

## МЕТОДИКА БОТАНИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

УДК 581.5 (018)

В. С. Ипатов, Л. А. Кирикова

### ПРИМЕНЕНИЕ ДИСПЕРСИОННОГО АНАЛИЗА ПРИ ИССЛЕДОВАНИИ СВЯЗИ РАСТИТЕЛЬНОСТИ СО СРЕДОЙ

V. S. IPATOV, L. A. KIRIKOVA. APPLICATION OF DISPERSION  
ANALYSIS IN STUDIES OF CONNECTIONS BETWEEN VEGETATION  
AND ENVIRONMENT

Предлагаемая техника расчета при дисперсионном анализе с целью изучения связи растительности со средой позволяет осуществить переход от анализа связи отдельных компонентов растительного покрова к связи растительных группировок в целом. Этот способ дает дополнительную информацию о поведении видов, слагающих растительный покров, позволяет оценить вклад каждого из них в общую связь.

В современной геоботанике исследование связей растительности со средой идет по двум направлениям. Прежде всего изучается поведение отдельных, чаще доминантных видов, слагающих растительный покров при изменении условий среды; вместе с тем исследуется связь растительных сообществ в целом или их структурных элементов с отдельными факторами местообитания или их комплексами. Оба направления следует признать необходимыми, поскольку они дают разную информацию, однако для фитоценолога больший интерес, естественно, представляет второе.

Основным методом выявления связей при криволинейной зависимости служит дисперсионный анализ. Как известно, он позволяет разложить общее варьирование, свойственное изучаемому объекту, на составляющие и, вычленив долю, приходящуюся на действующий фактор, оценить силу его влияния. Алгоритмы для расчета приводятся в руководствах по биометрии (Плохинский, 1970). Для количественной оценки связи растительности с почвами дисперсионный анализ был применен В. И. Василевичем (Боч и др., 1970).

В настоящем сообщении авторы предлагают новую технику расчета. Напомним схему дисперсионного анализа. Вычисляются три дисперсии

$$S_y = \sum (a_i - \bar{a})^2$$

— общее варьирование — сумма квадратов отклонений вариант или значений признака  $a_i$  от общей средней всей выборки  $\bar{a}$ ;

$$S_x = \sum (\bar{a}_j - \bar{a})^2 n_j$$

— варьирование, вызванное влиянием фактора — сумма квадратов отклонений средних значений по отдельным градациям фактора  $\bar{a}_j$  от общей средней, умноженная на численность вариант в градации  $n_j$ ;

$$S_a = \sum (a_i - \bar{a}_j)^2$$

— варьирование, вызванное неорганизованными (случайными) факторами — сумма квадратов отклонений вариант от средних по градациям.

Теснота связи характеризуется квадратом корреляционного отношения  $\eta^2$  — отношением факториального варьирования к общему; достоверность его определяется критерием Фишера.

Объектами, связь которых с каким-либо фактором среды исследуется, будем считать участки растительного покрова; описания их мы имеем. Отдельными признаками объекта служат виды, точнее значения их проективного покрытия. Каждый объект характеризуется, таким образом, рядом признаков, число их равно числу видов исследуемого участка. Если мы обозначим отдельные виды как А, В, С . . . К, то каждый  $i$ -й объект будет иметь координаты:  $a_i, b_i, c_i, \dots, k_i$ ; средний объект выборки —  $\bar{a}, \bar{b}, \bar{c}, \dots, \bar{k}$ ; средний объект градации фактора —  $\bar{a}_j, \bar{b}_j, \bar{c}_j, \dots, \bar{k}_j$ .

При сравнении объектов, обладающих рядом признаков, необходимо определить расстояние  $R$  между ними в многомерном, точнее в  $n$ -мерном пространстве. В данном случае осями пространства служат отдельные виды. Здесь следует принять во внимание следующее обстоятельство. Сравнение объектов необходимо проводить в одном и том же пространстве; иными словами, число осей должно соответствовать общему числу видов во всей совокупности описаний, т. е. в случае отсутствия вида в описании его проективное покрытие принимается равным нулю.

Если при сравнении объектов брать не расстояние между ними, а квадрат расстояния  $R^2$ , его можно легко интерпретировать как квадрат отклонения, используемый в дисперсионном анализе. Следовательно, суммы квадратов расстояний, вычисленные по схеме дисперсионного анализа, будут не что иное, как соответствующие суммы квадратов отклонений.

Пользуясь введенными обозначениями, найдем вначале значение общего варьирования исследуемых объектов; для этого определим квадраты расстояний всех объектов от среднего объекта выборки  $R_y^2$ . Квадраты расстояний первого, второго и последующих объектов от среднего равны

$$\begin{aligned} R_{y_1}^2 &= (a_1 - \bar{a})^2 + (b_1 - \bar{b})^2 + (c_1 - \bar{c})^2 + \dots + (k_1 - \bar{k})^2, \\ R_{y_2}^2 &= (a_2 - \bar{a})^2 + (b_2 - \bar{b})^2 + (c_2 - \bar{c})^2 + \dots + (k_2 - \bar{k})^2, \\ &\dots \dots \dots \\ R_{y_i}^2 &= (a_i - \bar{a})^2 + (b_i - \bar{b})^2 + (c_i - \bar{c})^2 + \dots + (k_i - \bar{k})^2 \end{aligned}$$

$$S_y = \Sigma R_y^2 = S_{y_a} + S_{y_b} + S_{y_c} + \dots + S_{y_k}$$

При суммировании квадратов расстояний (или квадратов отклонений) отчетливо видно, что общее варьирование, характерное для совокупности объектов, является суммой общего варьирования отдельных видов.

Аналогично этому получаем

$$\begin{aligned} S_x &= \Sigma R_x^2 = S_{x_a} + S_{x_b} + S_{x_c} + \dots + S_{x_k}, \\ S_z &= \Sigma R_z^2 = S_{z_a} + S_{z_b} + S_{z_c} + \dots + S_{z_k}. \end{aligned}$$

Квадрат корреляционного отношения в этом случае можно представить

$$\eta^2 = \frac{S_{x_a} + S_{x_b} + S_{x_c} + \dots + S_{x_k}}{S_{y_a} + S_{y_b} + S_{y_c} + \dots + S_{y_k}}$$

Число степеней свободы определяется как сумма

$$\begin{aligned} v_y &= v_{y_a} + v_{y_b} + v_{y_c} + \dots + v_{y_k} = (n - 1) m, \\ v_x &= v_{x_a} + v_{x_b} + v_{x_c} + \dots + v_{x_k} = (r - 1) m, \\ v_z &= (n - r) m, \end{aligned}$$

где  $m$  — число видов,  $n$  — число объектов и  $r$  — число градаций фактора.

Таким образом, исследовать связи каких-либо растительных группировок — пятен, синузид или сообществ с факторами внешней среды — можно на основе дисперсионного анализа, проведенного предварительно для всех видов, составляющих эти группировки. Этот способ расчета дает

возможность перейти от анализа связи отдельных видов к связи их сочетаний; при этом мы получаем дополнительно обширную информацию о поведении отдельных компонентов растительного покрова.

Кроме того, рекомендуемый метод позволяет выявить вклад каждого вида в общую связь исследуемого растительного покрова с факторами среды. Представим формулу для расчета  $\eta^2$

$$\eta^2 = \frac{S_{x_a}}{\sum S_y} + \frac{S_{x_b}}{\sum S_y} + \dots + \frac{S_{x_k}}{\sum S_y},$$

отсюда следует, что вклад вида тем больше, чем больше его факториальное варьирование. Его удобнее выразить в долях от единицы (в качестве единицы принимается значение  $\eta^2$ ), в этом случае следует брать отношение

$$\frac{S_{x_i}}{\sum S_x}.$$

При сравнении наших результатов с цифрами, получаемыми при использовании методики, рекомендованной Василевичем (Боч и др., 1970), наблюдаются некоторые расхождения. Причиной этого является вводимая поправка Сведекора на численность групп, которая приводит к сильной усредненности, а при определенном соотношении численности групп и уровня средних и к завышению факториального варьирования.

Изложенная методика была разработана и использована при изучении связи элементов мозаики в напочвенном покрове елового леса с факторами почвенного питания. Исследования проводились на участке чистого елового леса 100-летнего возраста, расположенного на ровном коренном берегу р. Луги в Ленинградской области. По характеру напочвенного покрова это ельник кислично-зеленомошный с хорошо выраженной пятнистостью. Разнообразие пятен можно свести к пяти основным типам: бедноразнотравные с небольшим количеством обычных видов еловых лесов и низким проективным покрытием (не более 10%); пятна с преобладанием черники; серия ельников кисличных — кисличник чистый, кисличник костяничный и кисличник, обогащенный группой разнотравья, имеющего репутацию растений богатых местообитаний — медуница *Pulmonaria obscura* Dumort., зеленчук *Galeobdolon luteum* Huds., фиалка *Viola mirabilis* L. и др. Использованы описания 100 пятен, каждое охарактеризовано серией мелких площадок (0.1 м<sup>2</sup>). Геоботанические описания включали схемы почвенных разрезов, на которых проведено описание морфологических особенностей почвенного профиля и взяты образцы для анализа. Из почвенных факторов учету подлежали содержание основных элементов питания (подвижные формы азота, фосфора, калия), кислотность почвы, тип почвенной реакции и почвенное плодородие. Последнее характеризовало химизм почвы в целом и определялось как интегральный фактор; в расчет принимались и содержание элементов питания, и реакция почвенного раствора.

В табл. 1 в развернутом виде приведены результаты дисперсионного анализа, показывающего зависимость варьирования растительности на исследованном участке от кислотности почвы. Здесь представлены все виды, встреченные на участке; приведены цифры, характеризующие их постоянство и проективное покрытие, а также данные дисперсионного анализа. Последняя графа таблицы показывает вклад каждого вида в образование общей связи. Обращает на себя внимание, что он не соответствует тесноте связи вида с фактором. Виды, имеющие примерно одинаковые по значению  $\eta^2$ , сильно различаются своим вкладом. Как уже говорилось, наибольший вклад принадлежит видам с высоким факториальным варьированием. Такими видами в данном случае оказались кислица, костяника и черника, их характеризуют достаточно высокое постоянство и обилие, а также наличие связи с исследуемым фактором. Совокупность этих черт и обеспечила их большой вклад; иными словами, эти виды определяют связь растительного покрова участка в данном случае с кислотностью. Роль редких и малообильных видов ничтожна.

ТАБЛИЦА 1

Дисперсионный анализ связи травяно-кустарничкового покрова участка елового леса с кислотностью почвы рН

Вид	Доистинство, %	Проективное покрытие, %		Факториальное варьирование $S_x$	Общее варьирование $S_y$	$\eta^2$	$S_x/S_y$
		среднее	макс. малое				
<i>Oxalis acetosella</i>	98	29	89	6592	33611	0.19	0.43
<i>Majanthemum biflorum</i>	98	11	48	325	6515	0.05	6.02
<i>Vaccinium vitis-idaea</i>	84	5	37	546	6584	0.08	0.035
<i>Luzula pilosa</i>	81	1	6	23	183	0.13	0.001
<i>Trentalis europaea</i>	79	3	20	32	1375	0.02	0.002
<i>Convallaria majalis</i>	66	3	17	116	1481	0.10	0.01
<i>Rubus saxatilis</i>	57	9	54	3511	16436	0.21	0.23
<i>Hepatica nobilis</i>	52	3	34	632	3430	0.18	0.04
<i>Anemone nemorosa</i>	45	1	8	9	306	0.03	—
<i>Vaccinium myrtillus</i>	40	9	62	2837	28866	0.11	0.18
<i>Melampyrum sylvaticum</i>	37	1	7	19	294	0.06	0.001
<i>Galeobdolon luteum</i>	26	1	25	171	640	0.27	0.01
<i>Ranischia secunda</i>	25	0.5	8	28	201	0.14	0.002
<i>Solidago virgaurea</i>	22	1	33	47	1928	0.02	0.003
<i>Calamagrostis arundinacea</i>	18	1	54	43	3418	0.01	0.003
<i>Pyrola rotundifolia</i>	12	1	15	128	698	0.18	0.01
<i>Deschampsia flexuosa</i>	11	0.5	19	15	317	0.05	0.001
<i>Actaea spicata</i>	9	0.5	4	4	99	0.04	—
<i>Dryopteris spinulosa</i>	8	0.5	16	12	441	0.03	0.001
<i>Aegopodium podagraria</i>	5	0.5	7	12	126	0.10	0.001
<i>Lycopodium clavatum</i>	5	0.5	27	63	684	0.09	0.004
<i>Gymnocarpium dryopteris</i>	4	0.1	8	29	67	0.43	0.002
<i>Viola mirabilis</i>	4	0.2	10	54	110	0.49	0.003
<i>Veronica officinalis</i>	4	0.1	2	—	—	—	—
<i>Fragaria vesca</i>	4	0.1	4	—	—	—	—
<i>Lycopodium selago</i>	3	0.1	3	—	—	—	—
<i>Equisetum sylvaticum</i>	2	0.1	0.5	—	—	—	—
<i>Hypericum perforatum</i>	1	0.01	1	—	—	—	—
<i>Pulmonaria obscura</i>	1	0.2	22	—	—	—	—
<i>Paris quadrifolia</i>	1	0.01	1	—	—	—	—
<i>Lycopodium annotinum</i>	1	0.2	1	—	—	—	—
				15248	105508		1.0

$$\eta^2 = \frac{15248}{105508} = 0.14.$$

Примечание. Подчеркнуты достоверные значения  $\eta^2$ .

ТАБЛИЦА 2

Теснота связи  $\eta^2$  сингузии почвенного покрова с эдафическими факторами

Сингузии	N	P	K	pH	Почвенная равность	Плодородие
Травяно-кустарничковые	0.06	0.04	0.02	0.14	0.06	0.11
Моховые	0.05	0.03	0.04	0.13	0.04	0.19
Травяно-кустарничковые моховые	0.06	0.05	0.03	0.14	0.05	0.14

Таким же образом была установлена связь напочвенного покрова с остальными почвенными факторами; результаты показаны в табл. 2.

Проведенный анализ позволяет оценить роль почвенных факторов в образовании мозаики напочвенного покрова в еловом лесу как второстепенную. Вместе с тем, как отмечалось нами ранее (Кирикова, 1974), эдафические факторы неравноценны в своем влиянии на варьирование растительности. На фоне очень слабых связей заметно выделяются сложные комплексные факторы (почвенное плодородие), а также кислотность почвы.

#### ЛИТЕРАТУРА

Боч М. С., В. И. Василевич, И. В. Игнатенко. (1970). Количественная оценка связи растительности и почвы в тундровой зоне. Экология, 5. — Кирикова Л. А. (1974). Изучение связи трав и кустарничков елового леса с почвенным плодородием. В кн.: Количественные методы анализа растительности. Уфа. — Плехинский Н. А. (1970). Биометрия.

Ленинградский государственный университет.

Получено 10 III 1977.