

МЕТОДИКА БОТАНИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

УДК (018) 581.9

Г. Г. Герасименко, В. С. Ипатов

АНАЛИЗ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ОБИЛИЯ ВИДОВ КАК МЕТОД КЛАССИФИКАЦИИ РАСТИТЕЛЬНОСТИ

G. G. GERASIMENKO, V. S. IPATOV. ANALYSIS OF THE DISTRIBUTION OF THE SPECIES ABUNDANCE AS A METHOD OF VEGETATION CLASSIFICATION

Предлагается метод классификации растительности, основанный на выявлении статистически значимых деформаций в распределении обилия видов. Алгоритм метода рассматривается на примере 580 описаний, выполненных в травяном ярусе дубравы на площадках размером 0.25 м². Приводятся характеристики полученных таксономических групп.

Для выделения классификационных единиц растительности любого таксономического ранга предложено большое число методов. Эти методы, как правило, используют качественные (наличие или отсутствие) или количественные (обилие) данные о видовом составе сообществ. Неоднократно отмечалось (Василевич, 1971; Vouxin, 1975, и др.), что методы, имеющие дело с количественными значениями признаков, более эффективны. Методы могут содержать в своей основе оценивание и сравнение описаний (Q-анализ) либо оценивание признаков (R-анализ). Предложенный в данной работе метод классификации — метод анализа распределений проективного покрытия видов — основан на количественных характеристиках обилия видов в описании и анализе распределения частот признаков в исследуемой совокупности описаний.

Прежде чем приступить к изложению собственно алгоритма метода, необходимо обосновать его теоретически. Для этой цели воспользуемся некоторыми понятиями и положениями теории распределений.

Исходный массив описаний (580 описаний пробных площадок дубравы размером 0.25 м²) будем рассматривать как совокупность элементов, каждому из которых соответствует определенное числовое значение некоторой переменной — варианты (проективное покрытие вида, измеренное в баллах; балл равен 11% покрытия). Область значений варианты разбивается на интервалы (в нашем случае величина интервала — один балл). Количества элементов, которым соответствуют значения варианты, попадающие в заданные интервалы, называются частотами. Распределение частот по интервалам называется частотным распределением (Кендалл, Стьюарт, 1966). Частотное распределение можно изобразить графически: по оси x откладываются значения вариант, по оси y — значения частот в интервалах (рис. 1).

Распределение означает, что, несмотря на непрерывное, беспорядочное изменение значений варианты, относительное число элементов с определенным значением варианты весьма устойчиво (Сачков, 1971). Вследствие этого распределение обладает некоторыми свойствами регулярности, которые можно представить в математической форме и охарактеризовать определенными количественными показателями, а затем установить некоторые положения о функции распределения данного признака.

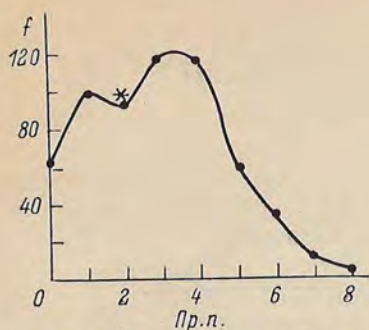


Рис. 1. Кривая распределения проективного покрытия *Aegopodium podagraria*.

По оси абсцисс — Пр. п. — проективное покрытие, по оси ординат — частота, f ; звездочка — статистически значимая деформация.

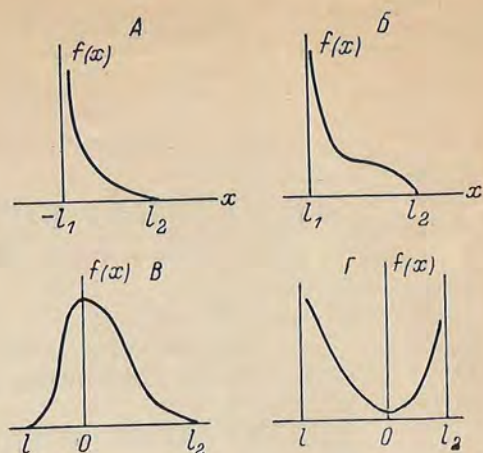


Рис. 2. Кривые распределения типа I.

А — $-1 < q_1 < 0$; $q_2 > 1$; Б — $-1 < q_1 < 0$, $0 < q_2 < 1$; В — $q_1 > 1$, $q_2 > 1$; Г — $-1 < q_1 < 0$, $-1 < q_2 < 0$.

Частотные распределения, приводимые в различных исследованиях, чрезвычайно разнообразны. Наиболее подходящее для нас описание распределений было сделано К. Пирсоном. Оно основано на отыскании семейства кривых, при помощи которых можно представить встречающиеся на практике распределения. Отмечая достоинства пирсоновских распределений, Кендалл и Стюарт (1966) указывают на их хорошее соответствие результатам наблюдений и возможность достаточно точного приближения эмпирических распределений к теоретическим. Более того, заметим, что все распределения обилия видов, с которыми нам пришлось иметь дело на практике, относятся к кривым Пирсона типа I (всего 7 типов: см. Митропольский, 1974), что подтверждается также и некоторыми литературными данными (Леме, 1976).

Для того чтобы выяснить, к какому типу относится конкретное распределение, достаточно вычислить с помощью центральных моментов значение критерия χ ; схема его определения подробно изложена А. К. Митропольским (1974). Критерий χ кривых типа I отрицателен. Уравнение имеет вид

$$f_i = f_0 \left(1 + \frac{x}{l_1}\right)^{q_1} \left(1 - \frac{x}{l_2}\right)^{q_2}, \quad (1)$$

где $l = l_1 + l_2$ — размах распределения; f_i — частота признака при определенном значении обилия x ; q_1, q_2 — постоянные, значения которых всегда больше -1 .

При разработке и использовании данного метода классификации нами было проанализировано около ста распределений, чаще других им соответствовали теоретические распределения, приведенные на рис. 2.

Предлагаемый метод основывается на предположении о том, что если исследуемая выборка качественно однородна по какому-либо признаку, то распределение частот значений этого признака подчиняется определенному вероятностному закону. В нашем случае эти распределения аппроксимируются кривыми Пирсона типа I. Если же исходная выборка качественно неоднородна, т. е. в ней представлены объекты нескольких генеральных совокупностей, то в ходе эмпирической кривой могут быть выявлены некоторые несоответствия теоретической. Эти несоответствия могут выразиться в наличии нескольких мод ступенчатости у эмпирической кривой — разного рода деформаций. Однородные выборки выявляются при разбиении исходной совокупности объектов на группы по

значениям признаков, соответствующим деформациям. Таким образом, основная задача сводится к установлению статистически значимых деформаций — критических значений проективных покрытий видов, по которым затем устанавливаются таксономические группы описаний.

Рассмотрим далее алгоритм метода, анализируя подробно некоторые его этапы. В качестве примера используем распределение проективного покрытия *Aegopodium podagraria* в массиве описаний дубравы (рис. 1). Основные этапы работы метода сводятся к следующим.

1. Для каждого вида строится эмпирическое распределение проективного покрытия.

2. Эмпирические распределения частот аппроксимируются теоретическими кривыми распределения, относящимися к «семейству распределений Пирсона». Распределению *Aegopodium podagraria* соответствует теоретическое распределение, относящееся к типу I (рис. 2, B), его уравнение имеет вид

$$f_i = 62 \left(1 + \frac{x}{3.65}\right)^{1.52} \left(1 - \frac{x}{6.71}\right)^{2.79} \quad (2)$$

3. В случае неоднородности материала наблюдается несоответствие эмпирического и теоретического распределений. Всякое отклонение от хода теоретической кривой в эмпирическом распределении назовем деформацией, т. е. под деформацией будем понимать всякое нарушение закономерности изменения функции (Ипатов, 1968). Число и место деформаций выявляется методом «отношения частот» (Ипатов, 1969).

Суть метода «отношения частот» сводится к анализу закономерности изменения отношений частот (каждой предыдущей к каждой последующей) эмпирической и теоретической кривых распределения. Он основан на предположении о том, что если исходная совокупность качественно однородна по исследуемому признаку, то закономерность изменения отношений частот эмпирической и теоретической кривых одна и та же, в противном случае имеют место деформации.

Ряд отношений частот для *Aegopodium podagraria* приведен в табл. 1. Далее можно поступить следующим образом. Пользуясь уравнением (2), рассчитать теоретические частоты и их отношения, т. е. найти значения функции $f_i : f_{i+1}$, затем сравнить эмпирический и теоретический ряды отношения частот. Однако это весьма трудоемкий путь, и мы поступили иначе.

Для того чтобы можно было применить метод «отношения частот», необходимо и достаточно знать следующие особенности изменения функции отношения теоретических частот: 1) возрастает она или убывает; 2) имеет ли экстремальные точки (максимум или минимум). Для их выявления необходимо использовать некоторые свойства первой производной. Известно, что если функция возрастает, знак первой производной этой функции «плюс»; если функция убывает, то производная имеет отрицательное значение. В экстремальной точке значение первой производной равно нулю. Для функции отношения частот имеем следующее выражение первой производной

$$F'(f_i : f_{i+1}) = \frac{q_1}{l_1^2 \left(1 + \frac{x}{l_1}\right) \left(1 + \frac{x+1}{l_1}\right)} + \frac{q_2}{l_2^2 \left(1 - \frac{x}{l_2}\right) \left(1 - \frac{x+1}{l_2}\right)} \quad (3)$$

ТАБЛИЦА 1

Анализ распределения проективного покрытия *Aegopodium podagraria* методом отношений

| Проективное покрытие (баллы) | f_i | $f_i : f_{i+1}$ | H_0 | χ^2 | D |
|------------------------------|-------|-----------------|-------|----------|-----|
| 0 | 62 | 0.64 | — | — | — |
| 1 | 98 | 1.08 | — | — | — |
| 2 | 91 | 0.79 | 1.08 | 4.86 | * |
| 3 | 115 | 1.05 | 1.08 | 0.07 | — |
| 4 | 110 | 1.90 | — | — | — |
| 5 | 58 | 2.00 | — | — | — |
| 6 | 29 | 2.64 | — | — | — |
| 7 | 11 | 1.83 | — | — | — |
| 8 | 6 | | | | |

Примечание. f_i — частота i -того значения признака, H_0 — нулевая гипотеза, χ^2 — критерий хи-квадрат, D — деформация, звездочка означает наличие статистически значимой деформации.

Чтобы узнать, существуют ли у данной функции экстремальные точки, определяем, при каких значениях аргумента значение первой производной равно нулю. Приравниваем выражение (3) к нулю и находим корни уравнения

$$x_{1,2} = \frac{q_1(2l_2 - 1) - q_2(2l_1 + 1) \pm \sqrt{(q_1 + q_2)^2 - 4q_1q_2l^2}}{2(q_1 + q_2)}.$$

Необходимо учесть лишь действительные корни, находящиеся в пределах от 0 до 9 (область изменения обилия вида). Для *Aegopodium podagraria* действительных корней нет, значит достаточно определить знак первой производной в какой-либо точке из области изменения проективного покрытия этого вида. Знак производной — «плюс», следовательно, ряд отношений частот эмпирического распределения должен возрастать. В районе значений проективного покрытия 2—3 балла (в эмпирическом распределении; см. табл. 1) наблюдается несоответствие — деформация.

4. Достоверность деформации определяется с помощью критерия хи-квадрат (Ипатов, 1969).

Допустим, обнаружено, что $(f_{i-1} : f_i) > (f_i : f_{i+1})$, тогда как ряд отношений частот теоретического распределения возрастает. Выдвигаем нулевую гипотезу о равенстве отношений $(f_{i-1} : f_i) = (f_i : f_{i+1})$. Если с помощью критерия χ^2 мы покажем, что между этими отношениями не может быть равенства, что нулевая гипотеза не подтверждается, то остается принять неравенство статистически значимым, т. е. деформация оказывается достоверной. Критерий χ^2 рассчитывается по формуле

$$\chi^2 = \frac{(f_i - rf_{i+1})^2}{r(f_i + f_{i+1})},$$

где $r = f_{i-1} : f_i$. Нулевая гипотеза отбрасывается, если полученное нами значение χ^2 больше табличного (при 95% доверительном уровне и одной степени свободы $\chi^2_{\text{табл}} = 3.48$). Деформация, обнаруженная у *Aegopodium podagraria*, статистически значимая, так как $\chi^2 = 4.86$ — значение χ^2 превышает табличное.

5. Область на кривой распределения обилия вида, в которой обнаружена статистически значимая деформация, считается граничной и по ней проводится разбиение всей совокупности описаний на две группы. В нашем примере, как мы уже выяснили, деформация находится в области значений покрытия 2—3 балла. К одной группе относим описания с покрытием *Aegopodium podagraria* от нуля до двух баллов, к другой — в три балла и выше.

6. При выделении таксономических единиц учитывались все виды, для которых обнаружены статистически значимые деформации. Окончательно выделенные группы описаний содержат виды только с проективным покрытием большим или меньшим значения, соответствующего деформации.

Ранее мы уже упоминали, что исходный массив описаний, используемый в качестве модели, на которой иллюстрируется работа метода, содержит 580 описаний пробных площадок размером 0.25 м². Описания сделаны в дубраве (Калининградская обл., Озерский р-н). Кроме *Quercus robur*, в древесном ярусе единично присутствуют *Tilia cordata* и *Fraginus excelsior*. Участок характеризуется разнообразным травяным покровом (табл. 2). Заметен плавный постепенный переход между зонами с преобладанием *Carex pilosa* и *Aegopodium podagraria* и выраженный довольно резко переход в зону с господством *Mercurialis perennis*. На каждой пробной площадке отмечали присутствие и обилие (проективное покрытие) видов травяного яруса. Таким образом, мы имеем дело с одноярусными растительными группировками и будем рассматривать наш участок как совокупность некоторого числа синузий.

Описанный выше алгоритм классификации позволяет рассматривать лишь виды, имеющие достаточный размах значений проективного покрытия. Необходимо иметь более трех-четырёх классов частот обилия

ТАБЛИЦА 2

Характеристика видов травяного яруса дубравы

| Вид | Максимальное проективное покрытие (баллы) | Среднее проективное покрытие (баллы) | Встречаемость, % | Вид | Максимальное проективное покрытие (баллы) | Среднее проективное покрытие (баллы) | Встречаемость, % |
|----------------------------------|---|--------------------------------------|------------------|------------------------------|---|--------------------------------------|------------------|
| <i>Carex pilosa</i> | 7.0 | 1.7 | 73.3 | <i>Convallaria majalis</i> | 2.0 | 0.1 | 9.1 |
| <i>Stellaria holostea</i> | 3.0 | 0.3 | 37.6 | <i>Polygonatum odoratum</i> | 4.0 | 0.2 | 12.2 |
| <i>Pulmonaria obscura</i> | 3.0 | 0.5 | 50.7 | <i>Viola canina</i> | 4.0 | 0.2 | 21.2 |
| <i>Orobus vernus</i> | 4.0 | 0.7 | 52.9 | <i>Asarum europaeum</i> | 5.0 | 0.1 | 5.5 |
| <i>Galeobdolon luteum</i> | 5.0 | 0.3 | 45.5 | <i>Anemone nemorosa</i> | 1.0 | 0.0 | 7.4 |
| <i>Milium effusum</i> | 3.0 | 0.2 | 16.9 | <i>Ranunculus cassubicus</i> | 3.0 | 0.3 | 24.5 |
| <i>Calamagrostis arundinacea</i> | 4.0 | 0.1 | 4.3 | <i>Vicia sepium</i> | 4.0 | 0.1 | 8.5 |
| <i>Melica nutans</i> | 2.0 | 0.0 | 2.2 | <i>Glechoma hederacea</i> | 2.0 | 0.1 | 14.8 |
| <i>Aegopodium podagraria</i> | 8.0 | 2.8 | 89.3 | <i>Mercurialis perennis</i> | 8.0 | 0.5 | 15.4 |
| <i>Oxalis acetosella</i> | 4.0 | 0.1 | 8.5 | <i>Platanthera bifolia</i> | 1.0 | 0.0 | 0.7 |
| <i>Hepatica nobilis</i> | 2.0 | 0.2 | 32.8 | <i>Campanula trachelium</i> | 2.0 | 0.0 | 1.2 |
| <i>Thalictrum aquilegifolium</i> | 2.0 | 0.0 | 1.9 | <i>Poa sylvicola</i> | 2.0 | 0.0 | 1.4 |

вида, для того чтобы стало возможным статистически анализировать распределение обилия этого вида. Из встреченных на нашем участке видов анализу подверглись следующие: *Aegopodium podagraria*, *Carex pilosa*, *Mercurialis perennis*, *Orobus vernus* и *Ranunculus cassubicus* (рис. 1, 3). Для трех видов (*Aegopodium podagraria*, *Carex pilosa* и *Mercurialis perennis*) обнаружены статистически значимые деформации, причем у *Carex pilosa* их две.

Прежде чем приступить к рассмотрению полученных групп описаний, представляет интерес попытаться биологически обосновать появление деформаций. В зонах равномерного распределения экологического или ценофитического фактора вероятность осуществления элементарного события (появления вида с определенным обилием) различна. Наличие деформации свидетельствует о том, что достаточно часто данный вид встречается с низкими и высокими значениями проективного покрытия, «средняя область» отмечается реже, т. е. вероятность появления вида со средними значениями проективного покрытия меньше. Возможно, такое распределение определяется неравномерным действием какого-либо экологического или ценофитического фактора, существенного для данного вида, наличием переломного значения в действии фактора. Учет таких явлений — наиболее важный момент в распределении описаний по группам. В связи с этим становится понятным стремление многих исследователей использовать для классификации лишь виды со средней встречаемостью, отбрасывая редкие и часто встречающиеся виды. Однако, по нашему мнению, часто встречающийся вид может не рассматриваться лишь в том случае, если он является «абсолютным» доминантом, т. е. имеет значительное обилие во всех описаниях массива.

Итак, с помощью четырех статистически значимых деформаций было выделено семь групп описаний, таксономический ранг которых неодинаков. Унион — основную таксономическую единицу синузий — мы определяем, согласно Б. Н. Норину (1979), по доминирующему виду, оказывающему наибольшее влияние на остальные компоненты. Подчиненная единица — социон — выделяется внутри униона по содоминирующему виду или же по степени сомкнутости доминанта-эдификатора в монодоминантных синузиях с учетом всего флористического состава синузий (Норин, 1979). Так как *Carex pilosa* имеет две значимые деформации, то выделено две группы описаний, в которых этот вид доминирует (табл. 3;

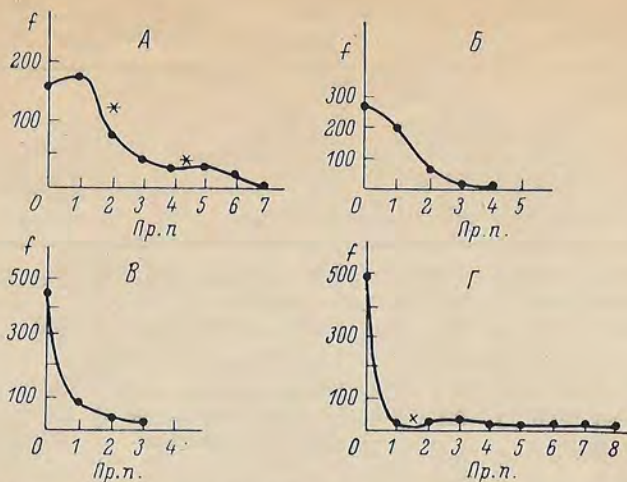


Рис. 3. Кривые распределения проективного покрытия.

А — *Carex pilosa*, Б — *Orobus vernus*, В — *Ranunculus cassubicus*, Г — *Mercurialis perennis*.
Обозначения, как на рис. 1.

гр. 3, 4). Эти единицы мы рассматриваем как соционы, различающиеся по обилию *Carex pilosa*, и объединяем их в один унион. Аналогичным образом соционы с разной степенью доминирования *Aegopodium podagraria* (гр. 1, 2) представляют собой один унион (отметим, что гр. 2 содержит описания с видами, имеющими значения проективного покрытия меньше значений, соответствующих деформациям). Таксономический ранг трех оставшихся групп описаний (гр. 5, 6, 7) — унион. Флористический состав всех выделенных групп различается очень незначительно. Однако, судя по количественной представленности видов, можно говорить о приуроченности некоторых из них к определенным синузидальным единицам. Для униона *Aegopodium podagraria* характерны виды *Ranunculus cassubicus*, *Vicia sepium*, *Milium effusum*, *Oxalis acetosella*; для униона *Mercurialis perennis* — *Asarum europaeum*. *Stellaria holostea* и *Polygonatum odoratum* встречаются довольно часто в описаниях обоих унионов. К описаниям униона *Carex pilosa* более всего приурочены *Convallaria majalis* и *Hepatica nobilis*.

Заканчивая обсуждение выделенных групп, обратим внимание на их взаимное расположение в пространстве первых двух факторов (рис. 4). Факторный анализ был выполнен для «центров» групп — средних значений проективного покрытия всех видов описаний, относящихся к одной группе.¹ На противоположных концах оси первого фактора оказались группы описаний с доминированием *Carex pilosa* и *Aegopodium podagraria*. Группа описаний, в которых преобладают оба эти вида, имеет нагрузку, близкую к нулю. Таксономические единицы с доминированием *Aegopodium podagraria* и *Mercurialis perennis* максимально различаются нагрузками на второй фактор. Амплитуда варьирования нагрузок на первые два фактора выделенных групп описаний примерно одинакова. Имеет место своеобразный «двумерный континуум» таксономических единиц.

Нетрудно заметить, что рассмотренный метод имеет морфолого-физиологическую доминантную основу, о чем свидетельствует и собственно алгоритм метода, и таксономический анализ выделенных групп. Преимущество метода анализа распределений обилия видов в том, что он однозначно решает вопрос о значении обилия вида, выше которого данный вид считается доминантом. Очень часто, используя доминантный подход,

¹ Факторный анализ проведен одновременно для групп, выделенных несколькими классификационными методами (Герасименко, 1977), однако здесь мы рассматриваем ординацию групп метода анализа распределений обилия.

ТАБЛИЦА 3

Характеристика синузальных единиц травяного яруса дубравы

| Вид | Aegopodium podagraria | | Carex pilosa | | Aegopodium podagraria + Carex pilosa | Mercurialis perennis | Aegopodium podagraria + Mercurialis perennis |
|-----|-----------------------|---|--------------|---|--------------------------------------|----------------------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |

Число описаний

| | | | | | | | |
|------------------------------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 223 | 37 | 103 | 71 | 72 | 38 | 36 |
| <i>Carex pilosa</i> | 0.8 | 0.5 | 3.0 | 5.5 | 2.3 | 0.2 | 0.2 |
| | 61.9 | 70.3 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 18.4 | 25.0 |
| <i>Stellaria holostea</i> | 0.8 | 0.2 | 0.2 | 0.1 | 0.3 | 0.4 | 0.3 |
| | 48.9 | 29.7 | 24.3 | 13.9 | 35.2 | 55.3 | 41.7 |
| <i>Pulmonaria obscura</i> | 0.5 | 0.7 | 0.5 | 0.3 | 0.5 | 0.3 | 0.6 |
| | 55.6 | 59.5 | 45.6 | 36.1 | 49.3 | 34.2 | 69.4 |
| <i>Orobus vernus</i> | 0.6 | 1.1 | 0.9 | 0.6 | 0.7 | 0.4 | 0.6 |
| | 49.8 | 75.7 | 61.2 | 52.4 | 52.1 | 42.1 | 38.9 |
| <i>Galeobdolon luteum</i> | 0.3 | 0.3 | 0.5 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.2 |
| | 46.2 | 40.5 | 49.5 | 43.1 | 45.1 | 39.5 | 38.9 |
| <i>Milium effusum</i> | 0.2 | 0.4 | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 0.1 |
| | 18.4 | 32.4 | 14.6 | 15.3 | 14.1 | 7.9 | 13.9 |
| <i>Aegopodium podagraria</i> | 4.5 | 1.8 | 1.0 | 0.6 | 3.5 | 11.6 | 3.6 |
| | 100.0 | 97.3 | 75.7 | 52.8 | 100.0 | 94.7 | 100.0 |
| <i>Oxalis acetosella</i> | 0.1 | 0.1 | + | + | + | — | + |
| | 14.4 | 16.2 | 4.9 | 4.2 | 1.4 | — | 5.6 |
| <i>Hepatica nobilis</i> | 0.2 | 0.1 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.2 | 0.2 |
| | 28.3 | 18.9 | 38.8 | 41.7 | 36.6 | 31.6 | 27.8 |
| <i>Convallaria majalis</i> | + | — | 0.2 | 0.4 | — | — | — |
| | 1.8 | — | 17.5 | 43.1 | — | — | — |
| <i>Polygonatum odoratum</i> | 0.2 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.3 | 0.1 |
| | 15.7 | 21.6 | 8.7 | 2.8 | 12.7 | 13.2 | 8.3 |
| <i>Viola canina</i> | 0.2 | 0.4 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.3 | 0.1 |
| | 25.6 | 35.1 | 21.4 | 13.9 | 12.7 | 29.0 | 8.3 |
| <i>Asarum europaeum</i> | + | + | + | + | + | 0.2 | + |
| | 4.9 | 5.4 | 3.9 | 5.6 | 2.8 | 21.1 | 5.6 |
| <i>Anemone nemorosa</i> | 0.1 | + | 0.1 | 0.1 | + | + | + |
| | 8.5 | 5.4 | 9.7 | 6.9 | 4.2 | 7.9 | 2.8 |
| <i>Ranunculus cassubicus</i> | 0.6 | 0.8 | 0.1 | — | 0.1 | 0.2 | 0.5 |
| | 35.4 | 46.0 | 12.6 | — | 16.9 | 15.8 | 41.7 |
| <i>Vicia sepium</i> | 0.2 | 0.3 | + | — | 0.1 | 0.1 | 0.1 |
| | 14.8 | 18.9 | 1.9 | — | 4.2 | 5.3 | 5.6 |
| <i>Glechoma hederacea</i> | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 0.1 |
| | 12.1 | 5.4 | 23.3 | 18.1 | 15.5 | 18.4 | 8.3 |
| <i>Mercurialis perennis</i> | + | 0.1 | + | — | — | 4.3 | 3.1 |
| | 3.6 | 10.8 | 2.9 | — | — | 100.0 | 100.0 |

Примечание. Для каждого вида в числителе — среднее значение проективного покрытия, в баллах (+ — меньше 0.1 балла), в знаменателе — константность вида, в %. Приведены виды, имеющие встречаемость более 5%. Цифрами 1—7 в головке таблицы обозначены выделенные синузальные единицы (в тексте — гр.).

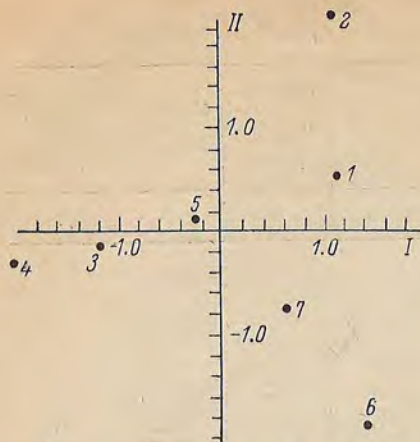


Рис. 4. Ординация синузальных единиц дубравы в пространстве первых двух факторов (I и II).

Цифры соответствуют номерам групп, приведенным в табл. 3.

исследователь субъективно определяет пороговое значение обилия. Важно не забывать и то, что метод ориентирован на виды, в распределении обилия которых имеются области с высоким и низким обилием, разделенные пограничной зоной — зоной низких частот. Можно предположить наличие видов, распределение обилия которых не имеет деформаций, хотя достаточно высокие частоты низких и высоких значений обилия. В этом случае доминантный метод будет использовать данный вид как диагностический признак, метод анализа распределения обилия исключит его из рассмотрения т. е. последний метод использует большую информацию, биологический смысл которой интересно выяснить.

Предложенный метод в случае необходимости может быть скомбинирован, например, с методами, имеющими экологическую основу. Метод может работать только при наличии достаточно большого массива описаний и по своей трудоемкости, по-видимому, уступает методам, требующим расчета корреляционных матриц (в случае, если не применяются ЭВМ с программным управлением).

Необходимо отметить, что алгоритм метода содержит некоторые условности, преодолеть которые довольно трудно. Как известно, деформированное распределение получается в результате частичного перекрытия однородных распределений. Проводя разбиение по значению признака, соответствующего деформации, мы присваиваем каждой совокупности некоторые элементы соседней. Задача разделения смесей — одна из наиболее сложных в статистике, и имеющиеся подходы к ее решению мало пригодны в данном случае. По-разному можно решить вопрос о том, следует ли учитывать нулевые значения обилия вида; могут быть приведены и в том, и в другом случаях аргументы «за и против». Эти и другие возможные замечания свидетельствуют о том, что предложенный метод не является детально и окончательно разработанным, необходимы дальнейшие теоретические и практические исследования в плане его усовершенствования.

ЛИТЕРАТУРА

- Василевич В. И. (1971). К методике выделения растительных ассоциаций с помощью математических методов. В кн.: Методы выделения растительных ассоциаций. Л. — Герасименко Г. Г. (1977). Сравнительный анализ некоторых методов выделения низших таксономических единиц растительности. *Бот. ж.*, 62, 3. — Ипатов В. С. (1968). Дифференциация древостоя. I. *Вестн. ЛГУ*, сер. биол., 21, 4. — Ипатов В. С. (1969). Дифференциация древостоя. II. Выявление деформаций у кривых распределения деревьев по толщине. *Вестн. ЛГУ*, сер. биол., 15, 3. — Кендалл М., А. Стьюарт. (1966). Теория распределений. М. — Лемез Ж. (1976). Основы биогеографии. М. — Митропольский А. К. (1971). Техника статистических вычислений. М. — Горин Б. Н. (1979). Структура растительных сообществ восточноевропейской лесотундры. Л. — Сачков Ю. В. (1974). Введение в вероятностный мир. М. — Воухин Г. (1975). Ordination of quantitative and qualitative data in a savanna vegetation (Rwanda, Central Africa). *Vegetatio*, 30, 3.