

<sup>1</sup>Жуков А. В., <sup>2</sup>Андрусевич Е. В., <sup>2</sup>Лапко Е. В., <sup>2</sup>Сиротина В. О.

## ГЕОСТАТИСТИЧЕСКОЕ ОЦЕНИВАНИЕ АГРЕГАТНОЙ СТРУКТУРЫ ПОЧВЫ КАК КОМПОЗИТНОЙ ПЕРЕМЕННОЙ

<sup>1</sup>Днепропетровский национальный университет имени Олеся Гончара, Украина

<sup>2</sup>Днепропетровский государственный аграрно-экономический университет, Украина

E-mail: [zhukov\\_dnepr@rambler.ru](mailto:zhukov_dnepr@rambler.ru)

В статье рассмотрены подходы для статистического оценивания композитных переменных. Агрегатная структура почвы описывается показателями, которые относятся к категории композитных переменных, т.е. таких, которые в сумме всегда составляют фиксированное число (в нашем случае это 100 %). Математические свойства композитных переменных существенно ограничивают возможность различного типа математических действий, в том числе статистического анализа, над данными по агрегатной структуре почвы. Для применения статистических и других математических методов анализов данных агрегатной структуры эти данные должны быть предварительно трансформированы. Классический коэффициент структурности почвы наиболее близок по идеологии к трансформированным переменным, но его математическая форма не в полной мере отвечает требованиям дальнейших статистических процедур, так как является в некоторой степени произвольной. В литературе существуют различные варианты базисов ортогональной лог-трансформации данных, но нет экологически обоснованных критериев для их выбора. Для выбора наилучшего базиса трансформации нами предложен метод сравнения матриц результатов трансформации с матрицами эдафических свойств либо матрицами морфометрических показателей растений. Оптимальное решение представляет такой базис, который дает лучшую корреляцию с матрицами внешних по отношению к композитной переменной свойств. Ординарный и частный тесты Мантеля позволили установить, что варьирование агрегатной структуры почвы является причиной изменчивости морфометрических показателей кукурузы из посевов, находящихся на данной почве. В свою очередь корреляция агрегатной структуры с прочими эдафическими свойствами является следствием их согласованной изменчивости в силу единства почвы как естественно-исторического тела.

*Ключевые слова:* композитные переменные, лог-трансформация, агрегатная структура, почвенные свойства.



<sup>1</sup>Zhukov A.V., <sup>2</sup>Andrusevich K.V., <sup>2</sup>Lapko K. V., <sup>2</sup>Sirotina V. O.

**GEOSTATISTICAL ESTIMATION OF SOIL AGGREGATE STRUCTURE  
AS A COMPOSITE VARIABLE**

<sup>1</sup>*Oles Honchar Dnepropetrovsk National University, Ukraine*

<sup>2</sup>*Dnepropetrovsk State Agrarian and Economic University, Ukraine*

*E-mail: zhukov\_dnepr@rambler.ru*

In article approaches for statistical estimation of composite variables are considered. The soil aggregate structure is described by indicators which concern a category composite variable, i.e. such which in the sum always compound the fixed number (in our case it is 100 %). Mathematical properties of composite variables is essential confine possibility of various types of mathematical actions, including statistical analysis, over the data on soil aggregate structure. For application of statistical and other mathematical methods of analysis of the data of aggregate structure this data should be preliminary transformed. The classical soil structure coefficient is closest on ideology to the transformed variables, but its mathematical form not to the full meets the requirements of the further statistical procedures as is somewhat arbitrary. In the literature there are various variants of bases of orthogonal log-transformation of the data, but there are no ecologically well-founded criteria for their choice. For a choice of the best basis of transformation we offer a method of comparison of transformation results with edaphic properties matrixes or matrixes of plants morphometry. The optimum decision represents such basis which gives the best correlation with matrix external in relation to a composite variable of properties. Ordinary and partial Mantel tests have allowed to establish that the variation of aggregation structure is at the bottom of variability morphometric indicators of corn from the sowings which are on given bedrock. In turn correlation of aggregation structure with other edaphic properties is a consequence of their co-ordinated variability owing to unity of soil as is natural-historical body.

*Keywords: composite variables, log-transformation, aggregation structure, soil properties.*

<sup>1</sup>Жуков О. В., <sup>2</sup>Андрусевич К. В., <sup>2</sup>Лапко К. В., <sup>2</sup>Сіротина В. О.

### ГЕОСТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ АГРЕГАТНОЇ СТРУКТУРИ ҐРУНТУ ЯК КОМПОЗИТНОЇ ЗМІННОЇ

<sup>1</sup>Дніпропетровський національний університет імені Олеся Гончара, Україна

<sup>2</sup>Дніпропетровський державний аграрно-економічний університет, Україна

E-mail: [zhukov\\_dnepr@rambler.ru](mailto:zhukov_dnepr@rambler.ru)

У статті розглянуті підходи для статистичного оцінювання композитних змінних. Агрегатна структура ґрунту описується показниками, які належать до категорії композитних змінних, тобто таких, які в сумі завжди становлять фіксоване число (у нашому випадку це 100 %). Математичні властивості композитних змінних істотно обмежують можливість різного типу математичних дій, у тому числі статистичного аналізу, над даними за агрегатною структурою ґрунту. 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 трансформованим змінних, але його математична форма не повною мірою відповідає вимогам подальших статистичних процедур, тому що є певною мірою довільною. У літературі існують різні варіанти базисів ортогональної лог-трансформації даних, але немає екологічно обґрунтованих критеріїв для їх вибору. Для вибору найкращого базису трансформації нами запропонований метод порівняння матриць результатів трансформації з матрицями едафічних властивостей або матрицями морфометричних показників рослин. Оптимальне рішення представляє такий базис, що дає кращу кореляцію з матрицями зовнішніх стосовно композитної змінної властивостей. 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 природничо-історичного тіла.

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



Почвенные агрегаты – это ансамбль тесно упакованных частиц песка, ила, глины и органических частиц (Cambardella, 2006). Процесс почвенной агрегации приводит к образованию микроагрегатов (размером менее 0,25 мм), мезо- (0,25–10 мм) и макроагрегатов (более 10 мм) (Tisdall, Oades, 1982; Медведев, 2008). Количественно процесс агрегации может быть оценен по распределению количества агрегатных фракций (Вадюнина, Корчагина, 1986; Гончаров, 2007; Angers et al., 2008; Larney, 2008). Распределение количества фракций в интегральной форме может быть представлено с помощью коэффициента структурности почвы (Гончаров, 2007), средневзвешенного диаметра (*mean weight diameter* – MWD) (Van Bavel, 1949; Гончаров, 2007), или фрактальной размерности (Rieu, Sposito, 1991).

MWD – это мера почвенной агрегации, рассчитанная на основе нескольких весьма широких фракций, которые охватывают весьма малую часть почвенной структурной сложности. Потеря информации, вследствие огрубления оценок после интегрирования распределения фракции-размеры в виде MWD, приводит к смещению в направлении более крупных размерных фракций (Cambardella, 2006; Caruso et al., 2011). Поэтому почвенные экологии по прежнему полагаются на отдельные агрегатные категории для описания распределения агрегатных фракций (Caruso et al., 2011) для того, чтобы получить высокоразмерную и детальномасштабную интерпретацию данных (Parent et al., 2011).

Фрактальная модель является лог-распределением агрегатных фракций, которая описывает кластеризацию, фрагментацию и хрупкость геологических материалов (Turcotte, 1986, 1989). Фрактал рассматривается как независимый от масштаба объект (Anderson et al., 1998). Фрактальная размерность ( $D_s$ ) может быть оценена на наклону линии, которая описывает зависимость между кумулятивным числом частиц и размером частицы (Mandelbrot, 1983). Так как массивные фракталы, такие как почвенные агрегаты, являются пористыми объектами, у которых неравномерное, но самоподобное и самоаффинное распределение внутренней массы (т.е. плотность уменьшается при увеличении размеров агрегата), то фрактальная размерность массивного фрактала ( $D_m$ ) вычисляется исходя из отношений между плотностью агрегатов и их числом (Anderson et al., 1998).

Техника композитного анализа данных может быть применена для интеграции распределения агрегатов в синтетические индексы, которые могли бы нести информацию о тонких особенностях структуры. Агрегатные фракции являются композитами, так как в сумме составляют 100 %. Всегда как минимум одна фракция является избыточной, которая вызывает появление ложной корреляции. Осведомленность о проблеме статистического анализа композитных данных восходит к статье Карла Пирсона (Pearson, 1897), название которой начинается словами: «О формах ложной корреляции ...».

Тривиальным случаем является двух-компонентная система, в которой коэффициент корреляции между изменяющимися компонентами всегда будет точно  $-1$ , так как любое изменение в одной компоненте влечет точно такое же изменение в другой компоненте (Thomas, Aitchison, 2006). Так как некоррелированные пропорции не являются обязательно независимыми ввиду вырожденности композитных систем, поэтому корреляции между пропорциями очень сложно интерпретировать (Butler et al., 2005). Кроме того, композитные данные имеют ненормальное распределение по определению, так находятся в диапазоне от 0 до 100 %, тогда как случайно распределенная величина должна быть распределена от  $-\infty$  до  $+\infty$  (Parent et al., 2011). Нормальный закон распределения Гаусса не может быть применен к распределению композитных переменных, так как не возможно отрицательное значение фракции, или доля, превышающая 100 %. В результате, статистические процедуры, которые основаны на предположении о нормальном законе распределения случайной величины, такие как регрессионный, корреляционный, одиночные и множественные статистические анализы, в большинстве случаев приводят к ошибочным выводам (Butler et al., 2005). Это объясняет тот факт, что применение интерполяции на основе кригинга предварительно не трансформированных данных дает прогнозы композитных переменных, которые в сумме не всегда дают фиксированное число. Кригинг предварительно трансформированных данных либо композитный кригинг дают значительно лучшие результаты (Odeh et al., 2003).

Логарифмические отношения, которые могут принимать любые реальные значения, способны отобразить композитные данные в реальное евклидово пространство, в котором могут применяться Гауссовы законы (Aitchison, 1986). Применение специального последовательного бинарного разбиения (*sequential binary partition* – SBP)  $D$  фракций с ортонормальным базисом дает возможность изометрическому лог-отношению (*isometric log ratio* – *ilr*) композитных переменных отобразить процесс агрегации и фрагментации в  $D-1$  измерениях без потери информации (Egozcue, Pawlowsky-Glahn, 2005). В исследованиях агрегатной структуры почв последовательное бинарное разбиение должно отражать ключевые биологические, химические и физические свойства, которые определяют формирование агрегатов (Parent et al., 2011). Изометрическая лог-трансформация (*ilr*) является специальным случаем лог-трансформации без потери исходной информации в силу её ортогональности (Egozcue, Pawlowsky-Glahn, 2005).

Агрегатная структура является важным генетическим свойством почвы, которое определяет её плодородие (Медведев, 2008). Показано, что агрегатная структура почвы является информативным показателем для описания пространственной вариабельности свойств технозёмов (Демидов и др., 2010; 2013; Жуков и др., 2013).



Целью работы является разработать подходы для оптимальной ортогональной лог-трансформации данных по агрегатной структуре почвы для дальнейшей их геостатистической обработки и выявлению причин варьирования агрегатной структуры и роли этого процесса в формировании условий жизни растений.

### МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

На сельскохозяйственном поле (Днепропетровская область, Синельниковский район, окрестность с. Веселое, 48°21'27.25"С, 35°31'53.88"В) был заложен полигон, который представлен 7 трансектами по 15 пробных участков в каждой.

Агрегатную структуру оценили методом сухого просеивания по Савинову, плотность почвы – по Качинскому, влажность почвы – весовым методом (Вадюнина, Корчагина, 1986).

Измерение твердости почв производились в полевых условиях с помощью ручного пенетromетра Eijkelkamp на глубину до 100 см с интервалом 5 см. Средняя погрешность результатов измерений прибора составляет  $\pm 8\%$ . Измерения производились конусом с размером поперечного сечения 2 см<sup>2</sup>. В пределах каждой точки измерения твердости почвы производились в однократной повторности.

Расстояние между пробными участками составляет 2 м. В пределах каждого участка случайным образом выбирались 6 растений, которые подвергались измерениям. Координаты этих растений фиксировались относительно локальной системы координат. У растений измерялись высота стебля, число листьев, длина и ширина листа, ширина стебля на высоте, равной половине высоты растения. На каждом растении производились измерения медианного листа (по счету от первого). Точность измерения высоты растений составила 1 см, диаметра стебля, длины и ширины листа – 1 мм.

В ряду растений кукурузы длиной 1 м производился подсчет растений  $N$  и с учетом расстояния между рядами  $d$  (в метрах) вычислялась густота стояния:

$$PD = N / d,$$

где  $PD$  – густота стояния растений, экз./м<sup>2</sup>,  $N$  – число растений в ряду длиной 1 м; интервал между рядами, м.

Площадь поверхности листа кукурузы была установлена по формуле:

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

где  $W$  – максимальная ширина листа;  $L$  – длина листа;  $k$  – фактор формы, который варьирует в пределах 0,67–0,71 (Bos et al., 2000).

Удельная площадь листовой поверхности была вычислена следующим образом:

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

где  $LS$  – удельная площадь листовой поверхности, м<sup>2</sup>/м<sup>2</sup>;  $Nm$  – число листьев на одном растении;  $PD$  – густота стояния растений.



Объем стебля кукурузы вычисляли следующим образом (Maddonni, Otegui, 2004):

$$St\_V = \pi \cdot St\_L \cdot (0,5 \cdot St\_D)^2,$$

где  $St\_V$  – объем стебля,  $St\_L$  – высота стебля,  $St\_D$  – высота стебля на уровне, равному половине высоты стебля.

На основании измерений морфологических признаков растений кукурузы были рассчитаны производные индексы. Индексы представляют собой отношения логарифмов величин, которыми индексы названы. Так, индекс  $St\_D/St\_L$  равен  $\log(St\_D)/\log(St\_L)$ . Формулы прочих индексов следуют по аналогии. Описательные статистики получены с помощью программы Statistica 7.0. Отображение пространственного варьирования признаков выполнено с помощью программ ArcMap 10.0 и Surfer 11.0. Детали байесовского подхода для оценки геостатистических показателей обсуждаются в работе Жуков а и соавт. (2015). Статистический анализ композитный данных проведен с помощью библиотеки Compositions программной оболочки Project R.

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Байесовское оценивание позволяет получить оценки как статистических, так и геостатистических характеристик варьирования агрегатных фракций (табл. 1).

**Таблица 1. Постериорные байесовские оценки геостатистик агрегатной структуры почвы (в % фракций размером, мм)**

Фракции, мм	Тренд ( $R^2$ )	$\kappa$	$\beta$			$\phi$			$\sigma^2$			$\tau^2$		
			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

**Условные обозначения:**  $R^2$  – доля дисперсии, описываемой трендом третьего порядка;  $\kappa$  – параметр сглаживания;  $\beta$  – среднее;  $\sigma^2$  – пространственная вариация (частичный порог);  $\tau^2$  – отношение нагет-вариации и пространственной вариации;  $\phi$  – радиус влияния.

Фракция макроагрегатов преобладает в агрегатной структуре изучаемой почвы. Доля фракции микроагрегатов очень незначительна. Среди мезоагрегатов преобладают агрегаты размером 1–3 и 3–5 мм. Пространственный тренд описывает 0,17–0,51 от общего уровня варьирования агрегатных фракций в пределах изучаемого полигона. Наибольшая компонента тренда характерна для фракции 0,25–0,5 мм, а наименьшая – для

фракции размером 1–3 мм. Значительный диапазон значений вариабельности, которая описывается трендом, свидетельствует о разнородности механизмов образования агрегатов различных размеров.

Параметр сглаживания вариограммы  $k$  варьирует в диапазоне 0,71–1,48, что также свидетельствует о различной природе формирования пространственных паттернов агрегатных фракций. Между параметром сглаживания  $k$  и радиусом влияния  $\phi$  существует обратная корреляция (коэффициент корреляции Спирмена 0,36). Для остатков трендовой модели характерна высокая степень пространственной зависимости, о чем говорят низкие значения параметра  $\tau^2$ . Пространственное варьирование содержания агрегатных фракций представлено на рис. 1.

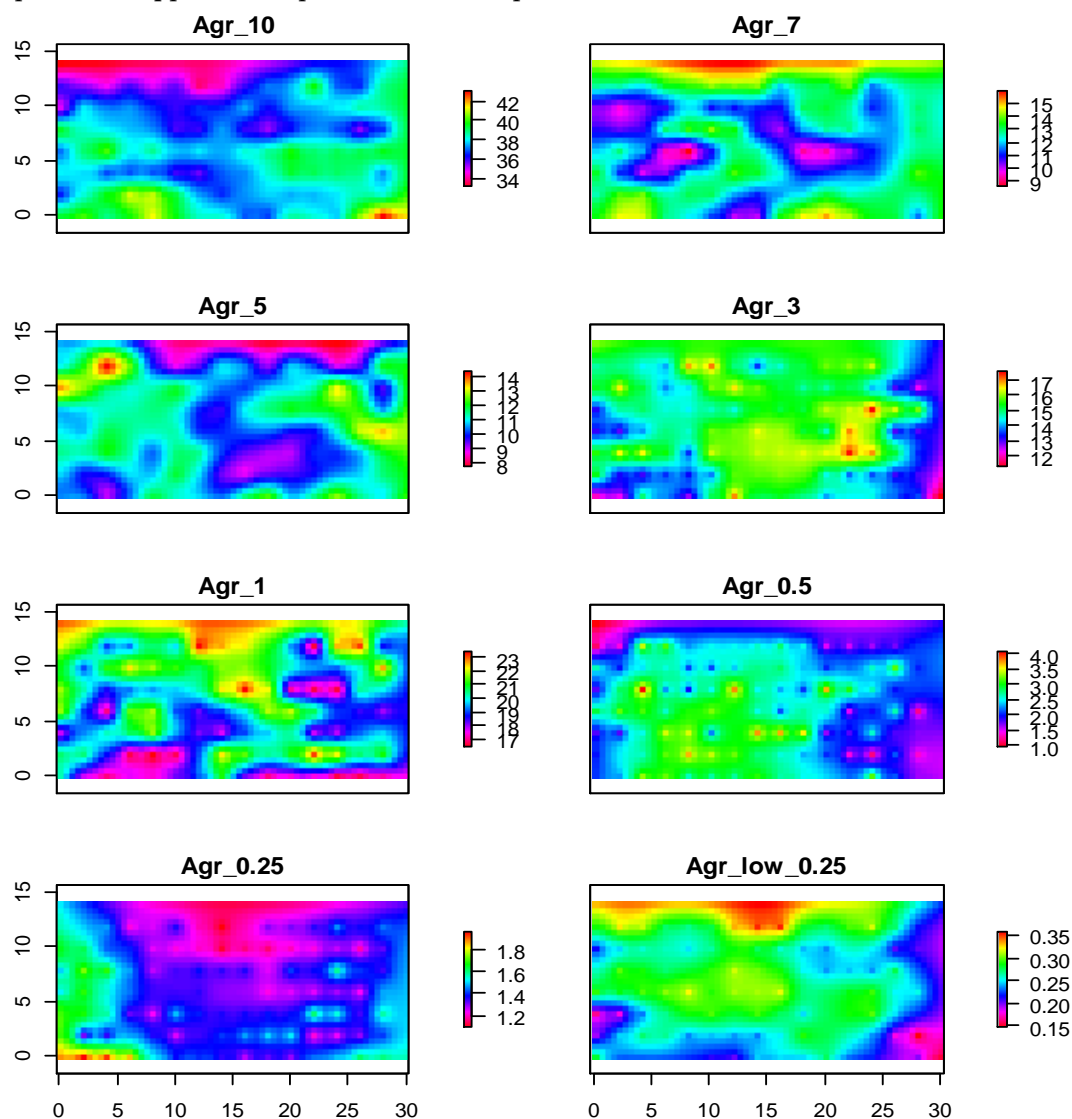


Рис. 1. Предсказанный уровень пространственной вариабельности агрегатных фракций (в %)



Представленные модели пространственного варьирования агрегатных фракций получены при обработке экспериментальных данных «впрямую», без учета композитной природы данных показателей. Как следствие, полученное решение не может претендовать на то, что во всех точках сумма фракций будет равна 100 %. Для получения математической точности в оценках доли агрегатных фракций во всех точках мы должны провести изометрическое лог-преобразование данных, затем выполнить пространственное моделирование для полученных трансформированных переменных, а после провести обратную трансформацию данных.

Необходимо отметить, что существует несколько оснований для ортогональной лог-трансформации данных. Формально, все способы трансформации математически равноценные. Для выбора оптимального способа трансформации необходимо сравнить результаты трансформации с внешним маркером качества преобразования. В роли такого маркера мы использовали уровень корреляции матриц (тест Мантеля) мер расстояния между исследованными точками в пространстве морфометрических показателей кукурузы и расстояния в пространстве трансформированных переменных. Выбран такой способ трансформации данных, в результате которого оказывается наибольшая корреляция матриц агрегатной структуры и морфометрических признаков.

**Таблица 2. Тест Мантеля между матрицей, полученной после лог-трансформации композитных данных по агрегатному составу почвы и матрицами морфометрических расстояний кукурузы и эдафических свойств**

Базисы трансформации	Тест Мантеля	p-уровень	Частный тест Мантеля*	p-уровень
<i>Морфометрические расстояния кукурузы</i>				
Базовый	0,14	0,001	0,12	0,009
Балансовый	0,15	0,004	0,13	0,011
Pbhclust	<b>0,18</b>	0,001	<b>0,15</b>	0,002
Pbmaxvar	0,15	0,004	0,12	0,012
Pbangprox	0,16	0,002	0,14	0,004
<i>Эдафические свойства</i>				
Базовый	0,11	0,004	0,08	0,034
Балансовый	0,11	0,025	0,08	0,060
Pbhclust	<b>0,13</b>	0,004	<b>0,09</b>	0,037
Pbmaxvar	0,10	0,018	0,07	0,054
Pbangprox	0,10	0,013	0,07	0,060

*Примечание* – \* матрица географических расстояний в качестве управляющей переменной



В качестве базисов трансформации рассмотрены следующие методы: базовый, балансовый, Pbhclus (генерирует кластерный анализ Варда частей композитных переменных, используя в качестве дистанции между частями матрицу вариаций), Pbmahvar (разбивает все части композитных переменных на две группы после анализа главных компонент – те, которые характеризуются позитивными весами и те, которые характеризуются негативными весами; затем проверяется каждый элемент, будет ли увеличиваться вариация результирующего баланса при его удалении; выбирается решение с наибольшим балансом), Pbangproх (угловая близость к главным компонентам) (Pawlowsky-Glahn et al., 2011). Результаты проведения тестов Мантеля представлены в табл. 2.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что трансформация Pbhclust дает наибольшую корреляцию трансформированных данных с морфометрическими показателями кукурузы. Частный тест Мантеля с матрицей географических координат в качестве управляющей переменной несколько ниже значений для ординарного теста, что свидетельствует о том, что добавление информации о пространственном расположении точек мало изменяет уровень связи между агрегатной структурой и морфометрическими свойствами растений.

Таким образом, в пространственной вариабельности агрегатной структуры почвы ключевую роль играет его взаимосвязь с растительным покровом, тогда как прочие не учтенные факторы, которые собирательно обозначаются как «факторы пространственной природы», играют значительно меньшую роль в вариабельности агрегатной структуры. Такой характер зависимости позволяет её интерпретировать именно как влияние агрегатной структуры на состояние посевов кукурузы.

Корреляция с эдафическими свойствами также делает обоснованным применение лог-трансформации показателей агрегатной структуры по алгоритму Pbhclust. Следует отметить, что уровень корреляции с матрицей морфологических показателей кукурузы и матрицы агрегатной структуры гораздо выше, чем корреляция с матрицей эдафических показателей. Важно особенностью является то, что частный тест Мантеля с географическими координатами в качестве управляющей переменной для матрицы эдафических свойств значительно ниже обычного теста.

Это говорит о том, что наличие корреляции обусловлено совместной согласованной изменчивостью комплекса эдафических показателей, как агрегатной структуры, так и прочих. Эта согласованность возникает как следствие наличия общей регулирующей динамику эдафических показателей причины. Таким образом, связь между агрегатной структурой и эдафическими показателями не является функциональной.

Матрица вкладов переменных в вычисление лог-трансформированных переменных по выбранному алгоритму Pbhclust дает возможность составить представление о природе новых переменных, что необходимо для их интерпретации (табл. 3).

**Таблица 3. Матрица вкладов переменных в вычисление лог-трансформированных переменных по алгоритму Pbhclust**

Переменные	Лог-трансформированные переменные						
	ilr1	ilr2	ilr3	ilr4	ilr5	ilr6	ilr7
>10	-0,71	–	–	–	–	0,50	0,35
7	0,71	–	–	–	–	0,50	0,35
5	–	-0,71	–	–	–	-0,50	0,35
3	–	0,71	–	–	–	-0,50	0,35
1	–	–	-0,71	–	0,50	–	-0,35
0.5	–	–	0,71	–	0,50	–	-0,35
0.25	–	–	–	-0,71	-0,50	–	-0,35
<0.25	–	–	–	0,71	-0,50	–	-0,35

По существу, структура почвы характеризуется не одним коэффициентом структурности, как это принято в почвоведении, а несколькими, которые в совокупности составляют ортогональную трансформацию исходных данных. Это значит, что трансформированные данные несут всю информацию, которую имеют исходные данные, но к тому же новые переменные обладают математическими свойствами, которые дают возможность обоснованно их применять в статистическом анализе. Как мы видим, с традиционным коэффициентом структурности имеют наибольшую аналогию переменные *ilr1* и *ilr4*. Однако эти переменные отдельно отражают изменчивость макроагрегатов (*ilr1*) и микроагрегатов (*ilr4*). Переменные *ilr2* и *ilr3* чувствительны к изменению соотношений различных фракций мезоагрегатов, В вычислении переменных *ilr5* и *ilr6* принимают участие 4 фракции, а переменной *ilr7* – все фракции.

Ещё раз следует подчеркнуть, что данная структура расчета производных переменных в наибольшей степени чувствительна как к вариабельности прочих почвенных свойств, так и вариации свойств растительного покрова на данном участке. Каждая из лог-трансформированных переменных является по существу отдельным коэффициентом структурности почвы. Очевидно, что единичный коэффициент структурности не в состоянии в полной мере отобразить особенности вариабельности структурной организации почвы в пространстве или во времени.

Лог-трансформированные переменные могут быть подвержены геостатистическому анализу (табл. 4) и пространственному моделированию. Предсказанные пространственные переменные могут быть подвергнуты

обратной трансформации, и тогда будет получена модель варьирования композитных переменных. В сумме в каждой точке пространственного прогноза мы будем получать величину, равную 100 % (рис. 2).

**Таблица 4. Постериорные байесовские оценки геостатистик агрегатной структуры почвы для лог-трансформированных переменных по алгоритму Pbhclust**

Слой почв ы, см	Тренд ( $R^2$ )	$\kappa$	$\beta$			$\phi$			$\sigma^2$			$\tau^2$		
			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

Условные обозначения:  $R^2$  – доля дисперсии, описываемой трендом третьего порядка;  $\kappa$  – параметр сглаживания;  $\beta$  – среднее;  $\sigma^2$  – пространственная вариация (частичный порог);  $\tau^2$  – отношение нагетт-вариации и пространственной вариации;  $\phi$  – радиус влияния.

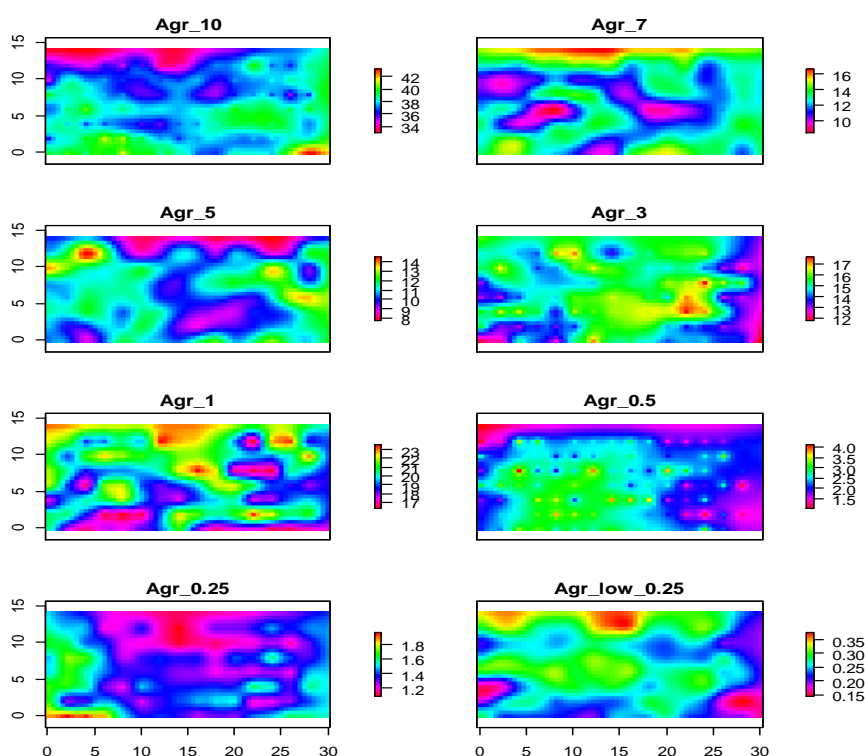


Рис. 2. Модель пространственного варьирования агрегатных фракций, полученная путем обратной трансформации лог-трансформированных переменных

**Таблица 5. Коэффициенты корреляции эдафических, морфометрических показателей кукурузы и лог-трансформированных переменных (приведены только достоверные коэффициенты корреляции для  $p < 0,05$ )**

Показатели	Лог-трансформированные переменные						
	ilr1	ilr2	ilr3	ilr4	ilr5	ilr6	ilr7
<i>Твердость почвы на глубине</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>Эдафические свойства</i>							
Влажность, %	–	–	0,24	–	–	–0,25	–
Плотность, г/см <sup>3</sup>	–0,27	–	–	–	–	0,23	–
ЕС	–	–	–	–	–	–	–
Temp_31_05_15	–	–	–	–0,32	–	–0,21	–
<i>Плотность стояния и морфометрические показатели кукурузы</i>							
Plant_Density	–	–	–	–	–0,15	–	–
Stam Length (St_L)	0,35	0,19	0,28	–0,29	0,13	–0,42	–
Stam Diameter (St_D)	0,19	–	0,27	–0,36	–	–	–
Leaf_Number (Nm)	0,21	–	–	–	–	–0,29	–
Leaf_Length (L)	–	–	–	–0,35	–	–	–
Leaf_Width (W)	–	–	0,41	–0,55	–	–	–
LAP	–	–	0,23	–0,23	–0,13	–0,21	–
Stam Volume	0,27	–	0,28	–0,36	–	–0,29	–



Лог-трансформированные переменные обладают математическими свойствами, которые позволяют их использовать как в геостатистическом, так и статистическом анализе. В табл. 5 приведены результаты корреляционного анализа показателей агрегатной структуры и морфометрических свойств кукурузы и эдафических свойств.

Твердость почвы на различных глубинах коррелирует с лог-трансформированными переменными агрегатной структуры. Эту связь стоит рассматривать феноменологически, что проистекает из результатов, полученных с помощью частного теста Мантеля. Кроме того, следует учитывать, что твердость измерялась вплоть до 1 м глубины почвы, а агрегатный состав почвы изучен только из поверхностного слоя.

С влажностью почвы коррелируют переменные *ilr3* и *ilr6*, с плотностью – *ilr1* и *ilr6*, с температурой – *ilr4* и *ilr6*. Таким образом, переменная *ilr6* в наибольшей степени детерминирована эдафическими показателями почвы из верхнего слоя, а переменные *ilr2*, *ilr3* и *ilr7* – детерминированы показателями твердости почвы на различных глубинах.

Агрегатную структуру мы рассматриваем как фактор, который определяет морфологические особенности растений. Так, с лог-трансформированные переменные *ilr1* и *ilr6* коррелируют с размерами растений (длина и ширина стебля, число листьев на растении, объем стебля). С размерами растения и в очень сильной степени с размерами листьев коррелируют переменные *ilr3* и *ilr4*. С плотностью стояния растений коррелирует переменная *ilr5*. Переменная *ilr2* коррелирует только с длиной стебля кукурузы, а переменная *ilr7* не имеет достоверных корреляционных связей с морфометрическими показателями кукурузы.

### ВЫВОДЫ

1. Агрегатная структура почвы описывается показателями, которые относятся к категории композитных переменных, т.е. таких, которые в сумме всегда составляют фиксированное число (в нашем случае это 100 %). Математические свойства композитных переменных существенно ограничивают возможность различного типа математических действий, в том числе статистического анализа, над данными по агрегатной структуре почвы.

2. Для применения статистических и других математических методов анализов данных агрегатной структуры эти данные должны быть предварительно трансформированы. Классический коэффициент структурности почвы наиболее близок по идеологии к трансформированным переменным, но его математическая форма не в полной мере отвечает требованиям дальнейших статистических процедур, так как является в некоторой степени произвольной.

3. В литературе существуют различные варианты базисов ортогональной лог-трансформации данных, но нет экологически обоснованных критериев для

их выбора. Для выбора наилучшего базиса трансформации нами предложен метод сравнения матриц результатов трансформации с матрицами эдафических свойств либо матрицами морфометрических показателей растений. Оптимальное решение представляет такой базис, который дает лучшую корреляцию с матрицами внешних по отношению к композитной переменной свойств.

4. Ординарный и частный тесты Мантеля позволили установить, что варьирование агрегатной структуры почвы является причиной изменчивости морфометрических показателей кукурузы из посевов, находящихся на данной почве. В свою очередь корреляция агрегатной структуры с прочими эдафическими свойствами является следствием их согласованной изменчивости в силу единства почвы как естественно-исторического тела.

### СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

- Вадюнина А. Ф. Методы исследования физических свойств почв / А. Ф. Вадюнина, З. А. Корчагина // М.: Агропромиздат. – 1986. – 416 с.
- 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.
- Демидов А. А. 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.
- 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.
- Жуков А. В. Байесовский подход для оценки гетерогенизации пространственного распределения почвенных свойств / А. В. Жуков, Е. В. Андрусевич, А. Ю. Покуса, Е. В. Лапко // Acta Biologica Sibirica. – 2015. – № 1 (3–4). – С. 76–91.
- 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. – № 1 (3–4). – С. 24–41.
- 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.
- Медведев В. В. Структура почвы / В. В. Медведев // Харьков. – 2008. – 406 с.
- Aitchison J. The statistical analysis of compositional data / J. Aitchison. – London. – Chapman and Hall. – 1986. – 416 p.
- 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.





Angers D. A. Aggregate stability to water / D. A. Angers, M. S. Bullock, G. R. Mehuys // Carter, M.R., Gregorich, E.G. (editors). Soil sampling and methods of analysis. 2nd Ed., Canadian Society of Soil Science, CRC Press, Boca Raton, FL. – 2008. – P. 811–819.

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.

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>).

Cambardella C. A. Aggregation and organic matter / C. A. Cambardella // Lal R. (Editor) Encyclopedia of Soil Science. Taylor and Francis, Boca Raton, FL. – 2006. – P. 52–55.

Caruso T. Are power laws that estimate fractal dimension a good descriptor of soil structure and its link to soil biological properties? / Caruso T., E. K. Barto, M. R. K. Siddiky, J. Smigelski, and M. C. Rillig // Soil Biology and Biochemistry. – 2011. – Vol. 43. – P. 359–366.

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.

Larney F. J. Dry-aggregate size distribution / F. J. Larney // Carter M.R., Gregorich E.G. (editors). Soil sampling and methods of analysis. 2nd Ed., Canadian Society of Soil Science, CRC Press, Boca Raton, FL. – 2008. – P. 821–883.

Mandelbrot B. B. The fractal geometry of nature / B. B. Mandelbrot. – New York: W.H. Freeman and Company. – 1983. – 468 p.

Maddonni G.A. Intra-specific competition in maize: Early establishment of hierarchies among plants affects final kernel set / G.A. Maddonni, M.E. Otegui // Field Crops Res. – 2004. – Vol. 85. – P. 1–13.

Odeh I. Spatial Prediction of Soil Particle-Size Fractions As Compositional Data / I. Odeh, A. Todd, J. Triantafyllis // Soil Science. – 2003. – Vol. 168, N7. – P. 501–515.

Parent L. Compositional analysis for an unbiased measure of soil aggregation / L. Parent, C. de Almeida, A. Hernandez, J. J. Egozcue, C. Gülser, M. A. Bolinder, T. Kätterer, O. Andrén, S. E. Parent, F. Anctil, J. F. Centurion, W. Natale // Geoderma. – 2012. – Vol. 179–180. – P. 123–131.

Parent L. E. 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. – 1–14.

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.

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. – 1897. – LX. – P. 489–502.

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.

Thomas C. W. Log-ratios and geochemical discrimination of Scottish Dalradian limestones: a case study / C. W. Thomas, J. Aitchison // Buccianti, A., Mateu-Figueras, G., Pawlowsky-Glahn, V. (Editors). Compositional data analysis in the geosciences: from theory to practice. Geological Society, London, Special Publication. – 2006. – Vol. 264. – P. 25–41.

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.

Turcotte D. L. Fractals in geology and geophysics / D. L. Turcotte // Pure and Applied Geophysics. – 1989. – Vol. 131. – P. 171–196.

Turcotte D. L. Fractals and fragmentation / D. L. Turcotte // Journal of Geophysical Research. – 1986. – Vol. 91, B2. – P. 1921–1926.

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.

## REFERENCES

Aitchison, J. (1986). The statistical analysis of compositional data. London. Chapman and Hall.

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

Angers, D.A., Bullock, M.S., Mehuys, G.R. (2008). Aggregate stability to water. In: Soil sampling and methods of analysis. Canadian Society of Soil Science, CRC Press, Boca Raton, FL.



- Bos, H.J., Tijani-Eniola, H., Struik, P.C. (2000). Morphological analysis of leaf growth of maize: responses to temperature and light intensity. *Netherlands Journal of Agricultural Science*. 48, 181–198.
- Butler, A., Bierman, S., Marion, G. (2005). Statistical methods for environmental risk assessment. Compositional data module. *Biomathematics and Statistics* Scotland, The University of Edinburgh, James Clerk Maxwell Building, The King's Buildings, Edinburgh EH9 3JZ.
- Cambardella, C.A. (2006). Aggregation and organic matter. In: *Encyclopedia of Soil Science*. Taylor and Francis, Boca Raton, FL.
- Caruso, T., Barto, E.K., Siddiky, M. R. K., Smigelski, J., Rillig, M.C. (2011). Are power laws that estimate fractal dimension a good descriptor of soil structure and its link to soil biological properties? *Soil Biology and Biochemistry*. 43, P. 359-366.
- Demidov, A.A., Gritsan, Yu.I., Zhukov, A.V. (2010). Prostranstvennaya variabel'nost' agregatnogo sostava tekhnoslov. *Visnik Dnipropetrovs'kogo derzhavnogo agrarnogo universitetu*. 2, 11–19.
- Demidov, A.A., Kobets, A.S., Gritsan, Yu.I., Zhukov, A.V. (2013). Prostranstvennaya agroekologiya i rekul'tivatsiya zemel': monografiya. Dnepropetrovsk: Svidler A.L..
- Egozcue, J.J., Pawlowsky-Glahn, V., Egozcue, J.J. (2005). Groups of parts and their balances in compositional data analysis. *Mathematical Geology*. 37, 795–828.

---

Goncharov, V.M. (2007). Otsenka struktury pochvy. In: Teorii i metody fiziki pochv.

Mowcos: Grif i K.

Larney, F.J. (2008). Dry-aggregate size distribution. In: Soil sampling and methods of analysis. Canadian Society of Soil Science, CRC Press, Boca Raton, FL.

Maddonni, G.A., Otegui, M.E. (2004). Intra-specific competition in maize: Early establishment of hierarchies among plants affects final kernel set. Field Crops Res. 85, 1–13.

Mandelbrot, B.B. (1983). The fractal geometry of nature. New York: W.H. Freeman and Company.

Medvedev, V.V. (2008). Struktura pochvy. Khar'kov.

Odeh, I., Todd, A., Triantafilis, J. (2003). Spatial Prediction of Soil Particle-Size Fractions As Compositional Data. Soil Science. 168 (7), 501–515.

Parent, L.E., de Almeida, C., Hernandez, A., Egozcue, J.J., Gülsér, C. et al. (2012). Compositional analysis for an unbiased measure of soil aggregation. Geoderma. 179-180, 123–131.

Parent, L.E., Parent, S-E., Katterer, T., Egozcue, J.J. (2011). Fractal and compositional analysis of soil aggregation. Proceedings of the 4th International Workshop on Compositional Data Analysis. Codawork 2011, San Feliu de Guixols, Spain.



- Pawlowsky-Glahn, V., Egozcue, J.J., Tolosana-Delgado, R. (2011). Principal balances to analyse the geochemistry of sediments. Proceed. Annual Conference of the International Association for Mathematical Geosciences.
- Pearson, K. (1987). 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. Proceedings of the Royal Society of London.
- Rieu, M., Sposito, G. (1991). Fractal fragmentation, soil porosity, and soil water properties: I. Theory. Soil Science Society of America Journal. 55, 1231-1238.
- Thomas, C.W., Aitchison, J. (2006). Log-ratios and geochemical discrimination of Scottish Dalradian limestones: a case study. In: Compositional data analysis in the geosciences: from theory to practice. Geological Society, London, Special Publication.
- Tisdall, J.M., Oades, J.M. (1982). Organic matter and water-stable aggregates in soils. Journal of Soil Science. 33, 141-163.
- Turcotte, D. L. (1986). Fractals and fragmentation. Journal of Geophysical Research. 91 (B2), 1921-1926.
- Turcotte, D.L. (1989). Fractals in geology and geophysics. Pure and Applied Geophysics. 131, 171-196.
- Vadyunina, A.F., Korchagina, Z.A. (1986). Metody issledovaniya fizicheskikh svoystv pochv. Moscow: Agropromizdat.

- Van Bavel, C. H. M. (1949). Mean weight diameter of soil aggregates as a statistical index of aggregation. *Soil Science Society of America Proceedings*. 14, 20–23.
- Zhukov, A.V., Andrusevich, K.V. (2015). Otsenka prostranstvennoy zavisimosti morfometricheskikh kharakteristik kukuruzy (*Zea mays* L.) ot edaficheskikh svoystv. *Acta Biologica Sibirica*. 1 (3–4), 24–41.
- Zhukov, A.V., Andrusevich, K.V., Pokusa, A.Yu., Lapko, E.V. (2015). Bayesovskiy podkhod dlya otsenki geterogenizatsii prostranstvennogo raspredeleniya pochvennykh svoystv. *Acta Biologica Sibirica*. 1 (3–4), 76–91.
- Zhukov, A.V., Zadorozhnaya, G.A., Lyadskaya, I.V. (2013). Agregatnaya struktura tekhnoslovnik Nikopol'skogo margantsevorudnogo basseyana. *Biologichniy visnik MDPU im. B. Khmel'nits'kogo*. 3 (3), 287–316.

**Поступила в редакцию 18.10.2015**

**Как цитировать:**

Жуков, А.В., Андруевич, Е.В., Лапко, Е.В., Сиротина, В.О. (2015). Геостатистическое оценивание агрегатной структуры почвы как композитной переменной. *Биологический вестник Мелитопольского государственного педагогического университета имени Богдана Хмельницкого*, 5 (3), 101–121.

**crossref** <http://dx.doi.org/10.7905/bbmsspu.v5i3.989>

**© Жуков, Андруевич, Лапко, Сиротина, 2015**

Users are permitted to copy, use, distribute, transmit, and display the work publicly and to make and distribute derivative works, in any digital medium for any responsible purpose, subject to proper attribution of authorship.