ba (Zn, Pb, Mn, Ni, Cu i Fe) są jeszcze trudniejsze do interpretacji.

Kolejnych sześć wykresów z zielonym tłem (ryc. 4) przedstawia semiwariogramy wszystkich danych Ba (979 wartości) po różnych transformacjach matematycznych mających na celu redukcję skośności histogramu i ograniczenie wpływu danych odstających: pierwiastkowanie, logarytm dziesiętny, transformacja Box-Cox, dwa warianty normalizacji (nieparametryczna – Normal Score i parametryczna – Gaussian Anamorphosis) oraz transformacja binarna względem mediany. Pierwiastkowanie i logarytmowanie nie są w pełni skuteczne – w dalszym ciągu odstęp pierwszy wykazuje anomalnie wysokie wartości, a przebieg wykresu nie jest wyrównany. Transformacja Box-Cox i oba warianty normalizacji dają bardzo zbliżony wynik – wykresy mają prawie identyczny kształt. Niepodobieństwo rośnie bardzo szybko do odległości 1,2–1,5 km, a następnie, ze znacznym mniejszym nachyleniem, do odległości 12,0–12,4 km. Jeszcze bardziej gładką krzywą uzyskano po transformacji binarnej względem mediany (ryc. 4, lewy wykres w trzecim rzędzie), wykres zaczyna się w początku układu współrzędnych (brak efektu samorodka), a względny udział struktury pierwszej, krótkiej, jest tu najwyższy.

W efekcie interaktywnego czyszczenia chmury semiwariancji Ba zamaskowano 9 próbek (0,9% danych). Średnia zmniejszyła się z 41,27 do 36,38 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, a wariancja z 4756,2 do 1281,9. Semiwariogram po tej operacji (ryc. 4, środkowy wykres w trzecim rzędzie z białym tłem) rozpoczyna się również z początku układu współrzędnych i umożliwia precyzyjną identyfikację zasięgu obu struktur: krótko- i długodystansowej. Wykres jest co prawda mniej gładki niż po normalizacji czy transformacjach Box-Cox i binarnej, ale nie ma negatywnego wpływu na jego interpretację.

Kolejnych 10 wykresów, wyróżnionych przez różowe tło (ryc. 4), przedstawia najczęściej używane, alternatywne do semiwariogramu, miary autokorelacji przestrzennej: madogram, rodogram, względny semiwariogram par, iloraz semiwariogramu i madogramu, trzy „odporne” (ang. robust) semiwariogramy (Cressie-Hawkinsa, Dowda, Gentona) oraz trzy korelogramy (1 – r Pearsona, 1 – ρ Spearmana, 1 – τ Kendalla). Madogram, którego podstawą są bezwzględne wartości różnic w parach punktów, jest jeszcze mniej użyteczny niż semiwariogram danych surowych. Jego wartość dla pierwszego odstepu jest ekstremalnie wysoka, a pozostała część wykresu chaotyczna. We wzorze na rodogram wartości różnic są pierwiastkowane, co zazwyczaj skutecznie zmniejsza wpływ wartości odstających. W odniesieniu do danych stężeń baru w glebach aglomeracji poznańskiej wystarczyło to do wygładzenia wykresu poza pierwszym odstepem i umożliwiło identyfikację dwóch wcześniej opisanych struktur. Podobną charakterystykę ma względny semiwariogram par, w którym tradycyjna semiwariancja jest dzielona przez podniesioną do kwadratu średnią danego odstepu. Kiedy trzeba zachować wartości odstające, ale chcemy stłumić generowany przez nie szum w oryginalnych jednostkach miary cechy, stosowane są odporne estymatory semiwariogramu (Cressie-Hawkins, Dowd oraz Genton, patrz Oliver, Webster 2014). W omawianej sytuacji (ryc. 4) semiwariogramy te okazały się mało skuteczne: wartości dla pierwszego odstepu są ekstremalnie wysokie, wykresy są niewyrównane, nie jest też możliwe zidentyfikowanie przy ich użyciu struktury krótkodystansowej. Również użyteczność korelogramów do identyfikacji prawidłowości rozkładu przestrzennego analizowanej cechy jest mocno ograniczona. Z trzech zamieszczonych na rycinie 4 zdecydowanie lepsze są rangowe współczynniki korelacji nieparametrycznej (Spearmana, Kendalla). Są one bardziej wygładzone niż korelogram oparty na współczynniku korelacji liniowej Pearsona. Na każdym jednak z tych trzech wykresów przekonująca identyfikacja zasięgów autokorelacji jest praktycznie niemożliwa.

Z przedstawionego wyżej opisu wynika, że z siedemnastu porównywanych metod tylko pięć skutecznie redukuje wpływ skośności rozkładu stężeń Ba w glebach aglomeracji poznańskiej i występowania wartości odstających i daje możliwość identyfikacji prawidłowości autokorelacji przestrzennej tej zmiennej: transformacja Box-Cox, normalizacja danych (nieparametryczna i parametryczna), transformacja binarna i interaktywne maskowanie (czyszczenie) danych. W nieco ograniczonym zakresie spełnia te wymagania również wykorzystanie transformacji logarytmicznej oraz rodogramu i względnego semiwariogramu par. Dodatkowe zalety, jakie ma interaktywne maskowanie (czyszczenie) danych,



Ryc. 4. Porównanie bezkierunkowego (izotropowego) semiwariogramu baru obliczonego z surowych danych (wykres w lewym górnym rogu z szarym tłem) z trzema alternatywnymi sposobami oceny autokorelacji przestrzennej: przy użyciu danych po transformacjach matematycznych (wykresy z zielonym tłem), po przeprowadzeniu interaktywnego maskowania danych odstających w oparciu o wykres chmury semiwariancji (wykres z białym tłem) oraz przy użyciu różnych „zamienników” klasycznego semiwariogramu (wykresy z różowym tłem)

Dodatkowe objaśnienia: NS – normal score, czyli nieparametryczna normalizacja danych, GA – anamorfoza gaussowska (ang. Gaussian Anamorphosis), czyli normalizacja parametryczna; aby lepiej zobrazować zmienność danych, na niektórych wykresach zastosowano przerywanie osi Y lub jej początek inny niż zero

Źródło: opracowanie własne.

to jest bezpośrednie wykorzystanie semiwariogramu do modelowania, krigingu i symulacji oraz identyfikacja lokalizacji danych odstających, zarówno globalnych, jak i lokalnych, spowodowały, że metoda ta została użyta w dalszej części opracowania.

Wartości odstające

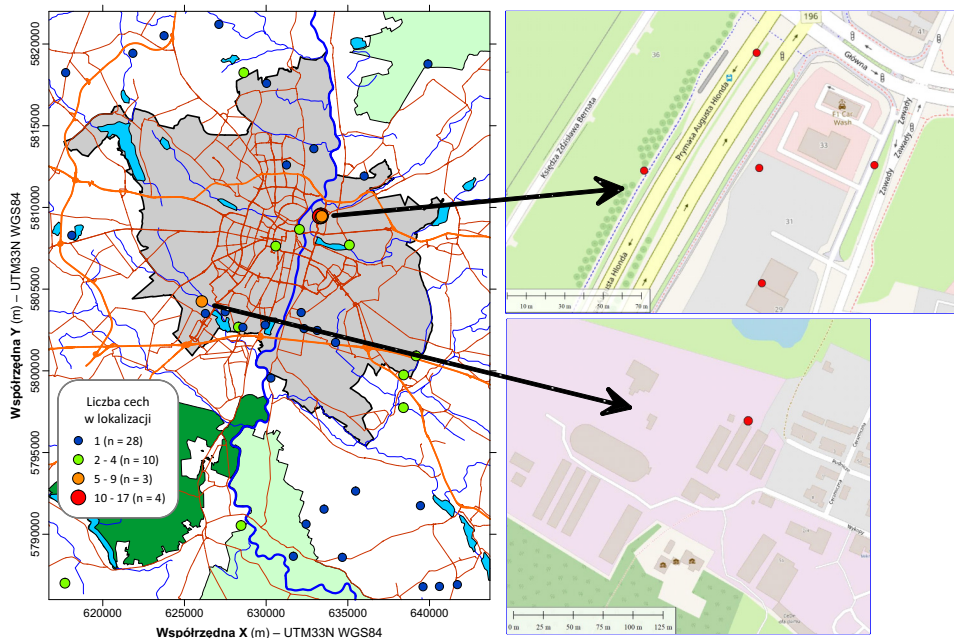
W trakcie operacji interaktywnego identyfikowania wartości odstających z analizy semiwariancji usunięto od 4 (Co, Cu) do 13 (Mg) danych – średnio około 8. Stanowiło to średnio 0,81% całości poszczególnych zmiennych i wahało się w zakresie od 0,41% (Cu) do 1,33% (Mg). W sumie zamaskowano 141 danych (wartości stężeń) w 45 lokalizacjach (ryc. 5). Większość (112 w 23 lokalizacjach) znajdowała się w granicach administracyjnych miasta Poznania. W 28 lokalizacjach odrzucono tylko dane jednej cechy. Próbkę, w których co najmniej 5 cech miało wartości odstające, pobrano z 7 lokalizacji (maks. 17) i wszystkie one były położone w Poznaniu. Sześć stanowisk z najwyższą liczbą danych odstających znajdowało się w obrębie dawnego wysypiska odpadów przy zbiegu ulic Zawady i Główniej, a jedno przy ulicy Wykopy (Szachty), gdzie w latach 1920–1921 funkcjonowała Wielkopolska Huta Miedzi (ryc. 5).

Semiwariogramy izotropowe (bezkierunkowe)

Aby ocenić zasięg relacji przestrzennych chemicznych właściwości gleb w analizowanym zbiorze danych, policzono, po odfiltrowaniu wartości odstających, bezkierunkowe semiwariancje na maksymalnie możliwym dystansie. W literaturze przedmiotu (Goovaerts 1997, Olea 2006, Oliver, Webster 2014) najczęściej zaleca się wykonywanie takich obliczeń na odległość rzędu połowy przekątnej obszaru badań. Po przekroczeniu tej granicy liczba par punktów, z których obliczana jest wartość semiwariancji, zazwyczaj szybko maleje, co zmniejsza statystyczną wiarygodność uzyskiwanych wyników. Kartowanie geochemiczne aglomeracji poznańskiej przeprowadzono w obrębie prostokąta o wymiarach 26,785 na 35,789 km. Zatem wspomniany wyżej maksymalny zalecany zasięg obliczeń autokorelacji przestrzennej powinien wynosić $\frac{1}{2}\sqrt{26,785^2 + 35,789^2} \approx 22,35$ km. Po przeprowadzeniu kilku prób różnych kombinacji szerokości odstępów i ich liczby zdecydowano się na przyjęcie następujących parametrów obliczeń: 60 odstępów o szerokości 400 m z 50-procentową wartością tolerancji szerokości odstępu, a zatem do maksymalnej odległości 23,8 km ($0,2 + 59 \times 0,4$ km). Zastosowana szerokość odstępu była kompromisem między chęcią jak najdokładniejszego odwzorowania zmian autokorelacji przestrzennej a statystyczną wiarygodnością szacowania wartości semiwariancji nieznannej populacji.

Rycina 5 przedstawia przykład, określonego według tych zasad, bezkierunkowego semiwariogramu empirycznego stężeń baru (Ba). Oprócz połączonych linią średnich wartości semiwariancji dla poszczególnych odstępów na rycinie znajduje się też wykres słupkowy liczby par punktów, z których je wyliczono. Semiwariogram

charakteryzuje się gwałtownym wzrostem dla 4 pierwszych odstępów ($\sim 1,4$ km). Dalej następuje wzrost o mniejszej intensywności, aż do maksimum osiąganego dla odległości rzędu 12,5–14,5 km. Za tą granicą semiwariogram opada do poziomu zbliżonego do tego, jaki miał miejsce dla dystansu około 1 km. Liczba par punktów najpierw rośnie, od 21 dla pierwszego odstępu (0,52 km) do prawie 9400 dla odstępu czterdziestego trzeciego (17,18 km), a następnie zmniejsza się do około 6000. Spadek ten zachodzący na odległości krótszej niż połowa przekątnej analizowanego obszaru wynika z jego prostokątnego kształtu. Oś X (W–E) jest o około 25% krótsza od osi Y (S–N), co powoduje, że liczebność par punktów na tym kierunku zmniejsza się już po przekroczeniu 13,5 km. Charakterystyczny zębaty kształt wykresu słupkowego, a także wahania wartości semiwariancji z odstępu na odstęp są efektem „interferencji” pomiędzy przyjętą szerokością jednostkowego odstępu (0,4 km) a generalnie regularną, kwadratową, siatką próbkowania o średniej odległości do najbliższego sąsiada wynoszącej około 0,9 km.

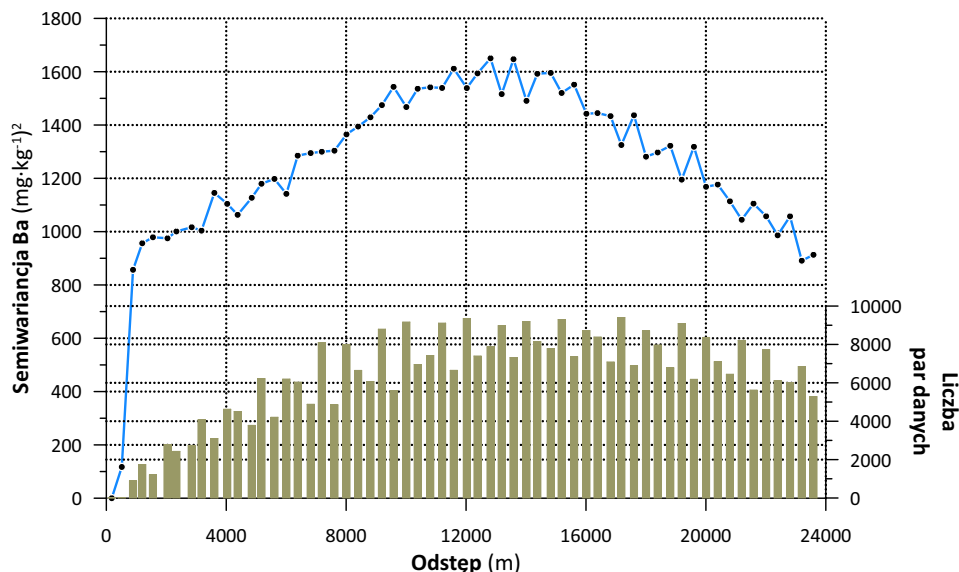


Ryc. 5. Położenie stanowisk, które ze względu na występowanie wartości odstających zostały usunięte z analizy semiwariancji. Kolor i wielkość symbolu reprezentuje liczbę cech, które w danej próbce miały wartości anomalne (odstające). Wybrane lokalizacje przedstawiono na podkładzie danych OpenStreetMap (<https://www.openstreetmap.org/>)

Źródło: opracowanie własne.

Używając omówionych wyżej parametrów, policzono semiwariogramy empiryczne dla wszystkich 18 cech geochemicznych oraz pięciu składowych głównych, które zawierają 84,2% wariancji całego zbioru danych (ryc. 6). Jednakże, aby móc

bezpośrednio je ze sobą porównywać i łatwiej identyfikować ogólne prawidłowości, semiwariogramy poddano standaryzacji poprzez podzielenie ich wartości przez wariancję próby oraz wygładzono, używając 5 elementowej średniej ruchomej.

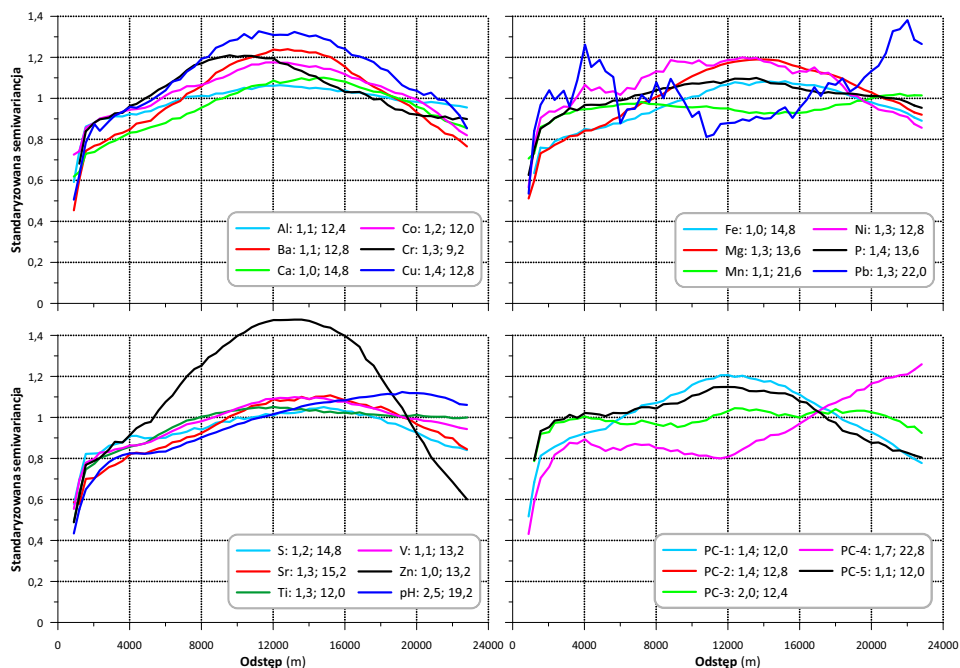


Ryc. 6. Bezkierunkowy (izotropowy) semiwariogram empiryczny stężeń baru (Ba) policzony z 970 danych (9 wartości odstających zostało zamaskowanych) dla 60 odstępów po 400 m. Wykres słupkowy obrazuje liczbę par danych dla każdego odstępów

Źródło: opracowanie własne.

Z 23 wykresów (ryc. 7) aż 18 ma bardzo zbliżony kształt, składający się z trzech segmentów, podobnych do występujących w omówionym wcześniej semiwariogramie baru (Ba) (ryc. 6): (1) gwałtowny wzrost niepodobieństwa na dystansie do ~1,0–2 km, (2) łagodniejszy jego wzrost do maksimum przy odległości 9,0–15,0 km i dalej (3) spadek niepodobieństwa do najdalszego uwzględnianego odstępów (23,8 km).

W schemacie tym nie mieszczą się semiwariogramy ołowiu (Pb), manganu (Mn), odczynu (pH), a także trzeciej i czwartej składowej głównej, opisujące drugi kontrast geochemiczny (PC-3) oraz stężenia jonów H^+ (PC4). Niewygładzony semiwariogram ołowiu jest bardzo chaotyczny, a średnia ruchoma tylko w ograniczonym stopniu to niweluje. W przypadku manganu wykres ma pierwszy segment zbliżony do występującego najczęściej, a dalsza jego część jest dość płaska, ze wzrostem niepodobieństwa do odległości 7,2 km, jego spadkiem do odległości 14,5 km, a później kolejnym wzrostem do maksimum przy 21,6 km. Semiwariogram odczynu odróżnia się znacząco od wszystkich pozostałych. Zasięg pierwszego segmentu (struktury) jest dłuższy i wynosi około 3,0–3,5 km. Na dalszych dystansach niepodobieństwo stopniowo, łagodnie rośnie, osiągając maksimum przy odległości 19,2 km. Uwagę zwraca także semiwariogram cynku (Zn). Jego kształt



Ryc. 7. Bez kierunkowe semiwariogramy empiryczne dla 18 parametrów określonych w próbkach gleb z obszaru aglomeracji poznańskiej i obliczonych z nich 5 składowych głównych. Policzone dla 60 odstępów po 400 m semiwariogramy zostały wygładzone 5-elementową średnią ruchomą. W legendach wykresów, przy nazwie każdego parametru, podano w kilometrach odstęp pierwszego załamania i maksimum semiwariogramu
 Źródło: opracowanie własne.

jest typowy, ale wykres charakteryzuje się największą ze wszystkich uwzględnianych w obrębie aglomeracji poznańskiej cech geochemii gleb amplitudą, czyli zmiennością niepodobieństwa próbek na analizowanym dystansie 23,8 km. Semiwariogram składowej trzeciej (PC-3) ma profil zbliżony do tego, który opisuje zmienność przestrzenną manganu (Mn), a czwartej (PC-4) – do mocniej wygładzonego semiwariogramu ołowiu (Pb).

Semiwariogramy wszystkich badanych charakterystyk geochemii gleb aglomeracji poznańskiej wykazują gwałtowny wzrost niepodobieństwa na dystansie od 0 do ~1,0–2 km. Ta powtarzalność wskazuje na ogólną prawidłowość, choć należy przypomnieć, że schemat zastosowanego próbkowania spowodował, że względu na małą liczebność próby, znacznie niższą wiarygodność statystyczną oceny semiwariancji dla pierwszych odstępów. Interpretacja tej struktury wiąże się z typową, wspomnianą w przeglądzie literatury, dla gleb obszarów zurbanizowanych wysoką heterogenicznością oraz częstymi, ale niewielkimi „plamami” wysokich zanieczyszczeń. Właściwości gleb pomiędzy takimi plamami a ich otoczeniem zmieniają się gwałtownie na małych dystansach. Gdyby zastosowano losowy schemat próbkowania, można by dokładniej wyznaczyć zasięg owej struktury, który prawdopodobnie jest zawyżony.

Drugą strukturą „krajobrazu geochemicznego” analizowanego obszaru jest, jak można przypuszczać, antropogeniczna anomalia całego miasta Poznania. Odzwierciedleniem tego jest powtarzający się, charakterystyczny przebieg bezkierunkowych semiwariogramów empirycznych, na których maksimum niepodobieństwa osiągane jest na dystansie rzędu 12–15 km, a dalej się ono zmniejsza. Dystans 12–15 km stanowi bowiem dla poszczególnych analizowanych cech geochemicznych średnicę owej poznańskiej anomalii. Relacje w parach punktów, które są jądrem obliczeń semiwariancji, mogą bowiem obejmować takie lokalizacje, (1) które obie są wewnątrz anomalii (poznańskiej „plamy” zanieczyszczeń), (2) z których jedna jest wewnątrz, a druga na zewnątrz, i wreszcie takie (3), które obie są na zewnątrz. W każdym analizowanym odstępie składającym się najczęściej z tysięcy par punktów, te trzy przypadki występują w zróżnicowanych proporcjach. Kiedy jednak dystans przekracza 15 km, zaczyna zdecydowanie dominować kombinacja trzecia z mniejszym lub większym udziałem drugiej. Próby zaś pobrane w obrębie rolno-leśnych obszarów otaczających Poznań są pod względem geochemicznym bardziej podobne do siebie, niezależnie od dzielącej je odległości, niż do tych zlokalizowanych w obrębie miejskiej anomalii. Mówiąc obrazowo, przeciętna próbka gleby pobrana z nieurbanizowanego terenu położonego na zachód od miasta ma zawartość analizowanych pierwiastków zbliżoną do tej, którą stwierdzono na podobnym obszarze na wschód od niego, a różniącą się znacząco od wartości w bliższych lokalizacjach w jego obrębie.

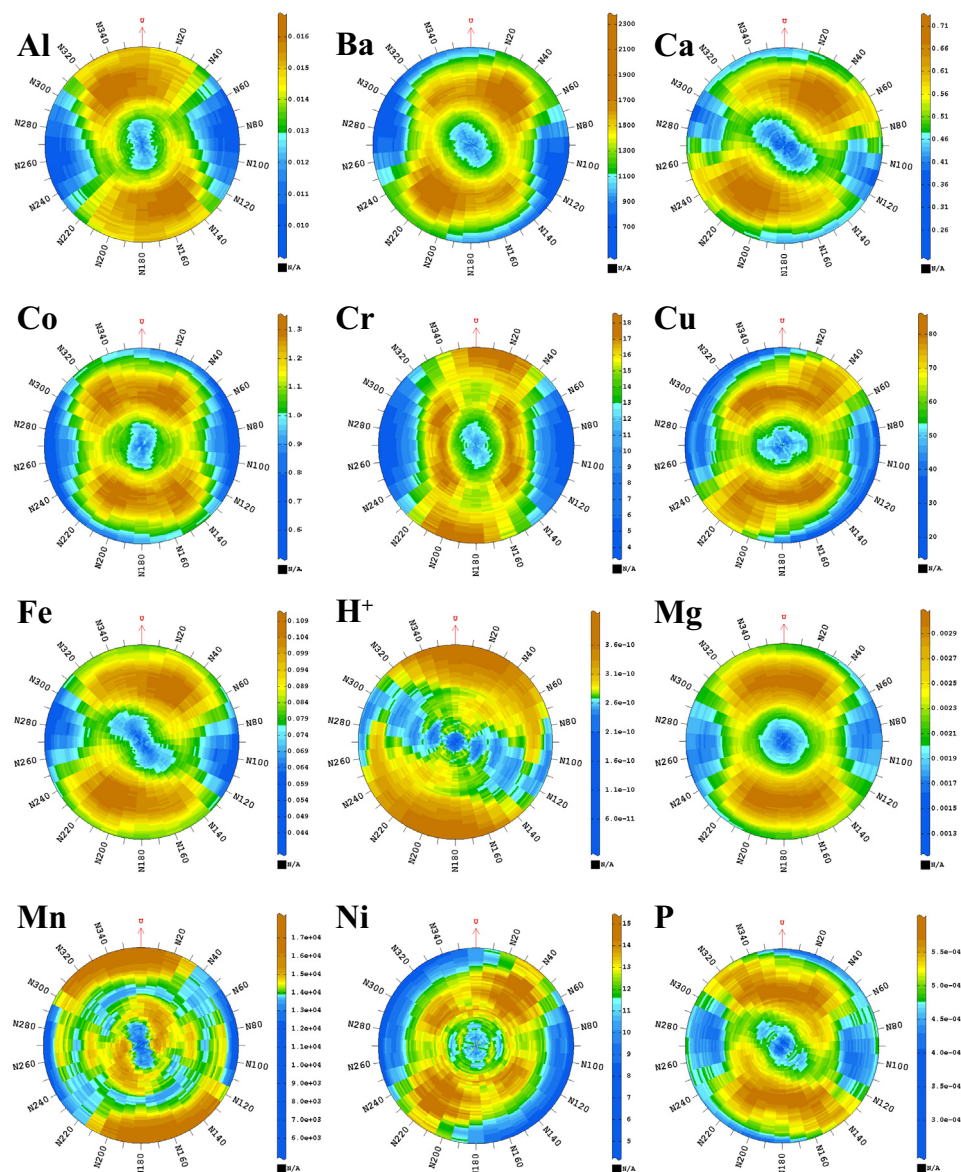
Przyjmując, jak wyżej wspomniano, że dystans, na którym semiwariogramy empiryczne osiągają swoje maksimum, odzwierciedla średnicę (d) poznańskiej anomalii geochemicznej, można oszacować jej powierzchnię ($A = \pi \cdot (d/2)^2$). Wahalaby się ona zatem od 66,5 km² dla Cr ($d = 9,2$ km) do 181,5 km² dla Sr ($d = 15,2$ km). Większość uwzględnianych pierwiastków tworzy „plamę” o powierzchni rzędu od 110 do 140 km² ($12,0 < d < 13,2$ km).

Anizotropia struktury przestrzennej

Róże (mapy) semiwariancji umożliwiające identyfikację anizotropii rozkładu przestrzennego parametrów charakteryzujących zanieczyszczenie gleb aglomeracji poznańskiej (ryc. 8a, b) przygotowano według następujących zasad: 18 sektorów kątowych po 10° (mapa złożona jest z dwóch części, stanowiących swoje lustrzane odbicie) i 60 odstępów po 400 m. Aby zminimalizować „szum” w uzyskanym obrazie wynikający ze (1) zróżnicowania wielkości próby par danych w poszczególnych sektorach kątowych i odstępach, (2) istnienia w dalszym ciągu lokalnych wartości odstających i (3) zmiennych błędów analitycznych i lokalizacyjnych, zastosowano procedurę wygładzania – wartość w konkretnej komórce jest średnią z dwóch sąsiadujących sektorów kątowych i dwóch sąsiednich odstępów.

Rozkład przestrzenny parametrów zanieczyszczeń gleb aglomeracji poznańskiej charakteryzuje się słabą lub umiarkowaną anizotropią (ryc. 8a, b). Brak anizotropii i identyczny wzrost niepodobieństwa w każdym kierunku widoczny byłby w postaci koncentrycznych pierścieni kolorów ułożonych wokół środka

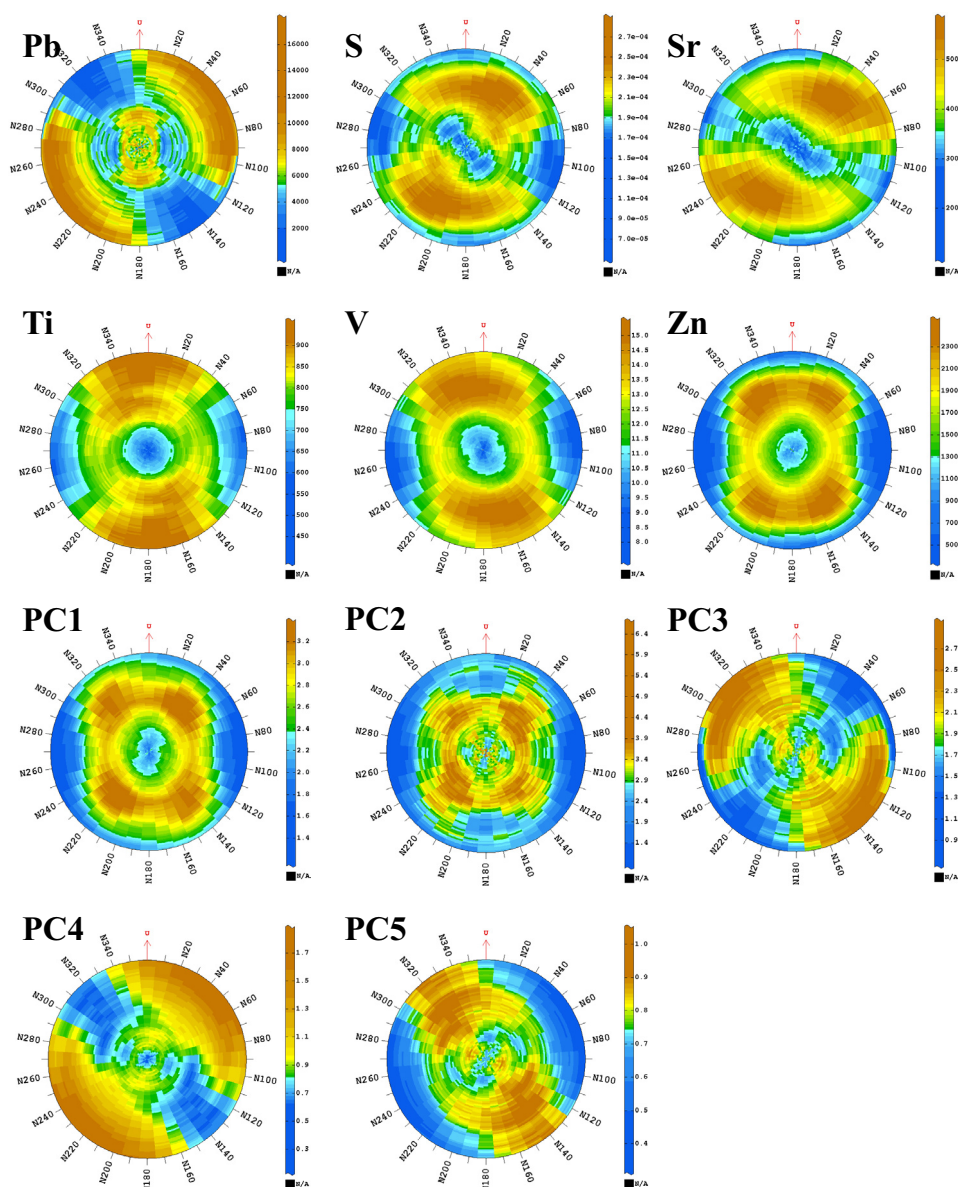
wykresu zaczynających się od ciemnoniebieskiego przez turkusowy, zielony, żółty do brązowego. Do takiego układu zbliżone są nieco mapy semiwariancji Mg, Ti, V i Zn. Powtarzalnym na wielu wykresach składnikiem różniącym je od typowego izotropowego rozkładu semiwariancji jest niebieski pas na całym lub znacznej części obwodu. Świadczy on o niskim niepodobieństwie na dużych dystansach.



Ryc. 8a. Różne semiwariancji analizowanych cech geochemicznych gleb obszaru aglomeracji poznańskiej

Źródło: opracowanie własne.

To kolejny przejaw istnienia antropogenicznej anomalii obejmującej znaczną część Poznania. Pobrane daleko od siebie, poza miastem i po przeciwnych jego stronach, próbki gleby są do siebie chemicznie bardziej podobne niż bliżej położone, ale znajdujące się w obrębie miejskiej anomalii.



Ryc. 8b. Różne semiwariancje analizowanych cech geochemicznych gleb obszaru aglomeracji poznańskiej (stężeń pierwiastków i składowych głównych)

Źródło: opracowanie własne.

Na różach (mapach) semiwariancji anizotropia najczęściej widoczna jest w postaci eliptycznego kształtu w kolorach od ciemnoniebieskiego do zielonego i położonego w centralnej części wykresów. Elipsy te wykazują umiarkowany stopień spłaszczenia, a ich dłuższa oś reprezentuje kierunek anizotropii. Dla sześciu pierwiastków (Ba, Ca, Fe, P, S i Sr) jest to przebieg z północnego zachodu na południowy wschód (NW–SE). Glin (Al), chrom (Cr) i PC1 wykazują orientację północ–południe (N–S), a miedź (Cu) prostopadłą do niej, to jest zachód–wschód (W–E). Dla kobaltu (Co) zaś charakterystyczne jest występowanie dwóch krzyżujących się kierunków anizotropii: na dystansie krótszym (elipsa w odcieniach niebieskiego) – N–S, a na dłuższym (elipsa zielona) – W–E. Wspomniane wyżej Mg, Ti, V i Zn wykazują izotropię na krótkim dystansie, natomiast na dłuższym zaznaczają się kierunkowe relacje w układzie zachód–wschód (W–E).

Różę semiwariancji dla pozostałych analizowanych parametrów, to jest H⁺, Mn, Ni, Pb, PC2, PC3, PC4 i PC5, wykazują bardziej skomplikowane, nieco chaotyczne, układy przestrzenne. W każdym jednak z tych przypadków widoczne są elementy wspomnianych wyżej struktur kierunkowych: N–S, NW–SE oraz W–E.

Najbardziej prawdopodobna interpretacja pochodzenia omówionych wyżej schematów anizotropii wiąże się z czynnikami naturalnymi determinującymi w dużym stopniu aktywność społeczno-gospodarczą. Główną osią badanego obszaru jest bowiem przebiegająca z południa na północ dolina Warty. W południowej jego części objęty został także fragment pradoliny Warszawsko-Berlińskiej o przebiegu równoleżnikowym. Orientację W–E oraz NW–SE mają rynny jeziorne i doliny mniejszych rzek uchodzących do Warty, a także występujące na południe i północ od miasta ciągi pagórków czołowomorenowych.

Modelowanie struktury przestrzennej

Podstawą do geostatystycznej estymacji i symulacji wartości zmiennych środowiskowych w nieopróbowanych lokalizacjach są, oprócz danych pomiarowych, parametryczne modele autokorelacji przestrzennej umożliwiające obliczenie semiwariancji dla dowolnych kombinacji odległości i kierunku. Analizując dane z kartowania gleb wykonanego dla potrzeb „Atlasu geochemicznego Poznania i okolic” (Lis, Pasieczna 2005a, b), stwierdzono, że zupełnie wystarczające będzie dopasowanie modeli bezkierunkowych (izotropowych). Uzasadnieniem takiej decyzji było z jednej strony próbkowanie w regularnej siatce, a z drugiej stosunkowo umiarkowana anizotropia rozkładu wszystkich analizowanych cech.

Aby uniknąć efektu spadku niepodobieństwa widocznego dla odległości większych niż średnica poznańskiej anomalii geochemicznej (patrz podrozdział „Semiwariogramy izotropowe (bezkierunkowe)”), modelowanie przeprowadzono na bazie semiwariogramów empirycznych policzonych dla 36 odstępów po 400 m ($200 + 35 \times 400 = 14200$ m). Wyniki prac podsumowano w tabeli 1 i na rycinie 9. Uzyskane modele umożliwiają uściślenie jakościowych wniosków wynikających z obserwacji semiwariogramów empirycznych.

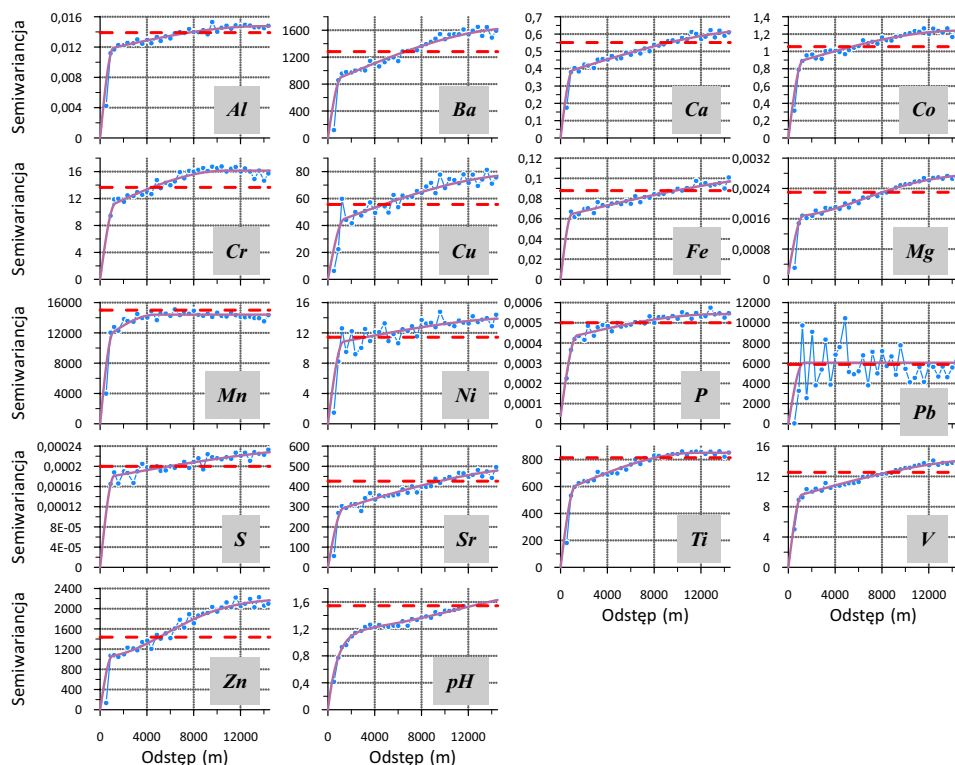
Po pierwsze, w modelach wszystkich parametrów, oprócz fosforu (P), nie ma składowej nuggetowej (efektu samorodka). Jakkolwiek ten element dopasowanych

Tabela 1. Parametry bezkierunkowych modeli semiwariogramów osiemnastu cech geochemicznych gleb aglomeracji poznańskiej określonych w trakcie kartowania przeprowadzonego przez PIG-PIB w latach 2002–2003 (Lis, Pasieczna 2005a, b)

Cecha	Nugget	Struktura 1			Struktura 2				
		Typ	Zasięg (m)	Wariancja cząstkowa	Typ	Zasięg (m)	Wariancja cząstkowa	Wariancja próby	% S1 % S2 % Suma
Al	0	Sph	1145	0,011507	Sph	13856	0,003243	0,0139	82,8 23,3 106,1
Ba	0	Sph	1127	818,849779	Sph	16516	816,263820	1281,9170	63,9 63,7 127,6
Ca	0	Sph	1024	0,369254	Sph	18104	0,258780	0,5511	67,0 47,0 114,0
Co	0	Sph	1243	0,847439	Sph	14752	0,392496	1,0543	80,4 37,2 117,6
Cr	0	Sph	1286	10,229089	Sph	10840	5,917268	13,6612	74,9 43,3 118,2
Cu	0	Sph	1398	40,310343	Sph	17217	37,881469	55,6279	72,5 68,1 140,6
Fe	0	Sph	964	0,062002	Sph	21921	0,041245	0,0878	70,6 47,0 117,6
Mg	0	Sph	1284	0,001663	Gau	15572	0,001161	0,0023	72,3 50,5 122,8
Mn	0	Sph	1110	10872,327760	Sph	4766	3535,855675	15002,9999	72,5 23,6 96,0
Ni	0	Sph	1321	10,438242	Sph	17326	3,579963	11,4321	91,3 31,3 122,6
P	0,00004	Sph	1402	0,000379	Sph	13475	0,000125	0,0005	75,8 25,0 100,8
Pb	0	Sph	1297	6053,847671				5882,6676	102,9 0,0 102,9
S	0	Sph	1205	0,000176	Sph	22870	0,000063	0,0002	88,1 31,5 119,6
Sr	0	Sph	1320	269,556696	Sph	18927	226,921573	426,5517	63,2 53,2 116,4
Ti	0	Sph	1263	557,764915	Sph	11640	292,749236	813,4953	68,6 36,0 104,6
V	0	Sph	1146	9,093995	Sph	17855	5,209639	12,5414	72,5 41,5 114,1
Zn	0	Sph	1035	1044,621031	Gau	13609	1159,980918	1437,1021	72,7 80,7 153,4
pH	0	Exp	2486	1,185535	Gau	26778	0,758870	1,5436	76,8 49,2 126,0
Min.			964			4766			
Maks.			2486			26778			
Śred.			1281			16237			
Med.			1253			16516			
SD			326,1			5047,7			

Objaśnienia: nugget – inaczej efekt samorodka; Sph – model sferyczny; Exp – model wykładniczy; Gau – model gaussowski; % S1/% S2 – procentowy udział wariancji struktur 1/2 w całkowitej wariancji próby; SD – odchylenie standardowe

Źródło: opracowanie własne.



Ryc. 9. Bezkierunkowe (izotropowe) semiwariogramy empiryczne i ich modele dla parametrów geochemii gleb aglomeracji poznańskiej z kartowania przeprowadzonego przez PIG-PIB w latach 2002–2003 (Lis, Pasieczna 2005a, b). Wartości semiwariancji empirycznych dla poszczególnych odstępów przedstawione są niebieskimi kropkami, a modele grubą i ciągłą fioletową linią. Przerywane czerwone linie reprezentują wartości wariancji próby dla poszczególnych cech

Źródło: opracowanie własne.

modeli jest, ze względu na małą liczbę par dla pierwszych trzech odstępów, najbardziej niepewny, to jego powtarzalność nie wydaje się przypadkowa. Przyczyny powstawania efektu samorodka, to jest przede wszystkim „błędy” (precyzja) analizy chemicznej i niedokładność określenia lokalizacji punktów poboru próbek oraz zmienność krótkodystansowa (na odległość mniejszą niż 400 m), są zatem w relacji do całkowitej wariancji badanych zmiennych mało istotne.

Po drugie, zasięg struktury krótkodystansowej zmienia się, z wyłączeniem pH, w stosunkowo wąskim zakresie od około 0,96 (Fe) do 1,40 km (Cu, P) i wynosi średnio około 1,20 km. Wyjątkiem jest semiwariogram odczynu (pH), dla którego zasięg pierwszej struktury wynosi około 2,50 km. Struktura krótkodystansowa ma dominujący udział w całkowitej wariancji danych, waha się on bowiem od około 64% dla strontu i baru (Sr i Ba) do 91% dla niklu (Ni). Ponad 80-procentowy udział charakteryzuje także kobalt, glin i siarkę (Co, Al i S). Wyjątek, w kontekście tej charakterystyki, stanowi ołów (Pb), dla którego nie stwierdzono

występowania struktury długodystansowej. Wariancja progowa struktury pierwszej ołowiu, mającej zasięg około 1,3 km, obejmuje około 103% całkowitej wariancji próby.

Po trzecie, zasięg drugiej struktury jest znacznie bardziej zróżnicowany pomiędzy badanymi cechami gleb. Waha się on bowiem od 4,77 (Mn) do 26,78 km (pH). Ten składnik modeli należy interpretować w kontekście treści ryciny 7 i jej analizy przeprowadzonej w podrozdziale „Semiwariogramy izotropowe (bezkie-runkowe)”. Zestawienie rycin 7 i 9 pokazuje bowiem, jak różne można uzyskać wyniki w zależności od ustalonego zakresu przestrzennego obliczeń autokorelacji. W jedenastu przypadkach (Ba, Ca, Co, Cu, Fe, Mg, Ni, S, Sr, V i PH) z osiemnastu zasięg drugiej struktury został ekstrapolowany z parametrów dopasowanej funkcji poza zakresem semiwariogramu empirycznego ($> 14,2$ km). Jego wartość trzeba zatem traktować jako bardzo szacunkową. Dla tych jedenastu przypadków zasięg ekstrapolowanej struktury drugiej jest średnio o 4,71 km dłuższy niż odległość maksimum wartości semiwariogramu empirycznego odczytanego z ryciny 7. Dla pozostałych sześciu zmiennych (wykluczona została anomalia, jaką stanowi Mn), gdzie zasięg drugiej struktury nie był ekstrapolowany, różnica ta wynosi jedynie 0,6 km, co można uznać za dobrą zgodność. Należy wyraźnie zaznaczyć, że opisywane wyżej rozbieżności w ocenie zasięgu drugiej struktury mają jedynie znaczenie dla interpretacji genezy obserwowanego rozkładu przestrzennego. Nie mają one praktycznie żadnego ujemnego wpływu na wyniki geostatystycznych estymacji (krigingu) i symulacji przestrzennych, ponieważ uzależnione są przede wszystkim od jakości dopasowania modelu w jego początkowym odcinku (Goovaerts 1997). Ta zaś jest w każdym przypadku bardzo dobra.

Wariancja progowa drugiej struktury stanowi od 23,5 (Al i Mn) do 80,7% (Zn) wariancji całej próby i, jak wspomniano, jest mniejsza niż dla struktury pierwszej. Pozornym wyjątkiem jest cynk (Zn), gdzie relacja pomiędzy %S1 i %S2 (tab. 1) wynosi 72,7 do 80,7. Wyjaśnienie tej anomalii znajduje się na rycinie 7, na której cynk odróżnia się od reszty analizowanych parametrów maksymalną amplitudą zmienności przestrzennej pomiędzy wnętrzem a otoczeniem poznańskiej, miejskiej „plamy” zanieczyszczeń gleb. Podsumowując ten wątek interpretacji wyników modelowania struktury przestrzennej parametrów właściwości chemicznych gleb aglomeracji poznańskiej, można stwierdzić, że wyraźnie większe znaczenie (jak 1,7 do 1) ma zmienność związana z lokalnym plamami zanieczyszczeń, niż ta wynikająca z rozproszonej emisji. Należy też zwrócić uwagę, że suma %S1 i %S2 (tab. 1) jest w każdym przypadku oprócz manganu (Mn) wyższa niż 100%. Oznacza to brak znaczącego udziału zmienności długodystansowej, regionalnej, w skali wykraczającej poza zasięg obszaru próbkowania. Ważna jest przesłanka świadcząca o znikomej roli czynnika naturalnego, związanego ze zmienną litologią skał macierzystych, na których rozwinęła się pokrywa glebowa.

Ostatni aspekt, który zasługuje na omówienie, to typ funkcji matematycznych dobranych do tworzenia modeli semiwariogramów. Jest to w 89% przypadków (31 na 35) funkcja sferyczna. Jak wspomniano w opisie metodyki, w procedurze modelowania testowano różne kombinacje dopuszczalnych funkcji, a ostateczną selekcję dokonywano na podstawie minimalizacji kryterium informacyjnego

Akaike (AIC). Wybór funkcji sferycznej oznacza, że zmienność przestrzenna ma charakter nieregularnych plam wysokich i niskich wartości cechy o relatywnie zbliżonych rozmiarach. Zasięg funkcji reprezentuje średnią średnicę owych plam.

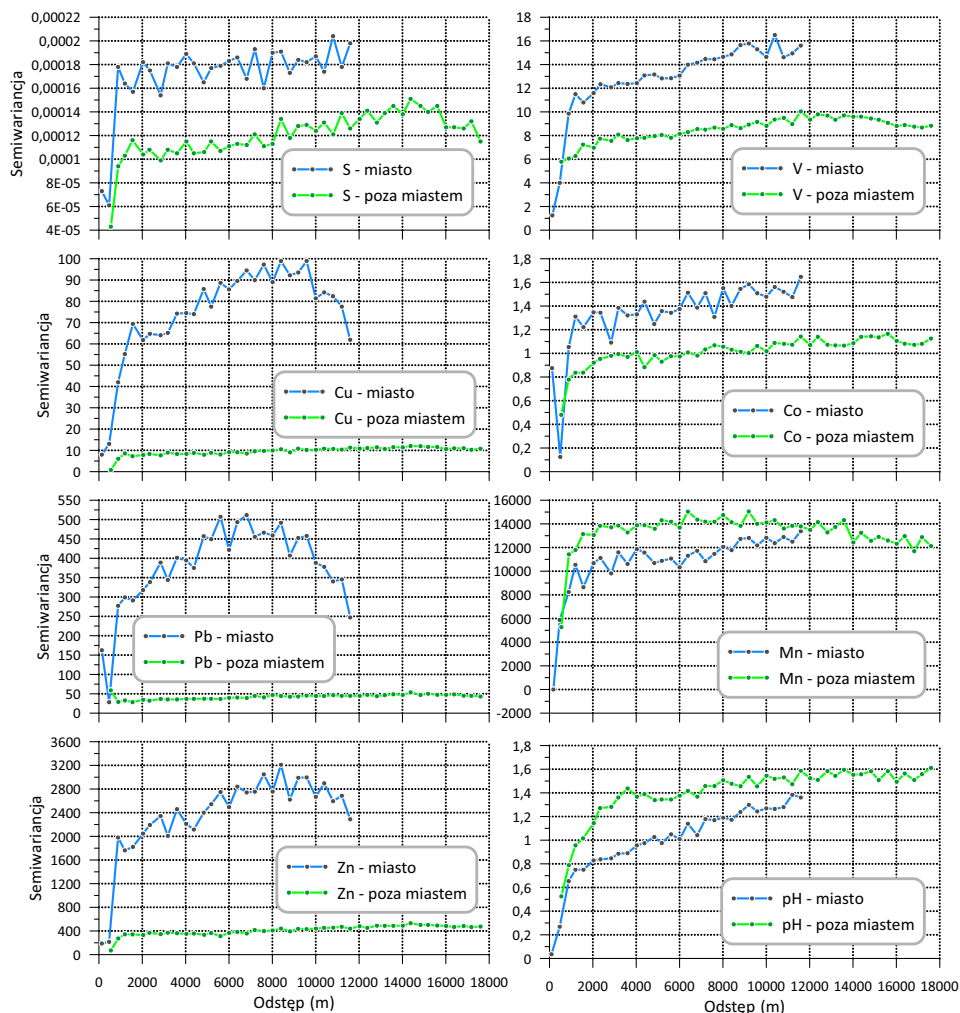
Wyniki i dyskusja

Konfrontacja z wynikami wcześniejszych badań

Ustalone w niniejszym opracowaniu prawidłowości nie potwierdzają wyników uzyskanych przez Grzebisa i in. (2002). Nie stwierdzili oni bowiem, mimo zastosowania próbkowania „pseudolosowego” oraz jego relatywnie większej gęstości (1,33 względem 1,02 próbki/km²), istnienia struktury krótkiej (~1–2 km) związanej z lokalnymi „plamami” zanieczyszczeń. Maksymalne zasięgi autokorelacji czterech metali, badanych w cytowanym wyżej opracowaniu, a wynoszące 5,5, 7,5, 7,9 oraz 11,4 km nie wystąpiły w żadnym przypadku analizowanego zbioru danych. Grzebisz i in. (2002) nie sygnalizowali również problemów z analizą autokorelacji przestrzennej przy wykorzystaniu semiwariancji, a będących efektem występowania wartości odstających. Na rozbieżności te mogły mieć jednak znaczący wpływ różnice w powierzchni badanych obszarów: 262 km² (Grzebisz i in. 2002) względem 958 km² (Lis, Pasieczna 2005a, b). Inna wątpliwość związana jest z faktem, że Grzebisz i in. (2002) analizowali strukturę przestrzenną tak zwanego współczynnika obciążenia (*geochemical load index* – GLI), a nie „surowych” danych stężeń. GLI oznacza stopień obciążenia gleby lub osadu danym pierwiastkiem względem tła geochemicznego, a jego obliczenie opiera się na porównaniu stężenia zmierzonego z wartością odniesienia. Jest to zatem procedura przeskalowania z danych bezwzględnych do umownej skali względnej i jako taka nie wpływa na relacje przestrzenne. Zawarta w formule GLI operacja logarytmowania z pewnością jednak zmniejszyła wpływ wartości odstających na kształt semiwariogramu.

Żeby rozstrzygnąć powstałe wątpliwości, postanowiono podzielić zbiór danych PIG-PIB na dwa podzbiory i przeprowadzić analizę semiwariancji osobno w każdym z nich. Pierwszy podzbiór liczący 269 próbek obejmował lokalizacje położone wewnątrz granic administracyjnych Poznania, a pozostałe 712 – poza jego obszarem. W obu podzbiórach wykonano, używając wykresu chmury semiwariancji, procedurę interaktywnego maskowania odstających danych. Obliczenia semiwariancji wykonano dla odstępów o szerokości 400 m. Ze względu na różnicę powierzchni i związany z tym zasięg maksymalnych odległości między parami próbek, dla podzbioru z próbkami wewnątrz miasta przyjęto 30 odstępów, a dla obszaru poza miejskiego – 45. Na zbiorczej rycinie 10 zamieszczono wykresy dla trzech pierwiastków, które są uwzględnione w obu analizach (Cu, Pb i Zn), a także dla pięciu kolejnych (Co, Mn, S, V i pH), które są ważne z innego punktu widzenia.

Najbardziej charakterystyczną cechą powtarzającą się w 16 przypadkach na 18 analizowanych cech (również tych niewizualizowanych na rycinie 10) jest



Ryc. 10. Wybrane zestawienia bezkierunkowych semiwariogramów empirycznych dla dwóch podzbiorów danych z bazy PIG-PIB: próbki pobrane w obrębie granic administracyjnych Poznania i te, których miejsca poboru były zlokalizowane poza miastem
Źródło: opracowanie własne.

diametralnie większa zmienność wartości w podzbiorze miejskim w porównaniu z otoczeniem miasta. Semiwariogramy dla danych z miasta układają się konsekwentnie powyżej tych wyliczonych z próbek pozamiejskich. Różnica ta manifestuje się nie tylko poziomem wartości, ale też „szorstkością” wykresu, czyli zmiennością średnich semiwariacji od odstepu do odstepu. Różnice w poziomie wartości są czasami ekstremalnie duże, tak jak w przypadkach Cu, Ni, Pb i Zn, a czasami relatywnie niewielkie, tak jak dla Al, Co, Fe, P, S, Ti i V.

Dwa niepasujące do tego schematu przypadki to Mn i pH, których zmienność przestrzenna poza miastem jest większa niż w mieście. Różnice nie są duże, ale

konsekwentna relacja położenia semiwariogramów nie budzi żadnych wątpliwości co do statystycznej istotności takiego układu.

Wracając do głównego tematu, jakim było wyjaśnienie różnic między wynikami analiz wykonanych przez Grzebisza i in. (2002), a tych przeprowadzonych w ramach niniejszego opracowania na danych PIG-PIB (Lis, Pasieczna 2005a, b), można stwierdzić, co następuje:

- Dla wszystkich analizowanych cech stwierdzono występowanie struktury krótkiej, to jest o zasięgu $\sim 1\text{--}2$ km, i to zarówno w mieście, jak i poza jego granicami. Wątpliwości można mieć jedynie w jednym przypadku na trzydzieści sześć – Pb w podzbiorze pozamiejskim. Ich przyczyną jest duża chaotyczność wykresu. Trudno zatem wytłumaczyć, biorąc pod uwagę większą gęstość próbkowania, dlaczego Grzebisz i in. (2002) nie zidentyfikowali tej struktury. Być może przyczyną było uwzględnienie w obliczeniach zbyt dużej szerokości odstepu. Udział struktury pierwszej jest, jak się można domyślać, zamaskowany przez przyjętą przez cytowanych autorów, wysoką wartość semiwariancji nuggetowej (efektu samorodka).
- Z drugiej strony potwierdzono osiąganie przez semiwariogramy Cu, Pb i Zn maksimum w obrębie miasta. Podawane przez Grzebisza i in. (2002) zasięgi są zgodne w odniesieniu do Cu (ok. 7,5 km), natomiast różnią się nieco w przypadku Pb (5,7 względem 7,9 km) i Zn (7,6 względem 5,5 km).
- Efektem przeprowadzonych obliczeń było też zidentyfikowanie różnicy między danymi z opracowania Grzebisza i in. (2002) a pochodzącymi z bazy PIG-PIB, która nie była wcześniej widoczna. Mianowicie semiwariogramy GLI dla Cu, Cd, Pb i Zn po osiągnięciu maksimum są „płaskie” – utrzymują się na jednym poziomie (Grzebisz i in. 2002). W przeciwieństwie do tego semiwariogramy wyliczone z danych PIG-PIB (Lis, Pasieczna 2005a, b) po osiągnięciu maksimum zaczynają „opadać”. Taki ich przebieg łatwo jest logicznie wyjaśnić. Poznańska „plama” antropogenicznych zanieczyszczeń tworzy rodzaj pagórka w „krajobrazie” geochemicznym. Powierzchnia tego pagórka jest znacznie mniejsza niż całego miasta w jego granicach administracyjnych. Próbkę pobrane u podnóża lub na stoku tego pagórka po jednej jego stronie są bardziej podobne geochemicznie (niższa wartość semiwariancji) do tych leżących w podobnym położeniu po drugiej jego stronie, niż do bliżej zlokalizowanych na szczycie pagórka. Brak takiego układu na semiwariogramach zaprezentowanych przez Grzebisza i in. (2002) jest trudny do wytłumaczenia, biorąc też pod uwagę, że obliczenia były wykonywane na dłuższym dystansie (ok. 15 km) niż w niniejszym opracowaniu.

Rola litologii gleb

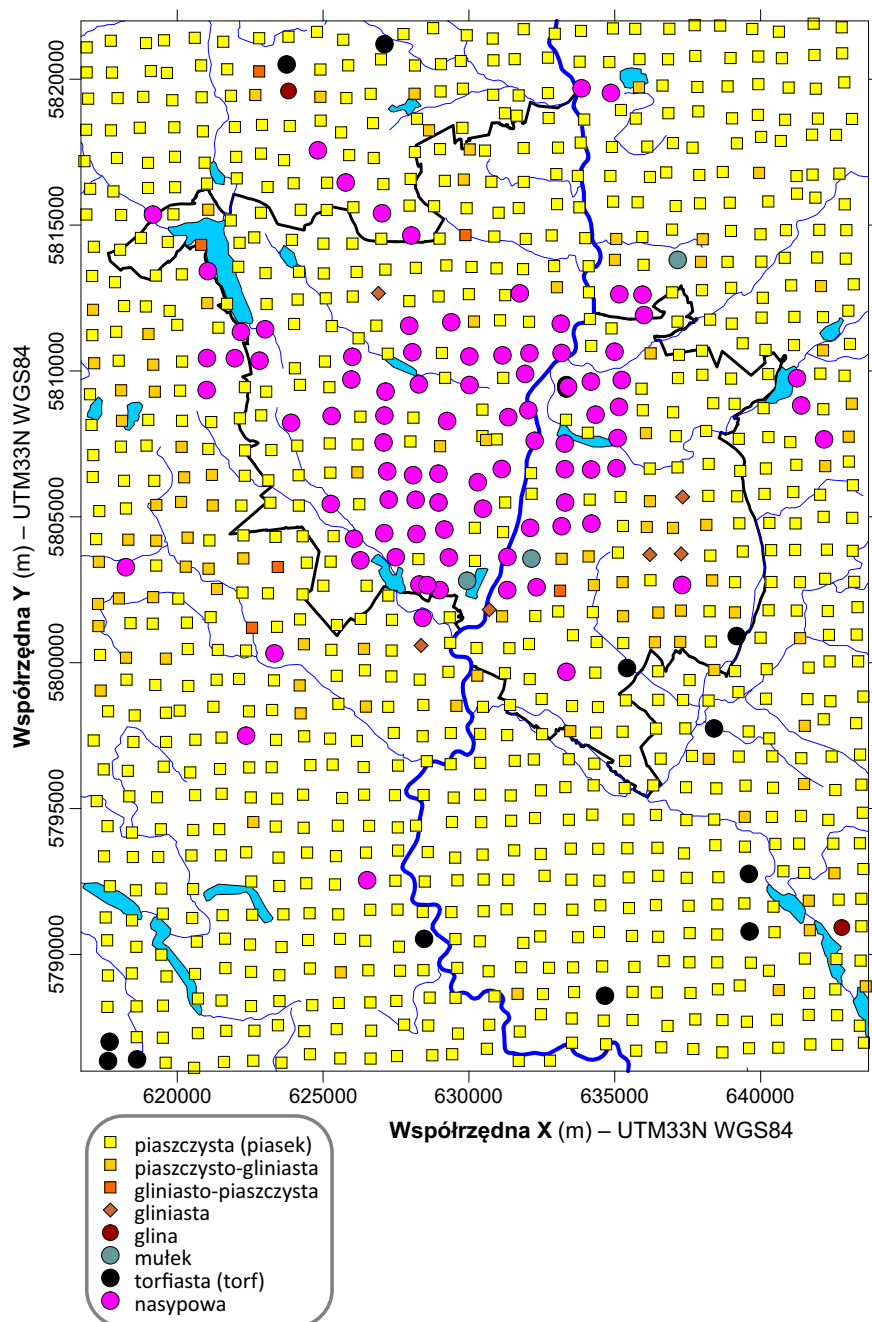
W wielu pracach, wykorzystujących geostatystykę do analizy przestrzennej zmienności zanieczyszczeń gleb, jednym z głównych celów było rozdzielenie udziału czynników naturalnych, głównie geologicznych, od efektów wynikających z działalności człowieka. Dobrym przykładem jest artykuł autorstwa Lv i in. (2013). W kilku innych cytowanych w niniejszym opracowaniu publikacjach (Rowlins,

Brown 2003, Guagliardi i in. 2012, Li, Feng 2012, Ageyeman i in. 2021, 2022, Li i in. 2022) zagadnienie to nie było co prawda pierwszoplanowe, ale stanowiło istotną część interpretacji uzyskanych wyników. Główną metodą stosowaną w tym kontekście jest identyfikacja za pomocą analizy autokorelacji badanych parametrów gleb kilku struktur (skał) ich zmienności przestrzennej, a następnie wykazanie, że co najmniej jedna z nich powiązana jest z budową geologiczną (typem skał). Stosowane są do tego różne dodatkowe techniki statystyczne, takie jak: zmienne referencyjne, diagramy korelacyjne, regresja krokowa, PCA, analiza skupień i modelowanie receptorowe. W większości jednak cytowanych publikacji dużym ułatwieniem było występowanie na obszarze badań skał o silnie odmiennym składzie mineralogicznym. Miasto Poznań i otaczające go tereny ułożone są w zasięgu ostatniego zlodowacenia, a skały macierzyste gleb stanowią silnie wymieszane osady glacialne, fluwioglacjalne i fluwialne.

Wykonanie bardziej wyrafinowanych analiz identyfikujących wpływ litologii podłoża na zmienność przestrzenną parametrów geochemicznych określonych w trakcie kartowania wykonanego przez badaczy z PIG-PIB wykracza poza zakres niniejszego opracowania. Dysponujemy jednakże dodatkowymi informacjami, które mogą rzucić nieco światła na to zagadnienie. Otóż w trakcie prac terenowych przy pobieraniu próbek określano trzy uzupełniające zmienne jakościowe, takie jak: zabudowa (5 kategorii: brak, wiejska, miejska niska, miejska wysoka, przemysłowa), użytkowanie terenu (7 kategorii: pola uprawne, lasy, łąki, nieużytki/ugory, trawniki, parki, ogródki działkowe) i typ gleby (8 kategorii: piaszczysta (piasek), piaszczysto-gliniasta, gliniasto-piaszczysta, gliniasta, glina, mułek, torfiasta (torf), nasypowa). Przypisywanie stanowiska do danej kategorii było dokonywane bez korzystania z jakichkolwiek urządzeń pomiarowych, w sposób subiektywny.

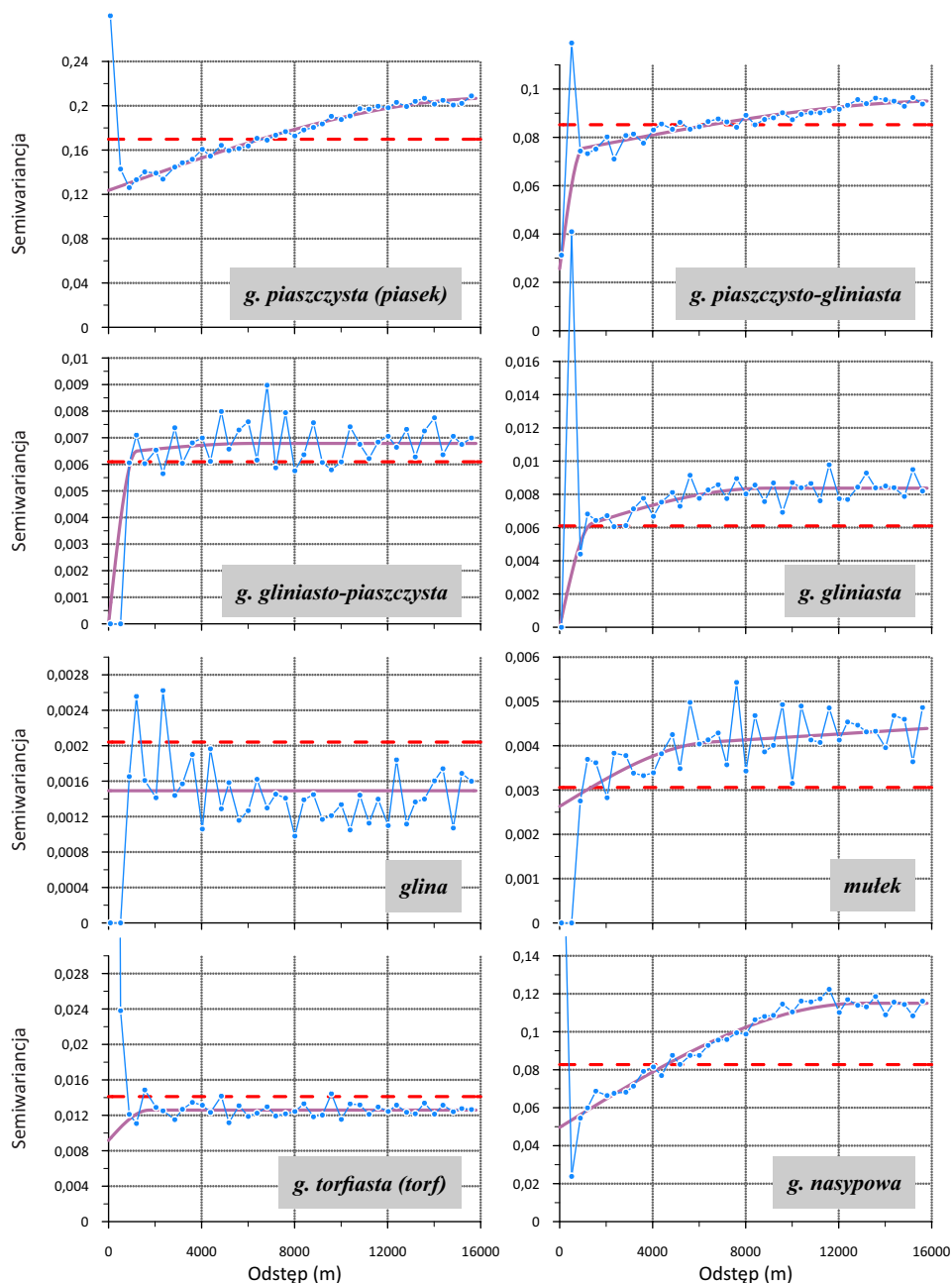
Mając takie dane, można spróbować zweryfikować hipotezę o związku pomiędzy typem gleb, zatem też pośrednio typem ich skał macierzystych, a rozkładem przestrzennym badanych cech geochemii gleb aglomeracji poznańskiej. Zastosowano do celu jednoczynnikową analizę wariancji w dwóch wariantach (tradycyjna ANOVA i Welch ANOVA) i testy post-hoc parami oraz analizę semiwariancji danych kodowanych binarnie. W drugiej z wymienionych metod tworzy się tyle wektorów binarnych (1/0), ile jest w zmiennej jakościowej kategorii. Jeśli w danej lokalizacji występuje dana kategoria, to przypisywana jest do niej jedynka, jeśli jakaś inna – to zero. Utworzony z takich danych semiwariogram daje wartości prawdopodobieństwa, że dwie lokalizacje odległe o wektor $\mathbf{h}$ należą do odmiennej kategorii zmiennej jakościowej – zakodowanej jedynką i jakiegokolwiek innej. Jeśli semiwariogram danych kodowanych dla jakiejś z kategorii analizowanej zmiennej jakościowej ma kształt zbliżony do badanej zmiennej ilościowej, jest to silną przesłanką za przypuszczeniem, że jej rozkład przestrzenny jest uwarunkowany przez cechę jakościową.

Wyniki ANOVA wykazały jednoznaczny wpływ zmienności typów gleb na ich badane właściwości chemiczne. W obu wariantach prawdopodobieństwo, że różnice w grupach są efektem przypadku, jest niższe od dokładności numerycznej komputera ($p < 10^{-16}$). Istotne statystycznie różnice dotyczą jednak tylko



Ryc. 11. Klasyfikacja typów gleb dla próbek pobranych na obszarze aglomeracji poznańskiej w ramach kartowania przeprowadzonego przez PIG-PIB w latach 2002–2003

Źródło: opracowanie własne w ramach kartowania przeprowadzonego przez PIG-PIB w latach 2002–2003 (Lis, Pasieczna 2005a, b).



Ryc. 12. Semiwariogramy empiryczne i dopasowane do nich optymalne modele dla kodowanych binarnie danych typów gleb (1 – w danej lokalizacji występuje wybrany typ gleby; 0 – w danej lokalizacji nie występuje wybrany typ gleby)

Źródło: opracowanie własne.

niektórych typów i niektórych parametrów chemicznych gleb. Gleby piaszczyste odróżniają się na poziomie $p = 0,05$ od wszystkich innych typów poza mułkami. Pomiedzy innymi kategoriami różnic istotnych nie stwierdzono. Wynik ten jest w dużym stopniu efektem proporcji liczebności poszczególnych kategorii (ryc. 11) – jako piaszczyste zakwalifikowano aż 78,3% próbek, a żadna inne kategoria nie przekroczyła progu 10% (mułek stanowił tylko 0,3% próby). W obu wariantach ANOVA kategorie gleb nie miały istotnego (na poziomie $p = 0,05$) wpływu na zmienność stężeń miedzi i ołowiu (Cu i Pb). Niejednoznaczne wyniki uzyskano dla manganu, niklu i cynku (Mn, Ni i Zn). Jeden wariant testu wykazywał p poniżej, a drugi powyżej progu istotności. Dla pozostałych trzynastu cech geochemicznych różnice były istotne statystycznie, a w kilku przypadkach (Al, Ca, Mg, pH, V) bardzo wysoko.

Obliczenie semiwariogramów empirycznych kodowanych danych typów gleb i dopasowanie do nich modeli rzuciło na zagadnienie genezy rozkładu przestrzennego cech geochemicznych gleb na obszarze aglomeracji poznańskiej nowe światło (ryc. 12). Najważniejszym składnikami ryciny 12 są semiwariogramy gleb piaszczystych (wykres lewy górny) i gleb nasypowych (wykres prawy dolny). Gleby nasypowe to w istocie gleby technogeniczne z polskiej systematyki (Polskie Towarzystwo Gleboznawcze 2019). Ich semiwariogram empiryczny jest ładząco podobny do semiwariogramów większości analizowanych cech ilościowych – gwałtowny wzrost na dystansie 1–1,5 km, łagodniejszy wzrost na dalszych odległościach i stabilizacja powyżej 12 km. Semiwariogramy zaś najbardziej powszechnych (87,7% próbek) gleb piaszczystych i piaszczysto-gliniastych charakteryzują się powolnym wzrostem, którego zasięg trudno wyznaczyć – z pewnością przekracza on 16 km, czyli maksymalną odległość, dla której wykonywano obliczenia.

Podsumowując wyniki obu wyżej omówionych analiz (ANOVA i semiwariogramy danych kodowanych), można stwierdzić, że zmienność badanych charakterystyk geochemicznych gleb aglomeracji poznańskiej jest pod silnym wpływem zmienności typów gleb, ale nie ze względu na ich naturalne uwarunkowania, tylko na obecność technosoli/antroposoli. Czynniki naturalne mają dużo mniejsze znaczenie, a ich wpływ można będzie zidentyfikować dokładniej tylko przez zwiększenie powierzchni obszaru próbkowania.

Podsumowanie i wnioski

Przedstawione w niniejszym opracowaniu wyniki należy traktować jako wstęp do pełnej geostatystycznej reanalizy danych pochodzących z kartowania geochemii gleb aglomeracji poznańskiej przeprowadzonej w latach 2002–2003 przez badaczy w PIG-PIB (Lis, Pasieczna 2005a, b).

Głównym celem było określenie za pomocą analizy semiwariancji prawidłowości rozkładu przestrzennego w glebach stężeń 17 pierwiastków (głównie metali) oraz odczynu (pH). Weryfikacja różnych estymatorów i metod transformacji danych wykazała, że w przypadku silnie prawoskośnych rozkładów stężeń

pierwiastków w miastach, najbardziej efektywną metodą identyfikacji struktur przestrzennych jest interaktywne „czyszczenie” danych z wartości odstających (maskowanie).

Stwierdzono, że zmienność badanych parametrów zaznacza się w dwóch skalach przestrzennych: ~1–2 km oraz 9–15 km. Pierwsza struktura wiąże się z typową dla gleb obszarów zurbanizowanych wysoką heterogenicznością oraz częstymi, ale niewielkimi „plamami” wysokich zanieczyszczeń. Właściwości gleb pomiędzy takimi plamami a ich otoczeniem zmieniają się gwałtownie na małych dystansach.

Drugą strukturą „krajobrazu geochemicznego” analizowanego obszaru jest antropogeniczna anomalia całego miasta Poznania. Dystans 9–15 km stanowi dla poszczególnych, analizowanych cech geochemicznych, średnicę owej poznańskiej anomalii. Na tej podstawie można było oszacować jej powierzchnię. Waha się ona od 66,5 km² dla Cr do 181,5 km² dla Sr. Większość uwzględnianych pierwiastków tworzy „plamę” o powierzchni rzędu od 110 do 140 km². Geochemiczna anomalia Poznania jest zatem znacznie mniejsza od powierzchni miasta w jego obecnych granicach administracyjnych (262 km²). Jest to dość oczywiste, biorąc pod uwagę historię miasta. Do końca XVIII w. miało ono powierzchnię zaledwie kilkudziesięciu hektarów. W wieku XIX i na początku XX w. rozrosło się znacznie, ale jeszcze w roku 1973 Poznań miał powierzchnię 67 km². Znaczna część, bo około 47%, obszaru objętego współczesnymi granicami administracyjnymi nie jest zabudowana (grunty rolne, lasy i wody).

Specyficznym przypadkiem jest rozkład przestrzenny ołowiu. Jego semiwariogram jest bardzo chaotyczny. Pierwiastek ten, powszechnie wykorzystywany w technosferze, ma w związku z tym bardzo zróżnicowane źródła pochodzenia w glebie. Jednym z najważniejszych były spaliny z okresu, kiedy do benzyn dodawano pięciotlenek ołowiu. Efektem są wąskie pasy wysokiego stężenia ołowiu w glebach wokół głównych dróg, również poza obszarami zurbanizowanymi, co mocno utrudnia identyfikację ogólnych prawidłowości. Aby tego dokonać, konieczna jest transformacja danych (Zawadzki, Fabiańczyk 2008), co wykracza poza zakres niniejszego opracowania.

Dopasowanie modeli teoretycznych (głównie sferycznych) pozwoliło stwierdzić niemal całkowity brak efektu samorodka, co dowodzi wysokiej precyzji oznaczeń i dominacji zmienności strukturalnej nad losową.

Różnice pomiędzy wynikami opracowania Grzebisza i in. (2002) a analizą opartą na danych PIG-PIB są znaczące i dotyczą zarówno skali zmienności, jak i zasięgu zjawisk. Dotyczą one braku struktury krótkodystansowej, zasięgów autokorelacji oraz przebiegu semiwariogramów na dużych dystansach. Przyczyn tych rozbieżności jest kilka. Opracowanie Grzebisza i in. (2002) objęło jedynie obszar wewnątrz granic administracyjnych miasta, podczas gdy próbkowanie przeprowadzone przez badaczy PIG-PIB (Lis, Pasieczna 2005a, b) wykonane zostało na znacznie większym terenie, co pozwoliło na uchwycenie kontrastu między miastem a jego rolno-leśnym otoczeniem. Grzebisz i in (2002) wykorzystali wskaźnik obciążenia geochemicznego (GLI), który jest wartością logarytmowaną i względną, co mogło stłumić wpływ wartości odstających i zmienić kształt

semiwariogramu. W opracowaniu z roku 2002 (Grzebisz i in.) autorzy przyjęli zbyt dużą szerokość odstepu w obliczeniach, co doprowadziło do zamaskowania struktury krótkiej przez wysoką wartość efektu samorodka.

Analizując semiwariogramy bezkierunkowe (izotropowe), nie zidentyfikowano żadnej struktury, która mogłaby mieć genezę naturalną, to jest wynikającą ze zmienności przestrzennej litologii skał podłoża, na których wykształciły się gleby. Prawdopodobnie jest to efekt dużej homogeniczności mineralogicznej osadów glacialnych i fluwioglacialnych dominujących na badanym obszarze. Transport i akumulacja przez lodowiec i jego wody roztopowe skutecznie „wymieszały” zróżnicowany materiał skalny przeniesiony z północy.

Gleby wewnątrz granic administracyjnych Poznania charakteryzują się wielokrotnie wyższą zmiennością geochemiczną („szorstkością” krajobrazu) niż gleby obszarów pozamiejskich.

Rozkład przestrzenny większości analizowanych parametrów wykazuje słabą lub umiarkowaną anizotropię. Najczęściej uprzywilejowanym kierunkiem zmienności jest oś NW–SE oraz N–S, ale też notowano rozkłady W–E i mieszane. Można to interpretować jako odzwierciedlenie przebiegu doliny Warty i dolin do niej dochodzących. Jakkolwiek pewien wpływ mógł mieć na to transport fluwialny i sedimentacja osadów niesionych przez rzeki, jednak prawdopodobnie ważniejszy był fakt, że doliny stanowiły oś osadnictwa i działalności gospodarczej.

Praktycznym wnioskiem z analiz w niniejszym opracowaniu są zalecenia odnośnie do schematu próbkowania w przyszłych badaniach geochemii miasta. Uzasadnieniem do ich przeprowadzenia w najbliższym czasie jest szybki, chyba najszybszy w dziejach, rozwój Poznania w ciągu ponad 20 lat, jakie minęły od kartowania wykonanego przez PIG-PIB. Zastosowane w tym kartowaniu pseudosystematyczne pobieranie prób nie daje możliwości dobrej identyfikacji „plam” (hot-spotów) zanieczyszczeń. Lepszym rozwiązaniem byłby mieszany schemat systematyczno-losowy, być może także stratyfikowany ze względu na użytkowanie terenu. Wyniki uzyskane w niniejszym opracowaniu mogą być bezpośrednio wykorzystane do optymalizacji nowego próbkowania gleb aglomeracji poznańskiej.

Podziękowania

Autor dziękuje Pani Profesor dr hab. Annie Pasiecznej z Państwowego Instytutu Geologicznego-PIB za udostępnienie bazy danych z projektu „Atlas geochemiczny Poznania i okolic”.

Konflikt interesów

Autor deklaruje brak występowania konfliktu interesów. Oświadczam, że tekst artykułu jest w całości jego dziełem.

Literatura / References

- Adewumi A.J., Ogundele O.D. 2024. Hidden hazards in urban soils: A meta-analysis review of global heavy metal contamination (2010–2022), sources and its ecological and health consequences. *Sustainable Environment*, 10, 1, 2293239. <https://doi.org/10.1080/27658511.2023.2293239>
- Agyeman P.C., John K., Kebonye N.M., Borůvka L., Vašát R., Drábek O. 2021. A geostatistical approach to estimating source apportionment in urban and peri-urban soils using the Czech Republic as an example. *Scientific Reports*, 11, 23615. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-02968-8>
- Agyeman P.C., Kebonye N.M., John K., Borůvka L., Vašát R., Fajemisim O. 2022. Prediction of nickel concentration in peri-urban and urban soils using hybridized empirical bayesian kriging and support vector machine regression. *Scientific Reports*, 12, 3004. <https://doi.org/10.1038/s41598-022-06843-y>
- Appiah S.K., Aidoo E.N., Asamoah Owusu D., Nuonabuor M.W. 2018. Geostatistical Analysis of Contamination of Soils in an Urban Area in Ghana. *International Scholarly and Scientific Research & Innovation*, 12(6): 138–146 (https://www.researchgate.net/publication/345505865_Geostatistical_analysis_of_contamination_of_soils_in_an_urban_area_in_Ghana).
- Binner H., Sullivan T., Jansen M.A.K., McNamara M.E. 2023. Metals in urban soils of Europe: A systematic review. *Science of The Total Environment*, 854. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2022.158734>
- Goovaerts P. 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press, New York, NY. <https://doi.org/10.1093/oso/9780195115383.001.0001>
- Gringarten E., Deutsch C.V. 2001. Teacher's Aide. Variogram Interpretation and Modeling. *Mathematical Geology*, 33: 507–534. <https://doi.org/10.1023/A:1011093014141>
- Grzebisz W., Cieśla L., Komisaruk J., Potarzycki J. 2002. Geochemical Assessment of Heavy Metals Pollution of Urban Soils. *Polish Journal of Environmental Studies*, 11(5): 493–499 (<https://www.pjoes.com/Geochemical-Assessment-of-Heavy-Metals-Pollution-of-Urban-Soils,87482,0,2.html>).
- Guagliardi I., Cicchella D., De Rosa R. 2012. A Geostatistical Approach to Assess Concentration and Spatial Distribution of Heavy Metals in Urban Soils. *Water, Air, & Soil Pollution*, 223: 5983–5998. <https://doi.org/10.1007/s11270-012-1333-z>
- Hildebrandt-Radke I. 2016. Środowisko geograficzne Poznania. [W:] M. Kara, M. Makohonienko, A. Michałowski (red.), *Przemiany osadnictwa i środowiska przyrodniczego Poznania i okolic od schyłku starożytności do lokacji miasta*. Seria: Ekologia Historyczna Poznania. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań, s. 23–46.
- Huo X.-N., Li H., Sun D.-F., Zhou L.-D., Li B.-G. 2012. Combining Geostatistics with Moran's I Analysis for Mapping Soil Heavy Metals in Beijing, China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 9(3): 995–1017. <https://doi.org/10.3390/ijerph9030995>
- Kwiatkowska-Malina J., Borkowski A.S. 2020. Geostatistical modelling of soil contamination with arsenic, cadmium, lead, and nickel: the Silesian voivodeship, Poland case study [J]. *AIMS Geosciences*, 6(2): 135–148. <https://doi.org/10.3934/geosci.2020009>
- Lal R. 2018. Urban Agriculture in the 21st Century. [W:] R. Lal, B.A. Stewart (red.), *Urban Soils, Advances in soil science*. CRC Press, s. 1–13.
- Lal R., Stewart B.A. (red.) 2018. *Urban Soils, Advances in soil science*. CRC Press, s. 1–406.
- Li C., Jiang X., Jiang H., Sha Q., Li X., Jia G., Cheng J., Zheng J. 2022. Environmental Controls to Soil Heavy Metal Pollution Vary at Multiple Scales in a Highly Urbanizing Region in Southern China. *Sensors*, 22, 4496. <https://doi.org/10.3390/s22124496>
- Li X., Feng L. 2012. Multivariate and geostatistical analyzes of metals in urban soil of Weinan industrial areas, Northwest of China. *Atmospheric Environment*, 47: 58–65. <https://doi.org/10.1016/j.atmosenv.2011.11.041>
- Lis J., Pasieczna A. 2005a. Atlas geochemiczny Poznania i okolic. Gleby, osady wodne, wody powierzchniowe. 1:100 000. Państwowy Instytut Geologiczny, Warszawa (https://mapgeochem.pgi.gov.pl/wp-content/uploads/2021/09/Poznan_pl_comp.pdf).
- Lis J., Pasieczna A. 2005b. Badania geochemiczne w Poznaniu i okolicach. *Przegląd Geologiczny*, 53, 6: 470–474 (<https://bibliotekanauki.pl/articles/2065839>).
- Luo X.-S., Yu S., Zhu Y., Li X.-D. 2012. Trace metal contamination in urban soils of China. *Science of The Total Environment*, 421–422: 17–30. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2011.04.020>

- Lv J., Liu Y., Zhang Z., Dai J. 2013. Factorial kriging and stepwise regression approach to identify environmental factors influencing spatial multi-scale variability of heavy metals in soils. *Journal of Hazardous Materials*, 261: 387–397. <https://doi.org/10.1016/j.jhazmat.2013.07.065>
- Menefee D.S., Hettiarachchi G.M. 2018. Contaminants in Urban Soils: Bioavailability and Transfer. [W:] R. Lal, B.A. Stewart (red.), *Urban Soils, Advances in soil science*. CRC Press, s. 175–198.
- Meuser H. 2010. *Contaminated Urban Soils*. Springer Science+Business Media B.V. <https://doi.org/10.1007/978-90-481-9328-8>
- Olea R.A. 2006. A six-step practical approach to semivariogram modeling. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 20: 307–318. <https://doi.org/10.1007/s00477-005-0026-1>
- Oliver M.A., Webster R. 2014. A tutorial guide to geostatistics: Computing and modelling variograms and kriging. *Catena*, 113: 56–69. <https://doi.org/10.1016/j.catena.2013.09.006>
- Parysek J.J., Mierzejewska L. 2006. City Profile. *Poznań. Cities*, 23(4): 291–305. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2006.04.001>
- Pelillo V., Piper L., Lay-Ekuakille A., Lanzolla A., Andria G., Morello R. 2014. Geostatistical approach for validating contaminated soil measurements. *Measurement*, 47: 1016–1023. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2013.09.016>
- Podwysocki K. 2022. Konsekwencje urbanizacji dla środowiska. *Kosmos*, 71(1): 13–20 (<https://kosmos.ptpk.org/index.php/Kosmos/article/view/2807/2756>).
- Polskie Towarzystwo Gleboznawcze 2019. *Systematyka gleb Polski*. Wydanie szóste. Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego we Wrocławiu, Wrocław-Warszawa, 235 ss. (<http://www.ejpau.media.pl/PDFy/systematyka-gleb-polski-wyd%206.pdf>).
- Rate A.W. (red.) 2022. *Urban Soils. Progress in Soil Science*. Springer Nature Switzerland. https://doi.org/10.1007/978-3-030-87316-5_5
- Rawlins B., Brown S. 2002. Assessing geostatistical methods for presenting urban soil geochemical data from Coventry. *British Geological Survey Internal Report*, IR/03/012 (<https://nora.nerc.ac.uk/id/eprint/527485/1/IR03012.pdf>).
- Saby N., Arrouays D., Boulonne L., Jolivet C., Pochot A. 2006. Geostatistical assessment of Pb in soil around Paris, France. *Science of The Total Environment*, 367(1): 212–221. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2005.11.028>
- Stach A. 2009a. Analiza i modelowanie struktury przestrzennej. [W:] Z. Zwoliński (red.), *GIS – platforma integracyjna geografii*. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań, s. 115–143.
- Stach A. 2009b. Analiza struktury przestrzennej i czasoprzestrzennej maksymalnych opadów dobowych w Polsce w latach 1956–1980. *Wydawnictwo Naukowe UAM, Seria Geografia*, 85: 1–323.
- Whitehead J., Hempel S., Hiller A., von der Lippe M., Rillig M.C. 2021. Soil Physico-Chemical Properties Change Across an Urbanity Gradient in Berlin. *Frontiers in Environmental Science*, 9: 765696. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2021.765696>
- Zawadzki J. 2002. Badania korelacji przestrzennych zawartości wybranych pierwiastków śladowych w glebach Warszawy i okolic. *Ochrona Środowiska*, 24(4): 17–26 (https://www.os.not.pl/docs/czasopismo/2002/Zawadzki_4-2002.pdf).
- Zawadzki J., Fabiańczyk P. 2008. The geostatistical reassessment of soil contamination with lead in metropolitan Warsaw and its vicinity. *International Journal of Environment and Pollution*, 35(1): 1–12. <https://doi.org/10.1504/IJEP.2008.021127>
- Zhang S., Liu H., Luo M. i in. 2018. Digital mapping and spatial characteristics analyses of heavy metal content in reclaimed soil of industrial and mining abandoned land. *Scientific Reports*, 8, 17150. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-35624-9>

Spatial Geochemical Structure of Poznań Agglomeration Soils

Abstract: This research paper examines the spatial structure of soil geochemistry in the Poznań agglomeration using geostatistical methods. The analysis is based on 979 soil samples collected during a mapping project by the Polish Geological Institute (2002–2003), covering over 950 km². The study investigates 17 chemical elements and soil pH to assess the impact of urbanization and industrial activity.

A significant methodological component of this study involved comparing various semivariogram estimators and data transformation techniques. It was demonstrated that for highly positively skewed

urban geochemical data, interactive outlier masking using semivariance “cloud” plots is the most effective approach for identifying spatial structures. Parametric modeling of semivariograms revealed that the spherical model is dominant, with a negligible nugget effect, indicating high data precision and well-defined structural variability.

The results indicate that geochemical variability occurs at two main spatial scales. The local scale (1–2 km) is marked by numerous small contamination hotspots linked to localized industrial activities. The regional scale (9–15 km) reflects a broader anthropogenic anomaly associated with the city center. This “Poznań anomaly” covers 110–140 km², corresponding to the historical footprint of urban development. A comparative analysis of sub-datasets revealed that soils within Poznań’s administrative borders exhibit significantly higher geochemical variability and “roughness” than those in peri-urban areas.

Crucially, the study utilized ANOVA and indicator semivariograms to distinguish between geogenic and anthropogenic factors. The findings show that while soil type influences chemical composition, the identified spatial structures are primarily driven by the presence of Technosols (technogenic soils) rather than natural lithological variations in the glacial and glaciofluvial parent materials. Principal Component Analysis (PCA) further confirmed that the first component (48.16% variance) represents a major enrichment gradient for heavy metals. These results provide a robust framework for optimizing future soil sampling strategies and environmental risk assessments in urbanized regions.

Keywords: urban soils, pollution, semivariance, PCA, Poznań

Data przekazania tekstu: 25.05.2026; data zaakceptowania tekstu: 20.07.2026.

Article submitted: 25.05.2026; article accepted: 20.07.2026.