

УДК 631.618:633.2.031

А. В. Жуков

ФИТОИНДИКАЦИОННОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ИЗМЕРЕНИЙ, ПОЛУЧЕННЫХ ПРИ МНОГОМЕРНОМ ШКАЛИРОВАНИИ СТРУКТУРЫ РАСТИТЕЛЬНОГО СООБШЕСТВА

Днепропетровский национальный университет имени Олеся Гончара email: <u>zhukov dnepr@rambler.ru</u>

Целью нашей работы является провести ординацию растительного сообщества многомерного шкалирования, выявить методами оптимальные способы предварительной трансформации данных метрики подобия/различия, идентифицировать многомерные измерения в терминах эдафических свойств и фитоиндикационных показателей и выявить характер взаимосвязей матриц растительного сообщества, фитоиндикационных шкал и эдафических свойств. Полученные результаты свидетельствуют о том, что матрицы эдафических и климатических шкал несут взаимодополняющую информацию о свойствах эдафотопа, и, вероятно, климатопа. Наиболее вероятно то, что климатические шкалы на крупномасштабном уровне несут специфическую информацию о свойствах среды. утверждать, является ли характер этой информации адекватным номинативным свойствам шкалы на макроуровне. Но с уверенностью можно говорить о том, что климатические фитоиндикационные шкалы позволяют дифференцировать экологическую обстановку в биогеоценозе на крупномасштабном уровне. Таким образом, на данном этапе мы склоняемся к феноменологической интерпретации значения климатических фитоиндикационных шкал на крупномасштабном уровне.

Ключевые слова: многомерное шкалирование, структура сообщества, фитоиндикационные шкалы, тест Мантеля

О. В. Жуков

ФІТОІНДИКАЦІЙНЕ ОЦІНЮВАННЯ ВИМІРІВ, ОТРИМАНИХ ПРИ БАГАТОВИМІРНОМУ ШКАЛЮВАННІ СТРУКТУРИ РОСЛИННОГО УГРУПОВАННЯ

Дніпропетровський національний університет імені Олеся Гончара email: <u>zhukov dnepr@rambler.ru</u>

Метою нашої роботи є провести ординацію рослинного угруповання методами багатовимірного шкалювання, виявити оптимальні способи попередньої трансформації даних і метрики подібності/розбіжності, ідентифікувати багатовимірні виміри в термінах едафічних властивостей і фітоіндикаційних показників і виявити характер взаємозв'язків матриць рослинного угруповання, фітоіндикаційних шкал і едафічних властивостей. Отримані результати свідчать про те, що матриці едафічних і кліматичних шкал несуть взаємодоповнюючу інформацію про властивості едафотопу, і, імовірно, кліматопу. Найбільш ймовірно те, що кліматичні шкали на великомасштабному рівні несуть специфічну інформацію про властивості середовища. Важко стверджувати, чи є характер цієї інформації адекватним номінативним ISSN 2225-5486 (Print), ISSN 2226-9010 (Online). Біологічний вісник МДПУ. 2015. №1



властивостям шкали на макрорівні. Але із упевненістю можна говорити про те, що кліматичні фітоіндикаційні шкали дозволяють диференціювати екологічну обстановку в біогеоценозі на великомасштабному рівні. Таким чином, на даному етапі ми схиляємося до феноменологічної інтерпретації значення кліматичних фітоіндикаційних шкал на великомасштабному рівні.

Ключові слова: багатомірне шкалювання, структура угруповання, фітоіндикаційні шкали, тест Мантеля

A. V. Zhukov

PHYTOINDICATOR ESTAMATION OF THE MULTIDIMENSIONAL SCALING OF THE PLANT COMMUNITY STRUCTURE

Oles Gonchar Dnepropetrovsk National University email: zhukov dnepr@rambler.ru

The purpose of our work is to carry out plant community ordination by means of multidimensional scaling to reveal optimum ways of preliminary transformation of data and the similarity/dissimilarity measure, to identify multidimensional dimensions in terms of edafic properties and phytoindicator scales and to reveal character of interrelations of matrixes of plant community, phytoindicator scales and edafic properties. The received results testify that edafic and climatic scales matrixes bear the complementary information on edaphotop properties and possibly climatop. Most possibly that climatic scales at large-scale level bear the specific information on properties of environment. It is difficult to confirm, whether character of this information to adequate nominative properties of a scale at macrolevel is. But with confidence it is possible to say that climatic phytoindicator scales allow to differentiate ecological conditions in biogeocoenosis at large-scale level. Thus, at the given stage we tend to phenomenological interpretation of value of climatic phytoindicator scales at large-scale level.

Keywords: multidimensional scaling, community structure, phytoindicator scales, Mantel test

Описание и моделирование пространственных закономерностей в экологических системах предполагает решение следующих задач: разработку новых и модификацию существующих методов первичных данных; усовершенствование процедур подготовки данных для математикостатистического анализа; создание системы воспроизводимых критериев структурной организации экологических систем, поддающихся устойчивой экологической интерпретации (Емшанов, 1999).

Определение структурных частей биоценоза – это не что иное, как вычленение совокупности видов, объединенных по какому-либо экологическому или ценотическому признаку (Мацюра, 2011). В. Н. Беклемишев (1994) назвал земной организм «геомеридой»: «Из каких частей состоит Геомерида? Как тело метазоона не слагается непосредственно из клеток, и человечество из людей, так Геомерида не может непосредственно слагаться из отдельных животных и растений. Между ними и общей



организацией Геомериды включены многочисленные промежуточные индивидуальности большей частью мало индивидуализированные, _ расплывчатые, нестойкие». Организм и Геомерида состоят из органов, которые имеют форму: «Одно ясно: структура Геомериды, подобно структуре нашего тела, насквозь типична: она слагается из определенных частей, которые в свою очередь представляют комплекс частей следующего порядка» (Беклемишев, 1994).

Взаимоотношения в пределах геомериды являются экологическими, поэтому органы геомериды являются экоморфами по А. Л. Бельгарду (1950). Экоморфы разнообразны. Рефрены лежат в основе любого разнообразия, в том числе биологического (Мейен, 1978). Рефрен – повторяющаяся, подчиненная одному правилу преобразования последовательность состояния мерона. Организм имеет органы, свойства, признаки, а таксон (в широком смысле) имеет мероны. Мероном может быть как орган (форма) любых организмов, так и их свойство (функция). Мерон определяется формами и функциями совместно (Чайковский, 2008).

Универсальный характер понятия рефрена позволяет говорить о том, что наблюдаемое разнообразие не хаотично, а образует единую диатропическую сеть. Рефренная упорядоченность разнообразия, или регулярность диасети, называется типологической упорядоченностью и является одним из основных свойств природы — неживой, живой и социальной (Чайковский, 2008). Общность структур объясняется не общностью происхождения, а общностью законов формы (Мейен, 1978).

Таким образом, по С. В. Мейену (1978), мерон и рефрен являются компонентами диатропической сети, которая организует в соответствии с законами формы разнообразие, по меньшей мере, живых организмов.

Учение А. Л. Бельгарда об экоморфах, которое возникло задолго до представлений С. В. Мейена о диатропике (науке о разнообразии), можно рассматривать как в полной мере диатропическое.

В этой связи меронами являются экоморфы, а закономерными рядами преобразования экоморф – рефрены. Например, ценоморфа является мероном, а степанты, сильванты, пратанты и палюданты – составляют рефрен. Аналогично в рефренный ряд разлагаются трофоморфы, гигроморфы и гелиоморфы. Диатропическая сеть, к которой принадлежит система экоморф растений, является основанием для расширения этой системы и на животных. Целостный и закономерный характер изменчивости живых организмов в рамках диатропической сети в контексте экоморф нашел свое отражение в представление о экоморфических матрицах (Жуков, 2010).

Экоморфы являются дискретными маркерами экологических особенностей живых организмов и в большей степени соответствуют организмистической парадигмы, которая нашла свое выражение в учении о



биогеоценозе. Экоморфы отражают роль и место организма в биогеоценотической структуре. Фитоиндикационные шкалы основываются на континуалистском подходе и указывают на место оптимума вида в градиенте того или иного фактора, на чем основывается его индикаторное значение.

Фитоиндикационные шкалы являются важным инструментом для получения информации о свойствах эдафотопа. В контексте пространственной экологии перспективным можно считать возможность использовать шкалы для крупномасштабного картографирования.

Фитоиндикационные шкалы применяются для описания экологических ниш почвенных животных (Жуков и др., 2014; Кунах и др., 2014), для адаптивной стратегии отбора проб и оценки пространственной организации сообществ почвенных животных урбанизированных территорий на различных иерархических уровнях (Балюк и др., 2014), для оценки роли автотрофной и гетеротрофной консорций в организации биогеоценоза (Кунах и др., 2014).

Этот подход предложен в работе Я. П. Дидуха и соавт. (Дидух и др., 1997). Он состоит в ординации растительного сообщества методами анализа главных компонент и последующей идентификацией выделенных компонент с помощью фитоиндикационных шкал (Емшанов, 1999).

Мозаики классифицировались с помощью иерархического кластерного анализа. Результаты кластерного анализа использовались для процедуры дискриминантного анализа, в котором в качестве предикторов использовались фитоиндикационные оценки, полученные для каждого сайта. Такой подход используется для того, чтобы оценить эффективность фитоиндикации как инструмента изучения факторов мозаичности.

Целью нашей работы является провести ординацию растительного сообщества (дубняк со свежим разнотравьем С2 с полуосветленной световой структурой) методами многомерного шкалирования, выявить оптимальные способы предварительной трансформации данных и метрики подобия/различия, идентифицировать многомерные измерения в терминах эдафических свойств и фитоиндикационных показателей и выявить характер взаимосвязей матриц растительного сообщества, фитоиндикационных шкал и эдафических свойств.

Материалы и Методы

Исследования проведены в апреле-мае 2014 г. в природном заповеднике «Днепровско-Орельский». Исследуемый полигон заложен на участке, который находится в зоне перехода арены р. Днепр в притеррасную пойму р. Проточь. Полигон состоит из 15 трансект. Каждая трансекта составлена из 7 пробных точек. Расстояние между рядами в полигоне составляет 3 м.



педотурбационной активности кабана. В пределах каждого квадрата размером 3×3 м было проведено описание растительности. По углам квадратов было произведено измерение эдафических свойств.

Измерение твердости почв производились в полевых условиях с помощью ручного пенетрометра Eijkelkamp на глубину до 100 см с интервалом 5 см. Средняя погрешность результатов измерений прибора составляет ±8 %. Измерения производились конусом с размером поперечного сечения 2 см². В пределах каждой точки измерения твердости почвы производились в однократной повторности.

Для проведения измерения электропроводности почвы *in situ* использовался сенсор HI 76305 (Hanna Instruments, Woodsocket, R. I.). Этот сенсор работает совместно с портативным прибором HI 993310. Тестер оценивает общую электропроводность почвы, т.е. объединенную проводимость почвенного воздуха, воды и частиц.

Результаты измерений прибора представлены в единицах насыщенности почвенного раствора солями – г/л. Сравнение результатов измерений прибором HI 76305 с данными лабораторных исследований позволили оценить коэффициент перевода единиц как 1 дС/м = 155 мг/л (Жуков и др., 2012). Почвенную температуру измеряли в период с 13 до 14 часов цифровыми термометрами WT-1 (ПАО «Стеклоприбор», http://bit.steklopribor.com, точность – 0.1° С) на глубине 5–7 см.

Мощность подстилки измерялась линейкой, высота травостоя – мерной рулеткой. Измерения электропроводности, температуры, высоты травостоя и мощности подстилки сделаны в трехкратной повторности в каждой пробной точке. Агрегатную структуру оценили методом сухого просеивания по Савинову, плотность почвы – по Качинскому, влажность почвы – весовым методом (Вадюнина, Корчагина, 1986).

Статистические расчеты проведены с помощью программы Statistica 7.0 и программной оболочки Project R "R: A Language and Environment for Statistical Computing" (http://www.R-project.org/).

Оценивание доверительных интервалов и стандартного отклонения проективного покрытия растений было произведено с помощью бутстрепподхода и выполнено средствами пакета bootES (Kirby, Gerlanc, 2013). Характеристика экоморф растений приведено по А. Л. Бельгарду (1950) и В. В. Тарасову (2005), бальная оценка экоморф приведена по Н. М. Матвееву (2011), фитоиндикационные шкалы приведены по Я. П. Дидуху (Didukh, 2011). Фитоиндикационная оценка градаций экологических факторов проведена по Г.Н. Бузук и О.В. Созинову (2009).

Результаты и Обсуждение

Данные о проективном покрытии растений представлены в табл. 1.



Таблица 1. **Видовой состав и проективное покрытие растений дубняка со свежим разнотравьем**

фа	RJ -	Назі	вание вида	Проективное покрытие			
Климаморфа Жизненная форма		Русское Латынь		Среднее ± ст. ошибка	- 95 %	+ 95 %	
Ph	Дер.	Вяз гладкий	Ulmus laevis Pall.	7,97±0,77	6,49	9,53	
		Груша обыкновенная	Pyrus communis L.	0,29±0,13	0,10	0,62	
		Дуб обыкновенный	Quercus robur L.	18,92±1,1 5	16,6 5	21,1 1	
		Клен остролистый	Acer platanoides L.	0,59±0,17	0,32	0,99	
		Клен ясенелистный	Acer negundo L.	0,10±0,07	0,00	0,24	
	Тополь белый Ясень высокий		Populus alba L.	1,03±0,26	0,58	1,59	
			Fraxinus excelsior L.	0,05±0,05	0,00	0,14	
		Paga un Auganu		28,95±2,6	24,1	34,2	
		Всего по древесн	ому ярусу	0	4	2	
nPh	Kycr.	Бересклет европейский	Euonymus europaea L.	0,64±0,13	0,40	0,94	
		Бирючина обыкновенная	Ligustrum vulgare L.	0,02±0,01	0,00	0,05	
		Боярышник	Crataegus fallacina	0,31±0,10	0.14	0.56	
		обманчивый	Klokov			0,56	
		Бузина черная	Sambucus nigra L.	7,02±0,40	6,20	7,77	
		Жимолость татарская	Lonicera tatarica L.	0,19±0,07	0,08	0,39	
		Жостер слабительный	Rhamnus cathartica L.	0,10±0,07	0,00	0,24	
		Клен татарский	Acer tataricum L.	2,52±0,44	1,77	3,53	

■ ISSN 2225-5486 (Print), **ISSN** 2226-9010 (Online). Біологічний вісник МДПУ. 2015. №1



		Свидина кроваво- красная	Swida sanguinea (L.) Opiz	0,15±0,07	0,06	0,33
	H	Всего по кустарник	совому ярусу	10,95±1.2 9	8,65	13,8 1
HKr	Мн.	Белокудренник сорный	Ballota nigra L.	0,18±0,08	0,06	0,40
TIKI		Будра плющевидная	Glechoma hederacea L.	0,06±0,04	0,00	0,14
		Гравилат городской	Geum urbanum L.	0,42±0,07	0,30	0,55
		Крапива двудомная	Urtica dioica L.	1,64±0,30	1,16	2,39
		Купырь лесной	Anthriscus sylvestris (L.) Hoffm.	0,25±0,08	0,13	0,47
		Овсяница гигантская	Festuca gigantea (L.) Vill.	0,06±0,03	0,01	0,15
		Пустырник пятилопастный	Leonurus quinquelobatus Gilib.	0,10±0,05	0,02	0,23
		Фиалка душистая	Viola odorata L.	0,02±0,01	0,00	0,05
		Чистотел большой	Chelidonium majus L.	0,11±0,03	0,06	0,19
	$\Delta_{ m B}$.	Конский чеснок	Alliaria petiolata (M.Bieb.) Cavara et Grande	2,01±0,23	1,61	2,50
		Лопух большой	Arctium lappa L.	0,07±0,05	0,01	0,27
	Од.	Герань Роберта	Geranium robertianum L.	0,03±0,03	0,00	0,09
		Яснотка пурпурная	Lamium purpureum L.	0,10±0,03	0,05	0,16



						•
Т	Од.	Звездчатка средняя	Stellaria media (L.) Vill	9,10±1,18	7,08	11,6 2
1		Купырь керве <i>л</i> ь	Anthriscus longirostris Bertol.	3,62±0,63	2,54	5,07
		Подмаренник цепкий	Galium aparine L.	0,62±0,11	0,44	0,87
G	Мн.	Ландыш майский	Convallaria majalis L.	0,22±0,09	0,08	0,45
_		Пролеска двулистая	Scilla bifolia L.	0,28±0,10	0,11	0,53
		Птицемлечник Буше	Ornithogalum boucheanum (Kunth) Aschers.	0,01±0,01	0,00	0,03
		Хмель обыкновенный	Humulus lupulus L.	0,36±0,14	0,16	0,72
		Чистяк весенний	Ficaria verna Huds.	2,62±0,29	2,10	3,25
		Всего по травянис	стому ярусу	21,88±3,5 8	15,9 2	30,1

На исследуемом полигоне растительность представлена 36 видами.

Необходимо отметить, что описание растительности проводилось ранней весной до полного распускания всех листьев древесных растений, поэтому полученные результаты по древесному ярусу уступают максимально возможным. Среди древесных растений доминирует дуб обыкновенный (Quercus robur L.). Ему несколько уступает вяз гладкий (Ulmus laevis Pall.). Всего в древостой представлен 7 видами растений.

В кустарниковом ярусе представлено 8 видов. Наиболее типичными являются бузина черная (*Sambucus nigra* L.) и клен татарский (*Acer tataricum* L.).

В травостое обнаружено 21 вид растений. Гемикриптофиты многолетники представлены 9 видами, среди которых преобладает по проективному покрытию крапива двудомная (*Urtica dioica* L.). Двулетники представлены двумя видами – конский чеснок (*Alliaria petiolata* (M.Bieb.) Cavara et Grande) и лопух большой (*Arctium lappa* L.). Террофиты однолетники представлены тремя видами, среди которых преобладает звездчатка средняя (*Stellaria media* (L.) Vill). Геофиты многолетники представлены 5 видами. Наибольшим проективным покрытием среди них характеризуется чистяк весенний (*Ficaria verna* Huds.).



Также следует отметить птицемлечник Буше (*Ornithogalum boucheanum* (Kunth) Aschers.), который входит в Красную книгу Украины.

Полученные результаты позволяют дать типологическую характеристику растительного сообщества, в пределах которого расположен экспериментальный полигон, по А. Л. Бельгарду (1950). Данный фитоценоз относится к группе аренных лесов и является дубняком со свежим разнотравьем С2 с полуосветленной световой структурой.

Для ординации растительного сообщества было использовано неметрическое многомерное шкалирование, которое считается одной из самых лучших и робастных процедур непрямой ординации (Oksanen, 2011). Под робастностью понимается способность метода давать надежные результаты даже тогда, когда нарушаются предположения, лежащие в его основе. Неметрическое шкалирование может применяться для ситуаций с любым характером отклика сообществ живых организмов на факторы окружающей среды (Штирц и др., 2013).

Однако применение этого метода сопряжено с некоторыми особенностями. Прежде всего, это выбор матрицы мер связи между объектами. Известен широкий перечень мер связи и в зависимости от выбора результат проведенного анализа может сильно различаться. Кроме того, расчетная процедура выполнения неметрического шкалирования является итерационной без гарантированного сходящегося решения. Это значит, что пользователь должен рассмотреть несколько альтернативных результатов и некоторым образом распознать и выбрать лучшее решение.

Решение для каждого числа измерений не является подмножеством решения большей размерности, т.е. является в некотором смысле самостоятельным вариантом ординации сообщества.

Для определения лучшей метрики различия-подобия можно исходить из предположения о том, что полученная на её основе матрица должна характеризоваться наибольшей ранговой корреляцией с факторами внешней среды. Выбор был сделан среди следующих метрик: эвклидова, манхеттеновская, Гувера, Брея-Куртиса, Кульчинского, Морисита, Горна-Морисита, биномиальная, Као, Жаккара, Маунфорда, Рауп-Крика, Канберра, Чао.

Предварительное преобразование экспериментальных данных также влияет на результаты анализа (Legendre, Gallagher, 2001). Наряду с непосредственным использованием полученных данных практикуются такие формы преобразования, как извлечение логарифма либо корня квадратного, хи-квадрат преобразование, трансформация Хеллинджера и висконсианская трансформация.

В табл. 2 приведены результаты вычисления корреляции Спирмена с матрицами дистанций между сайтами отбора проб, установленными по



видовой структуре растительного сообщества и матрицами дистанций, найденными на основе факторов окружающей среды и фитоиндикационных шкал.

Таблица 2. **Коэффициенты ранговой корреляции Спирмена матриц мер** различия-подобия между сайтов отбора проб по таксономической матрице растений и переменных окружающей среды (факторы среды + фитоиндикационные шкалы

Дидуха (Diduh, 2011),нормированы к 1)

Momarina		Сп	юсоб тра	нсформа	ции данн	ых	
Метрика -	1	2	3	4	5	6	7
Эвклидова	0,35	0,42	0,41	0,32	0,43	0,32	0,30
Манхеттеновская	0,39	0,43	0,44	0,35	0,48	0,41	0,47
Гувера	0,35	0,41	0,40	0,35	0,45	0,43	0,42
Брея-Куртиса	0,44	0,49	0,49	0,48	0,48	0,46	0,47
Кульчинского	0,44	0,48	0,49	0,47	0,47	0,46	0,47
Горна-Морисита	0,37	0,43	0,41	-0,20	-0,42	-0,19	-0,01
Биномиальная	0,37	0,45	0,43	0,42	0,43	0,39	0,42
Kao	0,43	0,42	0,42	0,43	0,42	0,43	0,43
Жаккара	0,40	0,39	0,39	0,33	0,32	0,36	0,05
Маунфорда	0,44	0,49	0,49	0,48	0,48	0,46	0,47
Раупа-Крика	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40
Канберра	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39
Чао	0,46	0,45	0,45	0,46	0,44	0,46	0,44

Условные обозначения: 1 – данные не трансформированы; 2 – логарифмированные данные; 3 – корень квадратный; 4 – данные, нормированные к 1; 5 – преобразование Хеллинджера; 6 – χ^2 -трансформация; 7 – висконсианская трансформация.

Анализ полученных данных свидетельствует о том, что наибольшей корреляцией с факторами среды характеризуются матрицы на основе метрики Брея-Куртиса, Кульчинского и Маунфорда и для преобразований логарифмирования и извлечения квадратного корня. Таким образом, на данном этапе анализа можно из всего множества метрик и способов трансформации выделить метрики Брея-Куртиса, Кульчинского и Моунфорда, а среди преобразований – логарифмирование и извлечение корня квадратного.

Следует отметить, что для подавляющего большинства метрик и способов трансформации данных коэффициенты ранговой корреляции достаточно высоки, что не позволяет однозначно указать на некоторые из них как такие, которые особенно являются подходящими для описания отношения подобияразличия в экологическом сообществе. Скорее всего более уместно говорить о том, что при наличии некоторой степени структурированности сообщества

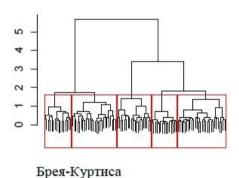


структурные компоненты могут быть выявлены большинством существующих метрик. Наиболее чувствительные метрики к факторам среды следует рассматривать только в контексте конкретного сообщества.

Из всех рассмотренных метрик существенно отличается индекс Горна-Морисита. Его применение дает обратные коэффициенты корреляции между различием-подобием сайтов отбора проб по таксономической матрице и по переменным среды и фитоиндикационным шкалам.

Для выбора между указанными метриками и способами трансформации данных был проведен на их основе кластерный анализ, после чего мы оценили способность факторов среды дискриминировать выделенные кластеры.

Кластерные решения, которые получены на основе различных метрик, представлены на рис. 1.



0 1 2 3 4 5 6

Кульчинского

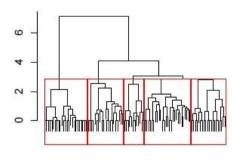


Рис. 1. Кластерный анализ сайтов. Трансформация данных — корень квадратный, метод Варда (нумерация сайтов не приведена).

Моунфорда

Как мы видим, выделяемые кластеры достаточно однородны и соразмерны вне очевидной зависимости от используемой метрики. Для всех кластерных решений мы остановились на 5 кластерах. Визуально этот вариант является компромиссным для всех типов метрик.



Принадлежность сайта к одному из кластеров была дискриминирована на основе пошаговой процедуры, при которой использовались переменные среды и фитоиндикационные оценки. Статистики, которые указывают на качество дискриминантного анализа, представлены в табл. 3.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что кластерные решения на основе выбранных метрик и способов трансформации данных могут быть достоверно дискриминированы с помощью факторов среды и фитоиндикационных шкал.

 Таблица
 3.
 Статистические
 характеристики
 пошагового

 дискриминантного анализа кластеров сайтов исследованного полигона
 по факторам среды и фитоиндикационным шкалам

Мера расстояния	Преобразо- вание	Лямбда Уилкса	<i>F-</i> отноше- ние	<i>p-</i> уровень	% верной классифи- кации
Брея-		0.000	0.71	0.000	95,24
Куртиса Кульчинско	Корень	0,023	3,61	0,000	99,05
го	квадратный	0,002	5,47	0,000	77,00
Моунфорда		0,023	3,61	0,000	93,33
Брея-					99,05
Куртиса	Joropudsuu	0,004	4,34	0,000	
Кульчинско	Логарифми				96,19
ГО	рование	0,005	5,49	0,000	
Моунфорда		0,023	3,61	0,000	93,33

Точность дискриминации варьирует от 93,33 до 99,05 %. Лямбда Уилкса указывает на дискриминирующие способности совокупности дискриминантных переменных: 1 – нет возможности дискриминации, а 0 – полная дискриминация. Исходя из полученных результатов, можно утверждать, что для изученного нами растительного сообщества мера расстояния Кульчинского с предварительной трансформацией данных в виде извлечения корня квадратного даёт матрицу расстояния, которая в наибольшей степени коррелирует с факторами среды и наиболее чувствительна к растительным группировкам. На этом основании для многомерного шкалирования мы воспользовались метрикой Кульчинского данных по проективному покрытию видов растений с предварительным извлечением корня квадратного.

Многомерное шкалирование позволяет в пространстве меньшей размерности отобразить исходный многомерный массив данных. Вопрос о числе измерений может быть решен путем оценки скорости изменения стресса при увеличении числа измерений. Стресс является мерой точности отображения исходных данных в пространстве меньшей размерности. Если ■■■ ISSN 2225-5486 (Print), ISSN 2226-9010 (Online). Біологічний вісник МДПУ. 2015. №1



при увеличении числа измерений уменьшение стресса происходит медленно, то такой прирост числа не дает существенного улучшения качества отображения. Таким образом, резкий перегиб кривой стресс-число измерений может указывать на оптимальное число измерений. Четкость перегиба усиливается, если использовать дифференциальный стресс – разницу значений стресса между соседними числами измерений (рис. 2).

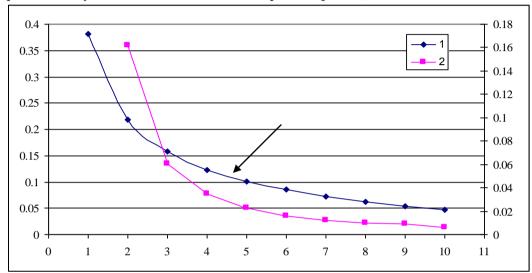


Рис. 2. Зависимость стресса и дифференциального стресса от числа измерений. Условные обозначения: ось абсцисс – число измерений; ось ординат – стресс (1, слева) и дифференциальный стресс (2, справа). Стрелка указывает на зону резкого перегиба дифференциального стресса.

Результаты, представленные на графике, свидетельствуют о том, что после четырёх выбранных измерений и более стресс увеличивается очень плавно. Это позволило нам остановиться на отображении многомерного облака данных в четырех измерениях.

Анализ коэффициентов корреляции показателей среды и значений измерений является основой для интерпретации этих измерений.

Измерение 1 в наибольшей степени отражает градиент условий влажности, который существует в пределах изучаемого полигона (табл. 4). На рис. 2 показан вектор фитоиндикационной шкалы влажности и характер изменчивости этого показателя в пространстве первых двух измерений. Этот рисунок убедительно свидетельствует, что измерение 1 упорядочивает экспериментальные сайты в градиенте условий влажности. Кроме того, измерение 1 негативно зависит от шкалы аэробности, что закономерно, так как почвенные влага и воздух являются антагонистами. Измерение 1 позитивно коррелирует с проективным покрытием древесных растений и негативно – с уровнем освещения и кислотности.

82



Таблица 4. **Корреляция измерений, полученных в результате** многомерного шкалирования и показателей факторов среды и фитоиндикационных шкал

		Измеј	рения		_		7
Показатели	NMD S1	NMD S2	NMD S3	NMD S4	r ²	Pr (>r)	Коды значимости
	Твердост	ь (в МПа)	на глуби	не			
0–5 см	0,13	0,86	0,09	0,48	0,05	0,28	
5–10 см	0,24	0,17	0,59	-0,75	0,01	0,93	
10–15 см	0,22	0,28	0,24	-0,90	0,04	0,40	
15–20 см	0,07	0,44	0,09	-0,89	0,04	0,42	
20–25 см	-0,22	0,70	0,02	-0,68	0,06	0,19	
25–30 см	-0,37	0,70	0,17	-0,59	0,02	0,80	
30–35 см	-0,28	0,70	-0,65	-0,11	0,01	0,96	
35–40 см	-0,54	-0,10	0,57	0,61	0,01	0,92	
40–45 см	-0,54	-0.07	-0,71	-0,45	0,01	0,92	
45–50 см	-0.43	-0,59	0,67	0,12	0,01	0,93	
50-55 см	-0,13	-0.82	0,22	0,52	0,03	0,57	
55–60 см	0,03	-0,79	0,27	0,55	0,07	0,12	
60–65 см	0,21	-0,89	-0.05	0,40	0,06	0,16	
65–70 см	0,29	-0.76	0,22	0,54	0,07	0,13	
70–75 см	0,62	-0.43	0,54	0,37	0,13	0,01	**
75–80 см	0,75	-0,38	0,53	-0,11	0,14	0,00	**
80-85 см	0,72	-0,19	0,57	-0,35	0,19	0,00	**
85–90 см	0,83	-0.17	0,35	-0,40	0,14	0,01	**
90–95 см	0,79	-0.14	0,42	-0,43	0,13	0,01	**
95–100 см	0,84	-0.14	0,38	-0,37	0,11	0,03	*
Агрегат	ная структ	ура почве	нного сло.	я 0–10 см	1, %		
>10 mm	0,60	-0.46	-0.48	0,44	0,06	0,19	
7–10 мм	0,38	-0,71	-0.46	-0,37	0,05	0,29	
5–7 мм	0,40	-0,41	0,15	-0,80	0,02	0,82	
3–5 мм	-0,55	0,67	-0.47	0,16	0,02	0,81	
2–3 мм	0,86	-0,42	-0,28	-0,01	0,04	0,39	
1–2 мм	-0,36	0,42	0,83	-0,07	0,05	0,23	
0,5–1 мм	-0.14	0,09	0,97	-0,16	0,04	0,43	
0,25–0,5 мм	-0.74	0,27	0,20	0,58	0,09	0,06	
<0,25 мм	-0,71	0,44	-0.48	0,25	0,12	0,01	*
	Эдафичест	сие харак	теристи	ки			



Доля корней, в % (Roots)	0,11	0,19	0,15	-0,96	0,14	0,00	**
Электропроводность	0,25	-0,33	-0,10	0,90	0,18	0,00	
почвы, дСм/м (ЕС)	0,23	-0,33	-0,10	0,90	0,10	0,00	**
Температура слоя почвы	-0,46	-0,64	0,49	0,38	0,19	0,00	
5–7 см, ^о С	-0,40	-0,04	0,47	0,30	0,17	0,00	***
Мощность подстилки, см	-0,57	0,70	-0.07	0,41	0,11	0,02	*
Влажность почвы, %	-0.49	0,59	0,64	0,08	0,09	0,07	
Плотность почв, г/см 3	-0.46	-0,37	-0,72	0,36	0,04	0,45	
Фитоиндикац	<i>ционные</i> 1	икалы Я.	П. Дидух	a (Diduh,	2011)		
Hd	0,81	-0,03	-0,30	0,51	0,47	0,00	***
ffl	-0,42	-0,63	0,45	0,47	0,25	0,00	***
Rc	-0,65	-0.67	0,10	0,35	0,18	0,00	***
Sl	-0,37	0,83	-0,42	-0,08	0,23	0,00	***
Ca	0,12	-0.64	-0,51	0,56	0,25	0,00	***
Nt	0,71	0,19	0,61	-0,30	0,14	0,01	**
Ae	-0.78	0,54	0,31	0,10	0,34	0,00	***
Tm	-0,66	0,31	0,59	-0,34	0,29	0,00	***
Om	0,03	0,56	-0,63	0,54	0,28	0,00	***
Kn	0,32	-0,32	0,19	0,87	0,46	0,00	***
Cr	-0,22	0,54	-0,68	-0.45	0,17	0,00	**
Lc	-0,75	-0,06	-0,57	0,34	0,40	0,00	***
Индексы, ос	снованны	е на эком	орфах А.	Л. Бельга	рда		
Трофоморфы (Troph_B)	-0,15	0,91	0,38	-0,02	0,56	0,00	***
Гигроморфы (Hygr_B)	-0,41	-0.86	-0,24	-0,19	0,68	0,00	***
Гелиоморфы (Hel_B)	0,14	0,56	0,72	0,38	0,31	0,00	***
Сильванты, % (Sil)	0,87	-0,11	-0,39	0,29	0,66	0,00	***
Ж	изненные	г формы 1	ю Раунки	еру			
Фанерофиты (Ph)	0,89	0,35	0,26	0,13	0,86	0,00	***
Низкие деревья, высокие	-0,05	-0,53	-0,83	0,16	0,56	0,00	
кусты (nPh)	-0,03	-0,55	-0,03	0,10	0,50	0,00	***
Гемикриптофиты (HKr)	-0,66	-0,19	-0,63	-0,37	0,18	0,00	***
Териофиты (Т)	-0,81	0,03	0,53	-0,24	0,81	0,00	***
Геофит (G)	-0,57	-0,49	-0,65	0,08	0,31	0,00	***

Примечание: коды значимости: *** < 0,001; ** <0,01; * < 0,05; . < 0,1; p-уровень основан на 999 пермутациях.

В отношении измерения 1 к твердости почвы наблюдается следующая закономерность. Высокие позитивные коэффициенты корреляции характерны для твердости на большой глубине (70–100 см), значительные негативные – для глубин 20–50 см и умеренные позитивные – для глубин 0–15 см.



Из агрегатных фракций позитивно с измерением 1 коррелируют крупные агрегаты 5-7 – > 10 мм и 2–3 мм, соответственно негативно – более мелкие (3–5 и мельче 1–2 мм). Из эдафических характеристик значительной негативной корреляцией с измерением 1 характеризуются почвенная температура, плотность, мощность подстилки и влажность почвы.

Измерение 2 отражает вариабельность режима трофности эдафотопа. Об этом свидетельствуют высокие положительные коэффициенты корреляции со шкалой солевого режима почвы и долей мегатрофов. Важно отметить, что степень минерализации почвенного раствора обратно коррелирует с содержанием карбонатов в почве, что показано на рис. 2.

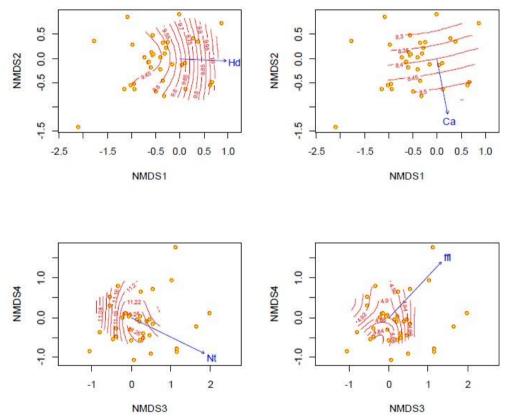


Рис. 2. Векторы экологических факторов и их изолинии в пространстве осей многомерного шкалирования. Условные обозначения - см. табл. 4, точками показано размещение видов.

Измерение 2 позитивно коррелирует с твердостью почвы на глубине 0–5 и 20–35 см и негативно – на глубине 45–80 см. В качестве маркера этого измерения можно рассматривать почвенную температуру.



Измерение 3 сильно коррелирует с азотным питанием эдафотопа, а измерение 4 – с переменностью увлажнения (рис. 2).

В целом, каждое измерение ординирует сообщество вдоль некоторого экологического тренда, который можно интерпретировать в терминах одного либо нескольких превалирующих коррелятивных признаков. Эти тренды имеют сложную композитную природу, что отражается как на уровне структуры растительного покрова, так и на уроне вариабельности почвенных свойств.

Важно отметить, что ординационные измерения растительности полигона, который по своим размерам не превышает участка с однородным фитоценозом, т.е. меньше размеров биогеоценоза, характеризуются высокой корреляцией с фитоиндикационными шкалами. Это позволяет предположить наличие фитоиндикационных возможностей растительности на уровне более низком чем тот, для которого они были установлены изначально.

В случае, если уровень вариабельность эдафических свойств ниже, чем порог чувствительности фитоиндикатора, тогда наблюдаемая регулярность структур будет иметь другие причины, чем действие соответствующих эдафических факторов. В таком случае не может наблюдаться корреляция фитоиндикационными шкалами И показателями структуры растительности, В данном случае ЭТО измерения, полученные многомерном шкалировании. При наличии корреляции многомерные измерения могут быть объяснены в терминах соответствующих шкал.

Фитоиндикационные шкалы в целом предполагаются как независимые (ортогональные), либо почти независимые. Независимость предполагает тот факт, что шкалы несут дополнительную информацию, а не дублируют ту, которая содержится в других шкалах. В рамках отдельного биогеоценоза лимитирующее значение могут иметь ограниченное число экологических факторов, которые будут приводить к структурированию сообщества. Необходимо иметь виду и факторы нейтральной природы, которые особенно существенны на уровне биогеоценоза. Именно эти факторы вносят «шум» во взаимодействие эдфических факторов и растительности, что обуславливает индикационные способности последней.

На уровне биогеоценоза среднее значения индикаторных шкал указывают на характеристику фитоценоза как целого и позволяет выявить свойства эдафотопа, что дает возможность сравнивать сообщества и эдафтопопы, на которых они формируются, между собой. Для сравнения используются все шкалы в рамках той или иной системы шкал. В пределах биогеоценоза шкалы также могут обладать информационной ценностью, но число шкал определяется характером структурированности растительного сообщества. Число шкал становится меньше, а шкалы приобретают свойства композитности. Информационная ценность для диагностики эдафических



свойств переходит от фитоиндикационных шкал как самостоятельных источников информации к осям экологического пространства. В случае процедуры многомерного шкалирования эти оси отображаются измерениями.

При интерпретации этих измерений в первую очередь рассматриваются эдафические шкалы. Климатические шкалы по определению имеют смысл в на гораздо более высоком масштабном уровне. Очевидно, что континентальность никак не может изменяться в пределах очень ограниченного пространства. Корреляцию климатических индикаторных шкал C измерениями можно рассматривать как следствие двух причин. Во-первых, номинативная шкала может быть отображением экологических особенностей видов, которые также могут проявляться на локальном уровне. Эти особенности, вероятно, могут быть созвучны содержанию соответствующей шкалы либо несколько трансформироваться при переходе на другой масштабный уровень. Во-вторых, корреляции климатических шкал могут быть результатом согласованных трендов растительного сообщества, которые инициированы эдафической компонентой.

Для оценки роли различных компонент в вариабельности организации растительного сообщества были рассчитаны общие и частные тесты Мантеля.

Таблица 5. Корреляции матриц расстояний (тест Мантеля)

	Эдафи-	Фитоин	ндикационные	шкалы	Простран-
	ческие по- казатели	Все	Климати- ческие	Эдафи- ческие	ственные координа- ты
		Тест Мант	еля		
Растительное	r = 0.08,	r = 0.31,	r = 0.29,	r = 0.26,	r = 0.23,
сообщество	p = 0.05	p = 0.001	p = 0.001	p = 0.001	p = 0.002
Част	пный тест М	антеля, упра	вляющие пере	менные	
	r = 0.06,	r = 0.25,	r = 0.24,	r = 0,22,	
Пространство	p = 0.05	p = 0.001	p = 0.001	p = 0.001	578
Фитоиндикационные	r = 0.06,	25-27			r = 0.14,
шкалы	p = 0.14	7.—		_	p = 0.001
Климатические	r = 0.09,			r = 0.18,	r = 0.17,
шкалы	p = 0.05	7-		p = 0.001	p = 0.001
D A	r = 0.07,		r = 0,22,		r = 0.17,
Эдафические шкалы	p = 0.07		p = 0.001	_	p = 0.001
Эдафические		r = 0.30,	r = 0.29,	r = 0,26,	r = 0,22,
показатели		p = 0.001	p = 0.001	p = 0.001	p = 0.001

Выводы

Матрица растительного сообщества достоверно коррелирует с матрицей эдафических показателей, фитоиндикационных шкал и пространственных координать. Пространственные координаты являются маркером



«пространственной компоненты» изменчивости. Под ней понимается регулярная компонента нейтральной природы. Матрица фитоиндикационных шкал характеризуется наибольшей корреляцией с матрицей сообщества (r = 0.31).

Для понимания причин корреляции может быть проведен частный тест Мантеля. Связь между матрицами может быть прямой, либо опосредованной третьим фактором. Матрица этого фактора рассматривается как управляющая переменная. Если частный тест Мантеля имеет меньшее значение, чем общий, тогда управляющий фактор является причиной корреляции, которая выявляется общим тестом (Legendre, Fortin, 1989).

Пространственная матрица снижает значение теста Мантеля с эдафическими показателями (частный тест Мантеля r=0.14 против теста Мантеля r=0.23). Это позволяет предполагать, что связь структуры растительного сообщества с измеренными эдафическими показателями функциональная лишь отчасти, а существенная её компонента обусловлена действием причин, которые влияют совместно на растительное сообщество и на почву.

Для фитоиндикационной матрицы роль пространственной компоненты не существенна (частный тест Мантеля r=0.25 против теста Мантеля r=0.31), поэтому можно утверждать, что фитоиндикация с помощью шкал может проводится на крупномасштабном уровне, так как связь между структурой растительного сообщества и фитоиндикационными шкалами на крупномасштабном уровне имеет функциональный характер.

В свою очередь, фитоиндикационная матрица не оказывает управляющего воздействия на связь растительного сообщества и измеренных эдафических показателей, но определяет некоторую компоненту пространственной изменчивости растительного сообщества.

Закономерно, что эдафическая матрица не оказывает управляющее воздействие ни на связь матрицы растительного сообщества с матрицей фитоиндикационных шкал, ни на связь с матрицей пространственных координат.

Матрица фитоиндикационных шкал может быть разбита на две подматрицы – климатических и эдафических шкал. Корреляция между матрицами, рассчитанными на основании климатических и эдафических фитоиндикационных шкал, составляет $r=0,35,\,p=0,001.$ Каждая из этих матриц коррелирует с матрицей растительного сообщества (r=0,29 и r=0,26 для климатической и эдафической матриц соответственно). Пространственная и эдафическая матрицы как управляющие действуют на каждую из подматриц подобным образом, как и на матрицу фитоиндикацмонных шкал в целом. Матрица климатических шкал как управляющая несколько снижает корреляцию матрицы сообщества с матрицей эдафических шкал. Тоже



наблюдается в случае, когда матрица эдафических шкал выступает как управляющая.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что матрицы эдафических и климатических шкал несут взаимодополняющую информацию о свойствах эдафотопа, и, вероятно, климатопа. Наиболее вероятно то, что климатические шкалы на крупномасштабном уровне несут специфическую информацию о свойствах среды. Трудно утверждать, является ли характер этой информации адекватным номинативным свойствам шкалы на макроуровне. Но с уверенностью можно говорить о том, что климатические фитоиндикационные позволяют дифференцировать экологическую обстановку биогеоценозе на крупномасштабном уровне. Таким образом, на данном этапе феноменологической интерпретации склоняемся значения климатических фитоиндикационных шкал на крупномасштабном уровне.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

Балюк Ю.А. Адаптивная стратегия отбора проб для оценки пространственной организации сообществ почвенных животных урбанизированных территорий на различных иерархических уровнях / Ю. А. Балюк, О. Н. Кунах, А. В. Жуков, Г. А. Задорожная, Д. С. Ганжа // Биологический вестник Мелитопольского государственного педагогического университета имени Богдана Хмельницкого. – 2014. – № 4 (3). – С. 8–33.

Беклемишев В.Н. Методология систематики / В. Н. Беклемишев. – М.: КМК Scientific Press Ltd. – 1994. – 250 с.

Бельгард А. Л. Лесная растительность юго-востока УССР / А. Л. Бельгард // Киев.: Изд-во КГУ, 1950. – 263 с.

Бузук Г. Н. Регрессионный анализ в фитоиндикации (на примере экологических шкал Д.Н. Цыганова) / Г.Н. Бузук, О.В. Созинов // Ботаника (исследования): Сборник научных трудов. / Ин-т эксперимент. бот. НАН Беларуси. – Минск: Право и экономика, 2009. – Вып. 37. – С. 356–362.

Вадюнина А. Ф. Методы исследования физических свойств почв / А. Ф. Вадюнина, З. А. Корчагина // М., Агропромиздат. − 1986. − 416 с.

 \mathcal{L} идух Я. П. Использование фитоиндикационных оценок при изучении структуры лесных экосистем / Я. П. \mathcal{L} идух, \mathcal{L} . Г. Емшанов, Ю. А. Школьников // Экология. – 1997, № 5. – С. 353–360.

Емшанов Д. Г. Методы пространственной экологии в изучении лесных экосистем / Д. Г. Емшанов. – Киев: Меркюри Глоуб Юкреин, 1999. – 220 с.

Жуков А. В., Задорожная Г. А., Андрусевич Е. В. Оптимальная стратегия отбора почвенных образцов на основании данных об электрической проводимости техноземов // Біологічний вісник МДПУ ім. Б. Хмельницького – 2012. – № 4. – С. 64–80.

Жуков О. В. Просторове варіювання екоморфічної структури грунтової мезофауни лісопаркового насадження (на прикладі парку в межах м.

ISSN 2225-5486 (Print), **ISSN** 2226-9010 (Online). Біологічний вісник МДПУ. 2015. №1



- Дніпропетровська) / О. В. Жуков, О. М. Кунах, Ю. О. Балюк // Вісник Львівського національного університету. Серія Біологічна. 2014. Вип. 65. С. 224–237.
- **Жуков О. В.** Екоморфи Бельгарда—Акімова та екологічні матриці // Екологія та ноосферологія, 2010. Т. 21, \mathbb{N}^{0} 3–4. С. 109–111.
- *Кунах О. Н.* Экоморфическая организация сообществ пауков степной зоны Украины / О. Н. Кунах, Е. В. Прокопенко, А. В. Жуков // Грунтознавство. 2014. Т. 14, № 2. С. 101–119.
- **Кунах О. Н.** Экоморфический аспект пространственной организации сообщества мезопедобионтов урботехнозема / О. Н. Кунах, А. В. Жуков, Ю. А. Балюк // Экосистемы, их оптимизация и охрана. 2014. Вып. 10. С. 159–176.
- *Кунах О. Н.* Зоо- и фитоиндикационные роли автотрофной и гетеротрофной консорций в организации биогеоценоза / О. Н. Кунах, М. В. Трифанова, Д. С. Ганжа // Біологічний вісник МДПУ ім. Б. Хмельницького 2014. № 2. С. 115—141.
- *Кунах О. Н.* Пространственное варьирование экоморфической структуры почвенной мезофауны урбазема / О. Н. Кунах, А. В. Жуков, Ю. А. Балюк // Ученые записки Таврического национального университета им. В. И. Вернадского. Серия «Биология, химия». 2013. Том 26 (65), № 3. С. 107-126.
- **Матвеев Н. М.** Основы степного лесоведения профессора А. Л. Бельгарда и их современная интерпретация / Н. М. Матвеев Самара: Самарский университет, 2011. 126 с.
- *Мацюра А. В.* Опыт исследования консортивной структуры островных сообществ птиц / А. В. Мацюра // Грунтознавство. 2011. Т. 12, № 1–2. С. 81–87. *Мейен С. В.* Основные аспекты типологии организмов / С. В. Мейен // Журнал общей биологии. 1978. Т. 39, № 4. С. 495–508.
- **Тарасов В. В.** Флора Дніпропетровської та Запорізької областей. Судинні рослини. Біологоекологічна характеристика видів / В. В. Тарасов // Д.: Вид-во ДНУ, 2005. 276 с.
- **Чайковский Ю. В.** Активный связный мир / Ю. В. Чайковский. М.: Товарищество научных изданий КМК. 2008. 726 с.
- **Штирц А. Д.** Пространственная организация сообщества панцирных клещей (Acari: Oribatida) в почве сельскохозяйственного поля в условиях степной зоны Украины [Текст] / А. Д. Штирц, Г. А. Задорожная, О. Н. Кунах, А. В. Жуков // Изв. Харьк. энтомол. о-ва. 2013. Т. XXI, вып. 1. С. 49–60.
- *Didukh, Ya.P.* The ecological scales for the species of Ukrainian flora and their use in synphytoindication / Ya.P. Didukh. Kyiv: Phytosociocentre, 2011. 176 p.
- *Kirby K. N.* BootES: An R package for bootstrap confidence intervals on effect sizes / K. N. Kirby, D. Gerlanc // Behavior Research Methods. 2013. Vol. 45. P. 905–927. *Legendre P.* Ecologically meaningful transformations for ordination of species data /
- P. Legendre, E. D. Gallagher // Oecologia. 2001. Vol. 129. P. 271–280.



Legendre P. Spatial pattern and ecological analysis / P. Legendre, M. J. Fortin // Vegetatio. – 1989. – Vol. 80. – P. 107–138.

Oksanen J., F.G. Blanchet, R. Kindt, P. Legendre, P.R. Minchin, R.B. O'Hara, G.L. Simpson, P. Solymos, M.H.H. Stevens and H. Wagner (2012). Community Ecology Package. R package version 2.0-4. http://CRAN.R-project.org/package=vegan

REFERENCES

- Balyuk, Yu.A., Kunakh, O.N., Zhukov, A.V., Zadoroznhaya G.A., Ganzha, D.S. (2014). Adaptive strategy of sampling for estimation of spatial organization of soil animal communities of urban areas at various hierarchical levels. Biological Bulletin of Bogdan Chmelnitskiy Melitopol State Pedagogical University. 4 (3), 8–33.
- Beklemishev, V.N. (1994). Methodology of Systematic. Moscow. KMK Scientific Press Ltd.
- Belgard, A.L. (1950). Forest vegetation of south-eastern Ukraine. Kiev. Kiev State University.
- Buzuk, G.N., Sozinov, O.V. (2009). Regression analysis in phytoindication (the case of ecological scales of D.N.Tsygankov). Botany (research). Collection of Scientific Papers. 37, 356–362.
- Vadyunina, A.F., Korchagina, Z.A. (1986). Research methods and soil features.

 Moscow. Agropromizdat.
- Didukh, Ya.P., Yemshanov, D.G., Shkolnikov, Yu.A. (1997). Phytoindication estimation and structure of forest ecosystems. Ecology. 5, 353–360.



- Yemshanov, D.G. (1999). Spatial ecology of forest ecosystems. Kiev. Mercury Globe Ukraine.
- Zhukov, A.V., Zadarozhnaya, G.A., Andrusevich, Ye.V. (2012). The optimal strategy of the soil sampling on the basis of technosems electrical conductivity data. Biological Bulletin of Bogdan Chmelnitskiy Melitopol State Pedagogical University. 4, 64–80.
- Zhukov, A.V., Kunakh, O.M., Balyuk, Yu,O. (2014). Spatial variation of ecomorphological structure of soil fauna of forest-park stand (the case of Dnepropetrovsk City park). Bulletin of Lviv National University. Series Biology. 65, 224–237.
- Zhukov, A.V. (2010). Belgard-Akimov ecomorphes and ecological matrices. Ecology and Noospherology. 21 (3–4), 109–111.
- Kunakh, O.N., Prokopenko, E.V., Zhukov, A.V. (2014). Ecomorphological organization of spider communities in Ukrainian steppe area. Soil Sciences. 14 (2), 101–119.
- Kunakh, O.N., Zhukov, A.V., Balyuk, Yu.A. (2014). Ecomorphological aspect of spatial organization of mesopedobiont communities in urban soils.

 Management and Protection of Ecosystems. 10, 159–176.
- Kunakh, O.N., Trifanova, M.V., Ganzha, D.S. (2014). Zooindication and phytoindication of autotrophic and heterotrophic consortia of biogeocoenoses



- organization. Biological Bulletin of Bogdan Chmelnitskiy Melitopol State Pedagogical University. 2, 115–141.
- Kunakh, O.N., Zhukov, A.V., Balyuk, Yu.A. (2013). Spatial variation in ecomorphological structure of pedofauna in urban soils. Scientific Transactions of B.I. Vernadskiy Tavrian National University. Series Biology, Chemistry. 26(65), 107-126.
- Matveyev, N.M. (2011). Basics and modern interpretation of Professor Belgard steppe forestry. Samara: Samara University.
- Matsyura, A.V. (2011). Research of consortia structure of island bird communities. Soil Sciences. 12 (1–2), 81–87.
- Meyen, S.V. Main aspects of organism typology. (1978). Journal of General Biology. 39 (4), 495–508.
- Tarasov, V.V. (2005). Flora of Dnepropetrovsk and Zaporozhye regions. Vascular Plants. Species bioecological characteristics. Dnepropetrovsk: Dnepropetrovsk State University
- Tchaikovskiy, Yu.V., (2008). Active combined world. Moscow: Society of scientific editions KMK.
- Shtirts, A.D., Zadoroznhaya, G.A., Kunakh, O.N., Zhukov, A.V. (2013). Spatial organization of oribatid mite communities (Acari: Oribatida) in agriculture soil in Ukrainian steppe zone. Bulletin of Kharkov Entomological Society. XXI (1), 49–60.

ISSN 2225-5486 (Print), **ISSN** 2226-9010 (Online). Біологічний вісник МДПУ. 2015. №1



- Didukh, Ya.P. (2011). The ecological scales for Ukrainian flora species and their use in phytoindication. Kyiv: Phytosociocentre.
- Kirby, K.N., Gerlanc, D. (2013). BootES: An R package for bootstrap confidence intervals on effect sizes. Behavior Research Methods. 45, 905–927.
- Legendre, P., Gallagher, E.D. (2001). Ecologically meaningful transformations for ordination of species data. Oecologia. 129, 271–280.
- Legendre, P., Fortin, M.J. (1989). Spatial pattern and ecological analysis. Vegetatio. 80, 107–138.
- Oksanen, J., Blanchet, F.G., Kindt, R., Legendre, P., Minchin, P.R., O'Hara, R.B., Simpson, G.L., Solymos, P., Stevens, M.H.H., and Wagner, H. (2012).

 Community Ecology Package. R package version 2.0-4. Retrieved from: http://CRAN.R-project.org/package=vegan

Поступила в редакцию 07.02.2015

Как цитировать:

Жуков, А.В. (2015). Фитоиндикационное оценивание измерений, полученных при многомерном шкалировании структуры растительного сообщества. Биологический вестник Мелитопольского государственного педагогического университета имени Богдана Хмельницкого, 5 (1), 69-93.

crossref http://dx.doi.org/10.7905/bbmspu.v5i1.964

© Жуков, 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.



This work is licensed under a <u>Creative Commons Attribution 3.0 License</u>.