

СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКА ЕКОЛОГІЯ.
РОСЛИННИЦТВО. ЗЕМЛЕРОБСТВО. СЕЛЕКЦІЯ

УДК 631.618:633.2.031
© 2015

О.В. ЖУКОВ,
доктор біологічних наук

К.В. АНДРУСЕВИЧ,
кандидат біологічних наук

В.О. СІРОТИНА,
О.Ю. ПОКУСА,
магістри

АГРЕГАТНА СТРУКТУРА
ҐРУНТУ В СИСТЕМІ
ЕДАФІЧНИХ ВЛАСТИВОСТЕЙ
ТА ЇЇ РОЛЬ У ВАРІЮВАННІ
МОРФОМЕТРИЧНИХ
ХАРАКТЕРИСТИК
КУКУРУДЗИ *ZEA MAYS*

Дніпропетровський національний
університет імені Олеся Гончара –
Дніпропетровський державний
аграрно-економічний університет,
Україна

E-mail: zhukov_dnepr@rambler.ru

м. Дніпропетровськ, проспект Гагаріна, 72
м. Дніпропетровськ, вул. Ворошилова, 25

Розглянуто підходи для статистичного оцінювання композитних змінних. Агрегатна структура ґрунту описується показниками, які належать до категорії композитних змінних, які в сумі завжди становлять фіксоване число. У літературі існують різні варіанти базисів ортогональної лог-трансформації даних, але немає екологічно обґрунтованих критеріїв для їх вибору. Запропоновано метод порівняння матриць результатів трансформації з матрицями едафічних властивостей або матрицями морфометричних показників рослин. Ординарний і частковий тести Мантеля дозволили встановити, що варіювання агрегатної структури ґрунту є причиною мінливості морфометричних показників кукурудзи з посівів, що перебувають на даному ґрунті.

Ключові слова: композитні змінні, лог-трансформація, агрегатна структура, ґрунтові властивості.

Ґрунтові агрегати – це ансамбль тісно впакованих часток піску, мулу, глини та органічних часток [13]. Процес ґрунтової агрегації приводить до утворення мікроагрегатів (розміром менш за 0,25 мм), мезо- (0,25–10 мм) і макроагрегатів (більше 10 мм) [7, 26]. Кількісно процес агрегації може бути оцінений за розподілом кількості агрегатних фракцій [1, 2, 10, 16]. Розподіл кількості фракцій в інтегральній формі – за допомогою коефіцієнта структурності ґрунту [1], середньозваженого діаметра (*mean weight diameter* – MWD) [1, 29] або фрактальної розмірності [24].

MWD – це міра ґрунтової агрегації, розрахована на основі декількох досить широких фракцій, які охоплюють досить малу частину ґрунтової структурної складності. Втрата інформації, внаслідок огрубіння оцінок після інтегрування розподілу фракції-розміри у вигляді MWD, приводить до зсуву в напрямі більших розмірних фракцій [13, 14]. Тому ґрунтові екології по-колишньому покладаються на окремі агрегатні категорії для опису розподілу агрегатних фракцій [14] для того, щоб одержати високорозмірну та детально-масштабну інтерпретацію даних [21].

Фрактальна модель є лог-розподілом агрегатних фракцій, що описує кластеризацію, фрагментацію та крихкість геологічних матеріалів [27, 28]. Фрактал розглядається як незалежний від масштабу об'єкт [9]. Фрактальна розмірність (D_s) може бути оцінена за нахилом лінії, що описує залежність між кумулятивним числом часток і розміром частки [18]. Так як масивні фрактали, наприклад ґрунтові агрегати, є пористими об'єктами з нерівномірним, але самоподібним та самоафінним розподілом внутрішньої маси (тобто щільність зменшується при збільшенні розмірів агрегату), то фрактальна розмірність масивного фракталу (D_m) обчислюється виходячи з відносин між щільністю агрегатів та їх числом [9].

Техніка композитного аналізу даних може бути застосована для інтеграції розподілу агрегатів у синтетичні індекси, які могли б нести інформацію про тонкі особливості структури. Агрегатні фракції є композитами, тому що в сумі становлять 100 %. Завжди як мінімум одна фракція є надлишковою, тобто викликає появу помилкової кореляції. Поінформованість про проблему статистичного аналізу композитних даних сходить до статті Карла Пірсона [23], назва якої починається словами: "Про форми помилкової кореляції...". Тривіальним випадком є двокомпонентна система, у якій коефіцієнт кореляції між компонентами, що змінюються, завжди буде точно -1 , бо будь-яка зміна в одному компоненті тягне точно таку ж зміну в іншому [25]. Оскільки некорельовані пропорції не є обов'язково незалежними через надмірність композитної системи, кореляції між пропорціями дуже складно інтерпретувати [12]. Крім того, композитні дані мають ненормальний розподіл за визначенням, так як перебувають у діапазоні від 0 до 100 %, тоді як випадково розподілена величина повинна бути розподілена від $-\infty$ до $+\infty$ [20]. Нормальний закон розподілу Гаусса не може бути застосований до розподілу композитних змінних, тому що не можливе негативне значення фракції або частки, що перевищують 100 %. У результаті статистичні процедури, які засновані на припущенні про нормальний закон розподілу випадкової величини, такі як регресійний, кореляційний, одиничні та множинний статистичний аналізи, у більшості випадків призводять до помилкових

висновків [12]. Це пояснює той факт, що застосування інтерполяції на основі кригінгу попередньо не трансформованих даних дає прогнози композитних змінних, які в сумі не завжди дають фіксоване число. Кригінг попередньо трансформованих даних, або композитний кригінг, надає значно кращих результатів [19].

Логарифмічні відносини, які можуть приймати будь-які реальні значення, здатні відобразити композитні дані в реальний евклідовий простір, у якому можуть застосовуватися Гауссові закони [8]. Застосування спеціальної послідовної бінарної розбивки (*sequential binary partition* – SBP) D фракцій з ортонормальним базисом дає можливість ізометричному лог-відношенню (*isometric log ratio* – *ilr*) композитних змінних відобразити процес агрегації та фрагментації в $D-1$ вимірах без втрати інформації [15]. У дослідженнях агрегатної структури ґрунтів послідовна бінарна розбивка повинна відбивати ключові біологічні, хімічні та фізичні властивості, які визначають формування агрегатів [20]. Ізометрична лог-трансформація (*ilr*) є спеціальним випадком лог-трансформації без втрати вихідної інформації в силу її ортогональності [15].

Агрегатна структура є важливою генетичною властивістю ґрунту, що визначає її родючість [7]. Показано, що агрегатна структура ґрунту є інформативним показником для описання просторової варіабельності властивостей техноземів [2–6].

Метою роботи є розробити підходи до оптимальної ортогональної лог-трансформації даних агрегатної структури ґрунту для подальшої їх геостатистичної обробки та виявлення причин варіювання агрегатної структури та ролі цього процесу в формуванні умов життя рослин.

Матеріали та методи досліджень. На сільськогосподарському полі (Дніпропетровська область, Синельниковський район, околиця с. Веселе, $48^{\circ}21'27.25''$ Пн. широти, $35^{\circ}31'53.88''$ Сх. довготи) був закладений полігон, який представлений 7 трансектами по 15 пробних ділянок.

Агрегатну структуру оцінили методом сухого просівання за Савіновим, щільність ґрунту – за Качинським, вологість ґрунту – ваговим методом [2]. Вимірювання твердості

ґрунтів здійснено в польових умовах за допомогою ручного пенетрометра Eijkelkamp на глибину до 100 см з інтервалом 5 см. Середня погрішність результатів виміру приладу становить $\pm 8\%$. Виміри здійснено за допомогою конуса з розміром поперечного перерізу 2 см². У межах кожної точки вимірювання твердості ґрунту зроблено в однократній повторності.

Відстань між пробними ділянками становила 2 м. У межах кожної ділянки випадковим чином обирали й обмірювали 6 рослин. Координати цих рослин фіксували щодо локальної системи координат. У рослин реєстрували висоту стебла, кількість листків, довжину та ширину листка, ширину стебла на висоті, рівній половині висоти рослини. На кожній рослині вимірювали медіанний листок (від першого). Точність вимірювання висоти рослин 1 см, діаметра стебла, довжини та ширини листка – 1 мм.

У рядку підраховували кількість N рослин кукурудзи довжиною 1 м, визначали відстань між рядками d (у метрах) й обчислювали густоту стояння

$$PD = N / d,$$

де PD – густота стояння рослин, екз./м²; N – кількість рослин у рядку довжиною 1 м; інтервал між рядками, м.

Площа поверхні листка кукурудзи була встановлена за формулою

$$S = k \cdot W \cdot L,$$

де W – максимальна ширина листка; L – довжина листка; k – фактор форми, що варіює в межах 0,67–0,71 [11].

Питома площа листової поверхні була обчислена в такий спосіб:

$$LS = S \cdot Nm \cdot PD,$$

де LS – питома площа листової поверхні, м²/м²; Nm – число листків на одній рослині; PD – густота стояння рослин.

Обсяг стебла кукурудзи знаходили так [17]:

$$St_V = \pi \cdot St_L \cdot (0,5 \cdot St_D)^2,$$

де St_V – обсяг стебла; St_L – висота стебла; St_D – висота стебла на рівні половини його висоти.

Описові статистики отримані за допомогою програми Statistica 7.0. Відображення просторового варіювання ознак виконано за допомогою програм ArcMap 10.0 і Surfer 11.0. Деталі байєсівського підходу для оцінки геостатистичних показників обговорюються в нашій роботі [4]. Статистичний аналіз композитних даних проведений за допомогою бібліотеки Compositions програмної оболонки Project R “R: A Language and Environment for Statistical Computing” (<http://www.R-project.org/>).

Результати дослідження та їх обговорення. Байєсівське оцінювання дозволяє одержати оцінки як статистичних, так і геостатистичних характеристик варіювання агрегатних фракцій (табл. 1).

1. Постеріорні байєсівські оцінки геостатистик агрегатної структури ґрунту (% фракцій розміром, мм)

Фракція, мм	Тренд (R ²)	κ	β			φ			σ ²			τ ²		
			Квантиль, %			Квантиль, %			Квантиль, %			Квантиль, %		
			50	2,5	97,5	50	2,5	97,5	50	2,5	97,5	50	2,5	97,5
>10	0,37	1,37	37,55	37,18	37,92	0,62	0,31	0,93	1,61	1,23	2,25	0,10	0,05	0,31
7–10	0,21	0,71	12,41	11,84	12,90	1,24	0,93	2,48	1,74	1,27	2,67	0,05	0,05	0,31
5–7	0,26	1,48	10,85	10,52	11,22	0,93	0,62	1,24	0,97	0,71	1,42	0,05	0,05	0,31
3–5	0,27	1,26	14,99	14,78	15,23	0,62	0,31	0,62	1,22	0,94	1,66	0,10	0,05	0,33
1–3	0,17	1,12	20,06	19,67	20,64	0,62	0,31	1,24	3,12	2,32	4,60	0,10	0,05	0,36
0,5–1	0,30	0,97	2,42	2,27	2,57	0,31	0,31	0,93	0,31	0,23	0,38	0,10	0,05	0,33
0,25–0,5	0,51	1,32	1,39	1,36	1,41	0,31	0,31	0,78	0,01	0,01	0,02	0,10	0,05	0,36
<0,25	0,39	0,42	0,27	0,26	0,27	1,55	0,93	3,74	0,00	0,00	0,00	0,10	0,05	0,36

Тут і далі: R^2 – частка дисперсії, описуваної трендом третього порядку; κ – параметр згладжування; β – середнє; σ^2 – просторова варіація (частковий поріг); τ^2 – відношення нагет-варіації та просторової варіації; ϕ – радіус впливу.

2. Тест Мантеля між матрицею, отриманою після лог-трансформації композитних даних по агрегатному складу ґрунту, і матрицями морфометричних відстаней кукурудзи та матрицями едафічних властивостей

Базис трансформації	Тест Мантеля	p-рівень	Частковий тест Мантеля*	p-рівень
<i>Морфометричні відстані кукурудзи</i> <i>Едафічні властивості</i>				
Базовий	<u>0,14</u> 0,11	<u>0,001</u> 0,004	<u>0,12</u> 0,08	<u>0,009</u> 0,034
Балансовий	<u>0,15</u> 0,11	<u>0,004</u> 0,025	<u>0,13</u> 0,08	<u>0,011</u> 0,060
Pbhc1ust	<u>0,18</u> 0,13	<u>0,001</u> 0,004	<u>0,15</u> 0,09	<u>0,002</u> 0,037
Pbmaxvar	<u>0,15</u> 0,10	<u>0,004</u> 0,018	<u>0,12</u> 0,07	<u>0,012</u> 0,054
Pbangprox	<u>0,16</u> 0,10	<u>0,002</u> 0,013	<u>0,14</u> 0,07	<u>0,004</u> 0,060
* Матриця географічних відстаней як керуюча змінна				

Фракція макроагрегатів переважає в агрегатній структурі досліджуваного ґрунту. Частка фракції мікроагрегатів дуже незначна. Серед мезоагрегатів здебільшого агрегати розміром 1–3 і 3–5 мм. Просторовий тренд описує 0,17–0,51 від загального рівня варіювання агрегатних фракцій у межах досліджуваного полігона. Найбільший компонент тренда характерний для фракції 0,25–0,5 мм, а найменший – для фракції розміром 1–3 мм. Високий діапазон значень варіабельності, що описується трендом, свідчить про різноманітність механізмів утворення агрегатів різних розмірів.

Параметр згладжування варіограми k варіює в діапазоні 0,71–1,48, що також підтверджує різну природу формування просторових патернів агрегатних фракцій. Між параметром згладжування k і радіусом впливу ϕ існує зворотна кореляція (коефіцієнт кореляції Спірмена –0,36).

Для залишків трендової моделі характерний високий ступінь просторової залежності, що засвідчують низькі значення параметра τ^2 .

Моделі просторового варіювання агрегатних фракцій отримані при обробці експериментальних даних “прямо”, без урахуван-

ня композитної природи даних показників. Як наслідок, отримане рішення не може претендувати на те, що у всіх точках сума фракцій буде дорівнювати 100 %. Для одержання математичної точності в оцінках частки агрегатних фракцій у всіх точках необхідно провести ізометричне лог-перетворення даних, потім виконати просторове моделювання для отриманих трансформованих змінних, а після виконати зворотну трансформацію даних.

Відзначимо, що існує декілька базисів для ортогональної лог-трансформації даних. Формально всі способи трансформації математично рівноцінні. Для вибору оптимального способу трансформації необхідно порівняти результати трансформації із зовнішнім маркером якості перетворення. У ролі такого маркера ми використали рівень кореляції матриць (тест Мантеля) мір відстані між дослідженими точками у просторі морфометричних показників кукурудзи та відстані у просторі трансформованих змінних. Обрано такий спосіб трансформації даних, у результаті якого виявляється найбільша кореляція матриць агрегатної структури та морфометричних ознак.

Як базиси трансформації розглянуті такі методи: базовий, балансовий, Pbhclus (генерує кластерний аналіз Варда частин композитних змінних, використовуючи як дистанцію між частинами матрицю варіацій), Pvmahvar (розбиває всі частини композитних змінних на дві групи після аналізу головних компонентів – ті, що характеризуються позитивними і негативними вагами; потім перевіряється кожний елемент, чи буде збільшуватися варіація результуючого балансу при його видаленні; вибирається рішення з найбільшим балансом), Pbangproх (кутова близькість до головних компонентів) [22].

Результати проведення тестів Мантеля представлені у табл. 2.

Отримані результати свідчать про те, що трансформація Pbhclus дає найбільшу кореляцію трансформованих даних з морфометричними показниками кукурудзи (табл. 2). Частковий тест Мантеля з матрицею географічних координат як керуючої змінної трохи нижчий порівняно з ординарним тестом. Це підтверджує, що додавання інформації про просторове розташування точок мало змінює рівень зв'язку між агрегатною структурою та морфометричними властивостями рослин. Отже, у просторовій варіабельності агрегатної структури ґрунту ключову роль відіграє його взаємозв'язок з рослинним покривом, тоді як інші не враховані фактори, “факто-

ри просторової природи”, відіграють значно меншу роль у варіабельності агрегатної структури. Такий характер залежності дозволяє цю варіабельність інтерпретувати саме як вплив агрегатної структури на стан посівів кукурудзи.

Кореляція з едафічними властивостями також робить обґрунтованим застосування лог-трансформації показників агрегатної структури за алгоритмом Pbhclus. Значимо, що рівень кореляції матриці морфологічних показників кукурудзи та матриці агрегатної структури набагато вищий, ніж кореляція з матрицею едафічних показників. Важливою особливістю є те, що частковий тест Мантеля з географічними координатами, як керуюча змінна, для матриці едафічних властивостей значно нижчий звичайного тесту. Це вказує, що наявність кореляції обумовлена спільною погодженою мінливістю комплексу едафічних властивостей, як агрегатної структури, так й інших показників. Така погодженість виникає як наслідок наявності загальної регулюючої динаміки едафічних показників причини. Отже, зв'язок між агрегатною структурою та едафічними показниками не є функціональним.

Матриця внесків змінних в обчислення лог-трансформованих змінних за обраним алгоритмом Pbhclus надає можливість скласти уявлення про природу нових змінних, які необхідні для їхньої інтерпретації (табл. 3).

3. Матриця внесків змінних в обчислення лог-трансформованих змінних за алгоритмом Pbhclus

Змінні, розмір фракцій, мм	Лог-трансформовані змінні						
	ilr1	ilr2	ilr3	ilr4	ilr5	ilr6	ilr7
>10	-0,71	-	-	-	-	0,50	0,35
7-10	0,71	-	-	-	-	0,50	0,35
5-7	-	-0,71	-	-	-	-0,50	0,35
3-5	-	0,71	-	-	-	-0,50	0,35
1-3	-	-	-0,71	-	0,50	-	-0,35
0,5-1	-	-	0,71	-	0,50	-	-0,35
0,25-0,5	-	-	-	-0,71	-0,50	-	-0,35
<0,25	-	-	-	0,71	-0,50	-	-0,35

4. Постеріорні байєсівські оцінки геостатистик агрегатної структури ґрунту для лог-трансформованих змінних за алгоритмом *Pbclust*

Змінна	Тренд (R^2)	κ	β			φ			σ^2			τ^2		
			Квантиль, %			Квантиль, %			Квантиль, %			Квантиль, %		
			50	2,5	97,5	50	2,5	97,5	50	2,5	97,5	50	2,5	97,5
ilr1	0,36	3,68	-0,65	-0,66	-0,64	0,20	0,10	0,45	0,00	0,00	0,01	0,05	0,01	0,32
ilr2	0,29	3,50	0,64	0,62	0,67	0,60	0,40	0,80	0,01	0,01	0,01	0,04	0,01	0,35
ilr3	0,50	3,54	2,24	2,22	2,25	0,40	0,10	0,60	0,01	0,00	0,01	0,05	0,01	0,34
ilr4	0,19	2,81	-0,66	-0,68	-0,63	0,50	0,15	0,65	0,01	0,01	0,02	0,06	0,01	0,38
ilr5	0,22	3,17	-0,10	-0,13	-0,07	0,60	0,40	0,70	0,01	0,01	0,02	0,03	0,01	0,30
ilr6	0,41	3,00	3,48	3,43	3,51	0,60	0,50	0,90	0,02	0,01	0,02	0,04	0,01	0,34
ilr7	0,34	2,58	0,98	0,93	1,03	0,20	0,10	0,50	0,05	0,03	0,07	0,05	0,01	0,37

Власне кажучи, структура ґрунту характеризується не одним коефіцієнтом структурності, як це прийнято в ґрунтознавстві, а декількома, які в сукупності становлять ортогональну трансформацію вихідних даних. Це означає, що трансформовані дані несуть всю інформацію, мають вихідні дані, але до того ж нові змінні мають математичні властивості, які надають можливість обґрунтовано їх застосовувати в статистичному аналізі. Як бачимо, із традиційним коефіцієнтом структурності мають найбільшу аналогію змінні *ilr1* і *ilr4*. Однак ці змінні окремо відбивають мінливість макроагрегатів (*ilr1*) і мікроагрегатів (*ilr4*). Змінні *ilr2* і *ilr3* чутливі до зміни співвідношень різних фракцій мезоагрегатів. В обчисленні змінних *ilr5* і *ilr6* беруть участь 4 фракції, а змінної *ilr7* – всі фракції. Ще раз варто підкреслити, що дана структура розрахунку похідних змінних найбільшою мірою чутлива як до варіабельності інших ґрунтових властивостей, так і варіації властивостей рослинного покриву на даній ділянці.

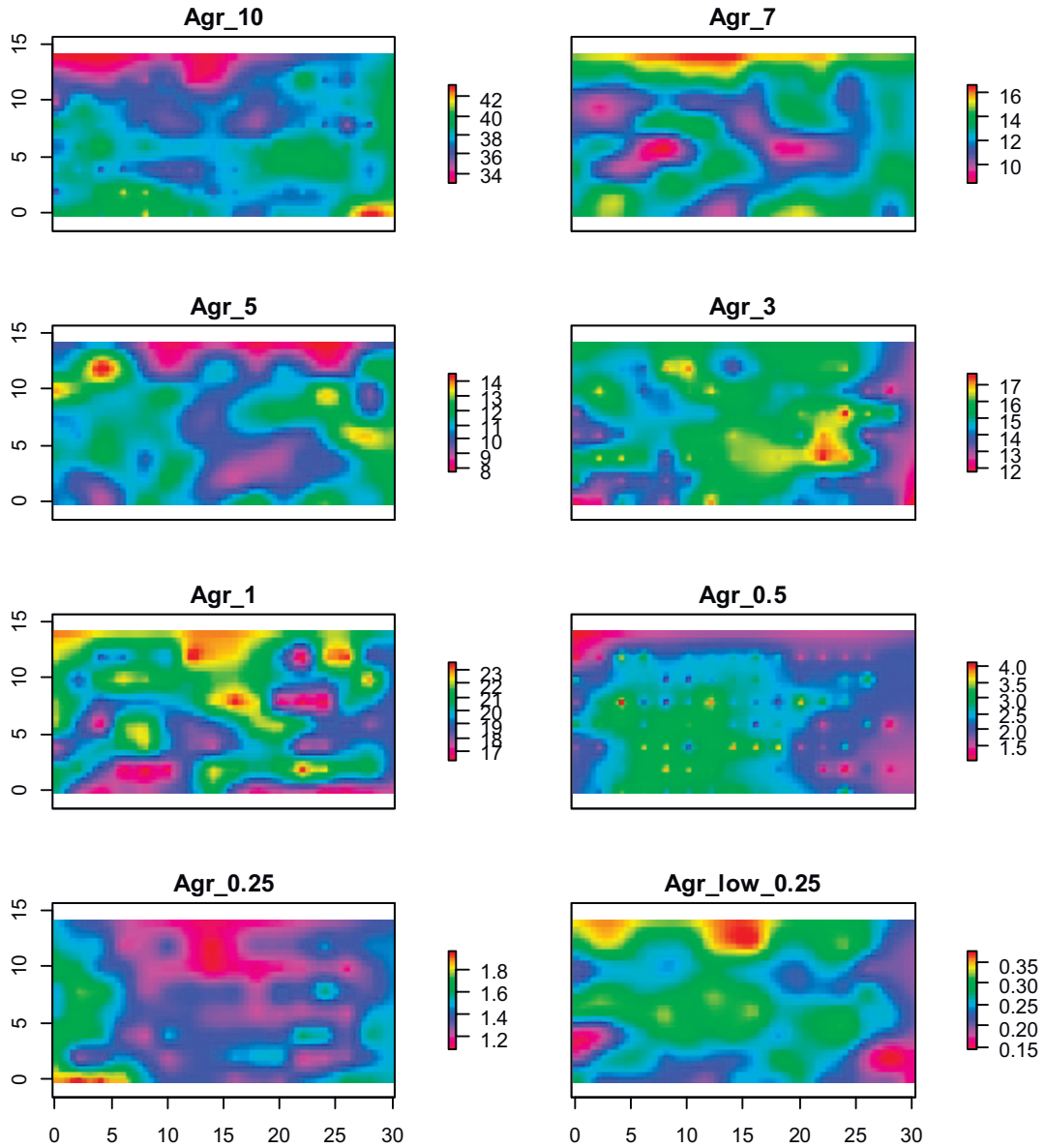
Кожна з лог-трансформованих змінних ϵ , по суті, окремим коефіцієнтом структурності ґрунту. Очевидно, що одиничний коефіцієнт структурності не в змозі повною мірою відобразити особливості варіабельності структурної організації ґрунту в просторі або в часі. Лог-трансформовані змінні можуть бути піддані геостатистичному аналізу (табл. 4) і просторовому моделюванню.

Прогнозовані просторові змінні можуть бути піддані зворотній трансформації, і тоді буде отримана модель варіювання композитних змінних. У сумі в кожній точці просторового прогнозу будемо одержувати величину, яка дорівнює 100 % (рисунок).

Лог-трансформовані змінні мають математичні властивості, які дозволяють їх використати як у геостатистичному, так і статистичному аналізі (табл. 5). Твердість ґрунту на різних глибинах корелює з лог-трансформованими змінними агрегатної структури. Цей зв'язок необхідно розглядати феноменологічно, що впливає з результатів, отриманих за допомогою часткового тесту Мантеля. Крім того, варто враховувати, що твердість вимірювали аж до 1 м глибини ґрунту, а агрегатний склад ґрунту вивчений тільки для поверхневого шару.

З вологістю ґрунту корелюють змінні *ilr3* і *ilr6*, із щільністю – *ilr1* і *ilr6*, з температурою – *ilr4* і *ilr6*. Таким чином, змінна *ilr6* найбільшою мірою детермінована едафічними показниками ґрунту з верхнього шару, а змінні *ilr2*, *ilr3* і *ilr7* – детерміновані показниками твердості ґрунту на різних глибинах.

Агрегатну структуру ми розглядаємо як фактор, що визначає морфологічні особливості рослин. Так, з лог-трансформованих змінних *ilr1* і *ilr6* корелюють з розмірами рослин (довжина та ширина стебла, кількість листків на рослині, об'єм стебла).



*Модель просторового варіювання агрегатних фракцій,
одержана шляхом зворотної трансформації
лог-трансформованих змінних*

5. Коефіцієнти кореляції едафічних, морфометричних показників кукурудзи та лог-трансформованих змінних (наведені тільки достовірні коефіцієнти кореляції для $p < 0,05$)

Показник	Лог-трансформовані змінні						
	ilr1	ilr2	ilr3	ilr4	ilr5	ilr6	ilr7
<i>Твердість ґрунту на глибині</i>							
0–5 см	-	-	-0,32	-	-	-	-0,33
5–10 см	-	-	-0,26	-	-	-	-0,28
10–15 см	-	-	-0,23	-	-	-	-0,20
15–20 см	-0,23	-	-	-	-	-	-
20–25 см	-	-	-0,20	-	-	-	-
25–30 см	-	-0,23	-	-	-	-	-
30–35 см	-	-	-	-	-	-	-
35–40 см	-	-	-	-	-	-	-
40–45 см	-	-	-	-	-	-	-0,23
45–50 см	-	-	-	-	-	-	-0,33
50–55 см	-	-	-	0,25	-	-	-
55–60 см	-	0,22	-	0,19	-	-	-0,24
60–65 см	-	0,25	-	-	-	-	-
65–70 см	-	0,21	-	-	-	-	-0,19
70–75 см	-	-	-	-	-	-	-
75–80 см	-	-	-	0,20	-	0,22	-
80–85 см	-	-	-	-	-	-	-
85–90 см	-	-	-	-	-	-	-
90–95 см	-	-	-	-	-	-	-
95–100 см	-	-	-	-	-	-	-
<i>Едафічні властивості</i>							
Вологість, %	-	-	0,24	-	-	-0,25	-
Щільність, г/см ³	-0,27	-	-	-	-	0,23	-
Електропровідність, дСм/м	-	-	-	-	-	-	-
Температура ґрунту, °С	-	-	-	-0,32	-	-0,21	-
<i>Щільність стояння та морфометричні показники кукурудзи</i>							
Густота стояння, екз. /м ²	-	-	-	-	-0,15	-	-
Висота стебла, см	0,35	0,19	0,28	-0,29	0,13	-0,42	-
Ширина стебла, см	0,19	-	0,27	-0,36	-	-	-
Кількість листків, шт	0,21	-	-	-	-	-0,29	-
Довжина листка, см	-	-	-	-0,35	-	-	-
Ширина листка, см	-	-	0,41	-0,55	-	-	-
Питома площа листової поверхні, м ² /м ²	-	-	0,23	-0,23	-0,13	-0,21	-
Об'єм стебла, см ³	0,27	-	0,28	-0,36	-	-0,29	-

З розмірами рослини та у надзвичайно високому ступені з розмірами листків корелюють змінні $ilr3$ і $ilr4$. Із щільністю стояння рослин корелює змінна $ilr5$. Змінна

$ilr2$ корелює тільки з довжиною стебла кукурудзи, а змінна $ilr7$ не має достовірних кореляційних зв'язків з морфометричними показниками кукурудзи.

Висновки

1. Агрегатна структура ґрунту описується показниками, які належать до категорії композитних змінних, тобто таких, які в сумі завжди становлять фіксоване число (у нашому випадку 100 %). Математичні властивості композитних змінних істотно обмежують можливість різного типу математичних дій, у тому числі статистичного аналізу, над даними за агрегатною структурою ґрунту.

2. Для застосування статистичних та інших математичних методів аналізу даних агрегатної структури ці дані повинні бути попередньо трансформовані. Класичний коефіцієнт структурності ґрунту найближчий за ідеологією до трансформованих змінних, але його математична форма не повною мірою відповідає вимогам подальших статистичних процедур, тому що є певною мірою довільною.

3. У літературі існують різні варіанти базисів ортогональної лог-трансформації даних, але немає екологічно обґрунтованих критеріїв для їх вибору. Для вибору найкращого базису трансформації запропонований метод порівняння матриць результатів трансформації з матрицями едафічних властивостей або матрицями морфометричних показників рослин. Оптимальне рішення являє такий базис, що дає кращу кореляцію з матрицями зовнішніх стосовно композитної змінної властивостей.

4. Ординарний і частковий тести Мантеля дозволили встановити, що варіювання агрегатної структури ґрунту є причиною мінливості морфометричних показників кукурудзи з посівів, що перебувають на даному ґрунті. У свою чергу кореляція агрегатної структури з іншими едафічними властивостями є наслідком їх погодженої мінливості в силу єдності ґрунту як природно-історичного тіла.

Бібліографія

1. Гончаров В.М. Оценка структуры почвы / В.М. Гончаров // Теории и методы физики почв / Под ред. У.В. Шеина и Л.О. Карпачевского. – М.: “Гриф и К”, 2007. – С. 97–99.

2. Пространственная агроэкология и рекультивация земель: монография / Демидов А.А., Кобец А.С., Грицан Ю.И., Жуков А.В. – Днепропетровск: Изд-во “Свидлер А.Л.”, 2013. – 560 с.

3. Демидов А.А. Пространственная вариабельность агрегатного состава техноземов / А.А. Демидов, Ю.И. Грицан, А.В. Жуков // Вісник Дніпропетровського державного аграрного університету. – 2010. – № 2. – С. 11–19.

4. Байесовский подход для оценки гетерогенизации пространственного распределения почвенных свойств / А.В. Жуков, Е.В. Андрусевич, А.Ю. Покуса, Е.В. Ланко // Acta Biologica Sibirica. – 2015. – № 3–4. – С. 76–91.

5. Жуков А.В. Оценка пространственной зависимости морфометрических характеристик

кукурузы (*Zea mays* L.) от эдафических свойств / А.В. Жуков, К.В. Андрусевич // Acta Biologica Sibirica. – 2015. – № 3–4. – С. 24–41.

6. Жуков А.В. Агрегатная структура техноземов Никопольского марганцеворудного бассейна / А.В. Жуков, Г.А. Задорожная, И.В. Лядская // Біологічний вісник МДПУ ім. Б. Хмельницького – 2013. – Том 3, № 3. – С. 287–316.

7. Медведев В.В. Структура почвы / В.В. Медведев. – Харьков. – 2008. – 406 с.

8. Aitchison J. The statistical analysis of compositional data / J. Aitchison. – London: Chapman and Hall. – 1986. – 416 p.

9. Anderson A.N. Applications of fractals to soil studies / A.N. Anderson, A.B. McBratney, J.W. Crawford // Advances in Agronomy. – 1998. – Vol. 63. – P. 1–76.

10. Angers D.A. Aggregate stability to water / D.A. Angers, M.S. Bullock, G.R. Mehuys; editors by Carter M.R., Gregorich E.G. Soil sampling and methods of analysis. – [2nd Ed.]. – Canadian So-

- ciety of Soil Science, CRC Press, Boca Raton, FL. – 2008. – P. 811–819.
11. *Bos H.J.* Morphological analysis of leaf growth of maize: responses to temperature and light intensity / *H.J. Bos, H. Tijani-Eniola, P.C. Struik* // Netherlands Journal of Agricultural Science. – 2000. – Vol. 48. – P. 181–198.
12. *Butler A.* Statistical methods for environmental risk assessment. Compositional data module / *A. Butler, S. Bierman, G. Marion* // Biomathematics and Statistics Scotland, The University of Edinburgh, James Clerk Maxwell Building, The King's Buildings, Edinburgh EH9 3JZ. – 2005. (<http://www.bioss.ac.uk/staff.html>).
13. *Cambardella C.A.* Aggregation and organic matter / *C.A. Cambardella*; editor by *Lal R.* // Encyclopedia of Soil Science. Taylor and Francis, Boca Raton, FL. – 2006. – P. 52–55.
14. Are power laws that estimate fractal dimension a good descriptor of soil structure and its link to soil biological properties? / *T. Caruso, E.K. Barto, M. R.K. Siddiky, J. Smigelski, M.C. Rillig* // Soil Biology and Biochemistry. – 2011. – Vol. 43. – P. 359–366.
15. *Egozcue J.J.* Groups of parts and their balances in compositional data analysis / *J.J. Egozcue, V. Pawlowsky-Glahn* // Mathematical Geology. – 2005. – Vol. 37. – P. 795–828.
16. *Larney F.J.* Dry-aggregate size distribution / *F.J. Larney*; editors by *Carter M.R., Gregorich E.G.* // Soil sampling and methods of analysis. – [2nd Ed.]. – Canadian Society of Soil Science, CRC Press, Boca Raton, FL. – 2008. – P. 821–883.
17. *Maddoni G.A.* Intra-specific competition in maize: Early establishment of hierarchies among plants affects final kernel set / *G.A. Maddoni, M.E. Otegui* // Field Crops Res. – 2004. – Vol. 85. – P. 1–13.
18. *Mandelbrot B.B.* The fractal geometry of nature / *B.B. Mandelbrot*. – New York: W.H. Freeman and Company. – 1983. – 468 p.
19. *Odeh I.* Spatial Prediction of Soil Particle-Size Fractions As Compositional Data / *I. Odeh, A. Todd, J. Triantafyllis* // Soil Science. – 2003. – Vol. 168, № 7. – P. 501–515.
20. Compositional analysis for an unbiased measure of soil aggregation / *L Parent, C. de Almeida, A. Hernandez, J.J. Egozcue, C. Gülsler, M.A. Bolinder, T.Kätterer, O. André, S.E. Parent, F. Anctil, J.F. Centurion, W. Natale* // Geoderma. – 2012. – Vol. 179–180. – P. 123–131.
21. Fractal and compositional analysis of soil aggregation / *L.E. Parent, S.-E. Parent, T. Kätterer, J.J. Egozcue* // Proceedings of the 4th International Workshop on Compositional Data Analysis. Codawork 2011, San Feliu de Guixols, Spain, May 9–13. – 2011. – P. 1–14.
22. *Pawlowsky-Glahn V.* Principal balances to analyse the geochemistry of sediments / *V. Pawlowsky-Glahn, J.J. Egozcue, R. Tolosana-Delgado* // 2011 Annual Conference of the International Association for Mathematical Geosciences, Proceedings, September 5–9. – 2011. – P. 1–10.
23. *Pearson K.* Mathematical contributions to the theory of evolution. On a form of spurious correlation which may arise when indices are used in the measurement of organs / *K. Pearson* // Proceedings of the Royal Society of London. – LX, 1897. – P. 489–502.
24. *Rieu M.* Fractal fragmentation, soil porosity, and soil water properties: I. Theory / *M. Rieu, G. Sposito* // Soil Science Society of America Journal. – 1991. – Vol. 55. – P. 1231–1238.
25. *Thomas C.W.* Log-ratios and geochemical discrimination of Scottish Dalradian limestones: a case study / *C.W. Thomas, J. Aitchison*; editors by *A. Buccianti, G. Mateu-Figueras, V. Pawlowsky-Glahn* // Compositional data analysis in the geosciences: from theory to practice. Geological Society, London, Special Publication. – 2006. – Vol. 264. – P. 25–41.
26. *Tisdall J.M.* Organic matter and water-stable aggregates in soils / *J.M. Tisdall, J.M. Oades* // Journal of Soil Science. – 1982. – Vol. 33. – P. 141–163.
27. *Turcotte D.L.* Fractals in geology and geophysics / *D.L. Turcotte* // Pure and Applied Geophysics. – 1989. – Vol. 131. – P. 171–196.
28. *Turcotte D.L.* Fractals and fragmentation / *D.L. Turcotte* // Journal of Geophysical Research. – 1986. – Vol. 91, B2. – P. 1921–1926.
29. *Van Bavel C.H.M.* Mean weight diameter of soil aggregates as a statistical index of aggregation / *C.H.M. Van Bavel* // Soil Science Society of America Proceedings. – 1949. – Vol. 14. – P. 20–23.

Рецензент – доктор сільськогосподарських наук,
професор **Ю.І. Грицан**