УДК 519.7:574.4

© 1991 г.

Л.Л. ГОЛУБЯТНИКОВ

ИДЕНТИФИКАЦИЯ МОДЕЛИ ЭКОЛОГИЧЕСКОГО РЯДА

Предлагается подход к моделированию экологических рядов, на основе понятия экологической ниши и принципа континуума растительного покрова. Математическая модель экологического ряда представлена в виде уточненной ленточной матрицы. Задача идентификации модели сведена к стандартной задаче о назначениях. Предлагаемый алгоритм идентификации математически корректен. Показана взаимосвязь и проведено сравнение этого алгоритма с традиционными в геоботанических исследованиях методами ординации видов.

ВВЕДЕНИЕ

Одной из основ современной геоботаники является теория экологических рядов, которая позволяет исследовать взаимосвязь сложнейших отношений в растительном покрове и устанавливать определенные закономерности в его развитии. Экологический ряд может быть использован как диагностическое средство, как своего рода базис для ориентировки по его ступеням растительных группировок не только того района, по материалам которого этот ряд выведен, но и для других районов, достаточно близких к нему по своей природе (Раменский и др., 1956).

Анализ современного этапа развития теории экологических рядов показывает, что в используемых методах построения рядов существенным оказывается субъективный фактор — квалификация исследователя-геоботаника. Обеспечить объективный подход к этой проблеме возможно на основе математических методов, но их применение может быть успешным лишь в том случае, если удастся формализовать основные понятия рассматриваемой геоботанической концепции. В этой работе рассматривается модель и предлагается процедура ее идентификации для экологического ряда, т.е. последовательности фитоценозов, сменяющих друг друга в пространстве вдоль градиента некоторого фактора среды.

ФОРМУЛИРОВКА МОДЕЛИ ЭКОЛОГИЧЕСКОГО РЯДА

Г.А. Александровым и Л.Л. Голубятниковым (1990) предложен подход к моделированию экологических рядов, основанный на модели экологической ниши (Свирежев, Логофет, 1978; May, 1974) и принципе континуальности растительного покрова (Раменский, 1952). Согласно предложенной концепции, весь диапазон условий произрастания рассматриваемых N видов представляется в виде разбиения $\{y_1, ..., y_N\}$, как N участков y_i, каждый из которых характеризуется значением фактора t_i и списком видов M_i. Это разбиение должно быть таким, что в разных участках значения фактора и список видов различны, т.е. для $i \neq j$, $t_i \neq t_j$ и $M_i \neq M_j$. Обозначая через b_{ij} относительную площадь, занимаемую j-м видом в i-м диапазоне условий произрастания, получаем матрицу $B = [b_{ij}]$ размерности $N \times$

$\times N$, которая дает формализованное описание смены сообществ в пространстве, вдоль выбранного градиента. Матрицу $B = [b_{ij}]$ назовем моделью *экологического ряда*.

Для большей наглядности модели введем новую матрицу $A = [a_{ij}]$, элементы которой

$$a_{ij} = \begin{cases} 1, \text{ если } b_{ij} \geqslant d \\ 0, \text{ если } b_{ij} < d, \end{cases}$$

где d — некоторая пороговая величина площади покрытия, ниже которой вид считается «отсутствующим». Матрица A имеет вид *уточненной ленточной матрицы* (Александров, Голубятников, 1990), т.е. для этой матрицы существуют два целочисленных вектора $\mathbf{W} = (w_1, ..., w_N)$ и $\mathbf{K} = (k_1, ..., k_N)$, координаты которых удовлетворяют неравенствам: $k_j > 0$ $(j = 1, ..., N)$, $w_{j+1} \geqslant w_j \geqslant 0$, $w_j + k_j \leqslant \leqslant w_{j+1} + k_{j+1}$ $(j = 1, ..., N-1)$, и такие, что для $i, j = 1, ..., N$

$$a_{ij} = \begin{cases} 1, \text{ если } w_j < i \leqslant k_j + w_j \\ 0 \text{ во всех остальных случаях.} \end{cases}$$

Примером такой матрицы является следующая матрица

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix},$$

для которой $\mathbf{W} = (0, 0, 1, 1, 2)$, $\mathbf{K} = (2, 3, 2, 4, 3)$.

Как правило, результаты геоботанических описаний не соответствуют предлагаемой модели. Это связано, во-первых, с тем, что заложенные серии пробных площадей не всегда удовлетворяют условиям, наложенным выше на разбиение диапазона условий произрастания, во-вторых, виды в списках не упорядочены по градиенту изучаемого фактора среды. Последнее может быть исправлено с помощью специальной процедуры, которая рассматривается ниже и означает в сущности идентификацию предложенной модели по данным наблюдений.

АЛГОРИТМ ИДЕНТИФИКАЦИИ МОДЕЛИ

В основе алгоритма идентификации предложенной модели экологического ряда лежат качественные данные о наличии видов в растительных сообществах. Исходная геоботаническая информация задается в виде квадратной матрицы $\tilde{A} = \left[\tilde{a}_{ij}\right]$ $(i, j = 1, ..., N)$, строки которой образуют описания сообществ, расположенные в порядке возрастания величины фактора среды, а столбцы соответствуют неординированным видам. Таким образом, в исходной матрице элемент $\tilde{a}_{ij}$ равен единице, если j-й вид есть в i-м описании и $\tilde{a}_{ij}$ равен нулю, если j-го вида нет в i-м описании.

Согласно модели экологического ряда, предлагаемый метод идентификации состоит в приведении исходной матрицы геоботанических данных $\tilde{A} = \left[\tilde{a}_{ij}\right]$ к форме уточненной ленточной матрицы $A = [a_{ij}]$ $(i, j = 1, ..., N)$.

Чтобы формализовать поставленную задачу, определим целевую функцию $F(X)$, заданную на множестве квадратных матриц $X = [x_{ij}]$ $(i, j = 1, ..., N)$, состоящих из

нулей и единиц (Голубятников, 1990; Александров, Голубятников, 1990). Для каждого j-го столбца X определим числа q_j, p_j, b_j, n_j следующим образом:

$$q_j = \min_{\substack{i=\overline{1,N} \\ x_{ij}\neq 0}} i,\ p_j = \max_{\substack{i=\overline{1,N} \\ x_{ij}\neq 0}} i,\ b_j = \min(j, q_j),\ n_j = \max(j, p_j).$$

Тогда целевая функция $F(X)$ задается формулой

$$F(X) = \sum_{j=1}^{N}\sum_{i=1}^{N}(j-i)^2\varphi_{ij}, \tag{1}$$

где $\varphi_{ij} = \begin{cases} 2, \text{ если } b_j \leq i \leq n_j,\ x_{ij} = 0 \\ x_{ij}, \text{ во всех остальных случаях.} \end{cases}$

Алгоритм идентификации предложенной модели экологического ряда основан на следующем утверждении. Пусть R — множество матриц, состоящее из уточненной ленточной матрицы $X = [x_{ij}]$ $(i, j = 1, ..., N)$, и матриц Z, отличающихся от матрицы X только порядком расстановки столбцов. Если F — функция, определяемая по формуле (1), то

$$\min_{Z\in R} F(Z) = F(X). \tag{2}$$

С доказательством этого утверждения можно познакомиться в работе Г.А. Александрова и Л.Л. Голубятникова (1990).

Из этого утверждения следует, что рассматриваемый метод идентификации сводится к нахождению такого расположения столбцов исходной матрицы данных $\tilde{A}$, при котором получаемая матрица минимизирует функцию F, определяемую формулой (1). Следует отметить, что из утверждения следует и единственность указанного порядка расположения столбцов исходной матрицы — это обеспечивает корректность в постановке задачи.

Опишем метод приведения исходной матрицы $\tilde{A} = \left[\tilde{a}_{ij}\right]$ к виду уточненной ленточной $A = [a_{ij}]$ $(i, j = 1, ..., N)$. Не составляет сложности свести задачу нахождения искомой перестановки столбцов матрицы $\tilde{A}$ к решению частного случая так называемой транспортной задачи линейного программирования, а именно *задачи о назначениях*. Действительно, определим новую матрицу $C = [c_{ij}]$ $(i, j = 1, ..., N)$, элементы c_{ij} которой вычисляются по формуле

$$c_{ij} = \sum_{m=1}^{N}(m-i)^2\varphi_{mj}, \tag{3}$$

где φ_{mj} определяется так же, как и в формуле (1), т.е. c_{ij} — «вклад» элементов j-го столбца матрицы $\tilde{A}$ в сумму $F(\tilde{A})$, если этот столбец будет занимать i-е место в матрице. Таким образом, поставленная задача будет решена, если решать задачу о назначениях j столбцов матрицы $\tilde{A}$ на j мест так, чтобы суммарная «стоимость» этих «назначений», определяемая по формуле (1), была минимальна. Задача о назначениях эффективно решается с помощью алгоритма, получившего название *венгерского метода*. С описанием и теоретическим обоснованием этого метода можно познакомиться в работах Г. Куна (1963 а, б).

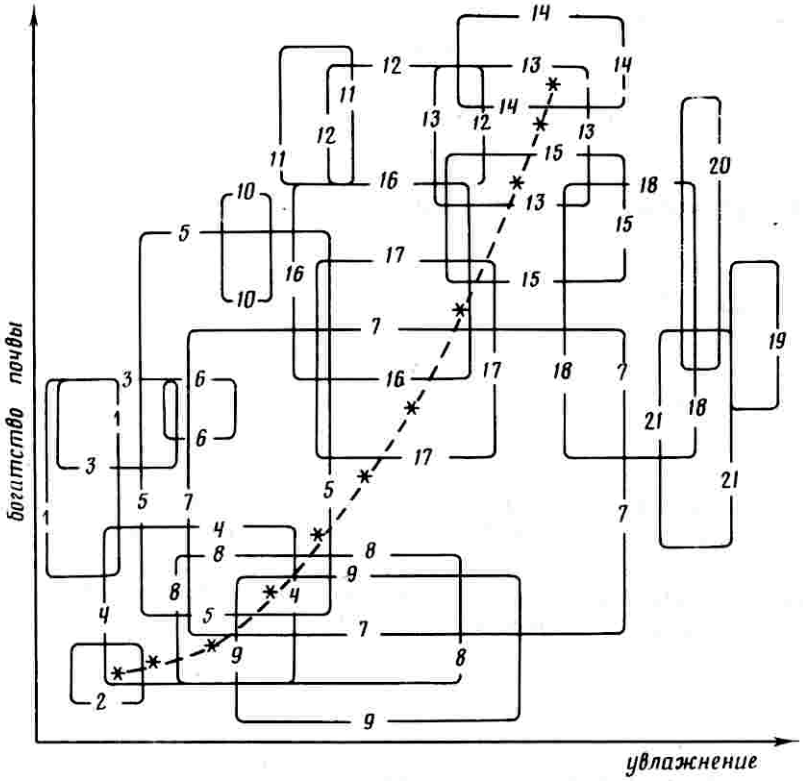


Рис. 1. Изоплеты некоторых растений при их произрастании в природных травостоях в обилиях от 2,5 до 8% проективного покрытия по двум экологическим факторам — увлажнению и богатству почвы (Раменский и др., 1956, с. 82). *1 — Carex physodes, 2 — Halocnemum strobilaceum, 3 — Alyssum desertirum, 4 — Petrosimonia crassifolia, 5 — Festica sulcata, 6 — Stipa capillata, 7 — Agropyrum repens, 8 — Aeluropus littoralis, 9 — Salicronia herbacea, 10 — Thymus pallasianum, 11 —Antennaria dioica, 12 — Nardus stricta, 13 — Agrostis canina, 14 — Shaghum apiculatum, 15 — Carex aquatilis, 16 — Dactylis glomerata, 17 — Alopecurus pratensis, 18 — Carex gracilis, 19 — Nurhar luteum, 20 — Lemna minor, 21 — Typha angustifilin*

Таким образом, в предположениях модели для каждой исходной матрицы $\tilde{A} = \left[\tilde{a}_{ij}\right]$ существует и единственна уточненная ленточная матрица $A = [a_{ij}]$ $(i, j = 1, ..., N)$, которая получается из исходной матрицы $\tilde{A}$ перестановкой столбцов и минимизирует функцию F, определяемую формулой (1).

В качестве примера рассмотрим изоплеты некоторых растений при их произрастании в природных травостоях в обилиях от 2,5 до 8% проективного покрытия, построенные по двум экологическим факторам — увлажнению и богатству почвы (рис. 1) (Раменский и др., 1956). Трансекта (на рис. 1 она отмечена пунктирной линией) охватывает одиннадцать видов. В качестве разбиения условий произрастания взяты одиннадцать «точек» на трансекте (на рис. 1 они отмечены звездочками). Это разбиение удовлетворяет требованиям модели. С помощью предложенного алгоритма получается следующий экологический ряд увлажнения: *Halocnemum strobilaceum, Petrosimonia crassifolia, Aeluropus littoralis, Salicornia herbacea, Festica sulcata, Agropyrum repens, Alopecurus pratensis, Dactylis glomerata, Carex aquatilis, Agrostis canina, Shaghum apiculatum*, который совпадает с экологическим рядом, полученным методом стандартных шкал (Раменский, 1971). Со-

ответствующая этому ряду модель имеет вид

$$\begin{bmatrix}
1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1
\end{bmatrix}.$$

Эта модель дает наглядное представление о смене рассматриваемых сообществ и видов вдоль градиента увлажнения и позволяет оценить диапазон увлажнения, характерный для произрастания каждого из представленных видов.

СРАВНЕНИЕ И ВЗАИМОСВЯЗЬ С МЕТОДАМИ ОРДИНАЦИИ

Теория экологических рядов является логическим развитием учения о континууме растительного покрова, сущность которого состоит в том, что широкие перекрытия экологических амплитуд и рассредоточенность центров распределения популяций вдоль градиента среды приводит к тому, что большинство сообществ непрерывно переходит одно в другое, и это случается гораздо чаще, чем образование определенных, ясно разграниченных друг от друга сообществ (Уиттекер, 1980). Для анализа континуума растительности геоботаниками традиционно используются методы ординации, т.е. упорядочивание видов или сообществ вдоль одной или нескольких осей, каждая из которых отражает либо некоторый природный градиент, либо направление изменения сходства между сообществами или связей между видами. Наиболее часто в практических задачах фитоценологии используются прямой градиентный анализ и метод главных компонент, популярна также полярная ординация (Василевич, 1972; Миркин, 1985; Миркин, Розенберг, 1979; Розенберг, 1984; Orloci, 1978).

При правильном подборе геоботанических данных предложенный алгоритм можно рассматривать и как метод ординации видов растений вдоль ведущего фактора среды, если таковой существует. Этот алгоритм математически корректен и лишен основного недостатка многих других методов ординации — линейности.

Поставим задачу ординации видов и сравним результаты, полученные с помощью предлагаемого метода, с результатами применения традиционных методов ординации. Проиллюстрируем эти результаты на данных, представленных

матрицей

$$U = \begin{bmatrix}
1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1
\end{bmatrix},$$

которые являются гипотетическим примером идеального распределения видов по пробным площадкам. Каждый столбец этой матрицы содержит информацию об одном и том же виде, строки соответствуют сообществам. Виды и сообщества ординированы в соответствии с некоторым фактором среды. Для наглядного представления результатов в дальнейшем поставим в соответствие видам номера столбцов, занимаемых ими в матрице U.

Как бы не были расставлены виды при правильно ординированных сообществах, предлагаемый метод восстанавливает порядок следования видов, заданный в матрице U, т.е. при любой расстановке столбцов этой матрицы метод позволяет восстановить ее исходный вид.

Рассмотрим метод полярной ординации как метод для ординации видов. Эту ординацию так же, как и предлагаемый метод, отличает простота алгоритма. Однако, хотя полярная ординация и дает на некоторых данных удовлетворительные и интересные результаты, этот метод математически некорректен (Orloci, 1974): во-первых, мера сходства, используемая этим методом, может менять свой масштаб от одной пары исследуемых объектов к другой, во-вторых, эта мера сходства не всегда удовлетворяет правилу треугольника, хотя при определении координат видов это правило используется, кроме того, получаемые оси ординации не перпендикулярны. К недостаткам метода полярной ординации относится и ограниченность его использования: он эффективен при обработке совокупностей растительных группировок, имеющих очень ограниченное разнообразие. Модификация алгоритма полярной ординации Орлоци (Orloci, 1978) позволяет выделить ортогональные оси, но все остальные из указанных недостатков, присущих этому методу, сохраняются. Полярная ординация, примененная к данным, представленным матрицей U, позволяет выделить одну ось и

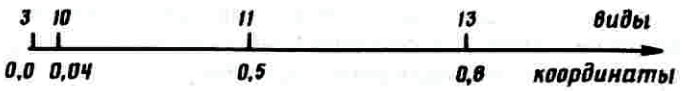


Рис. 2. Результат ординации видов методом полярной ординации

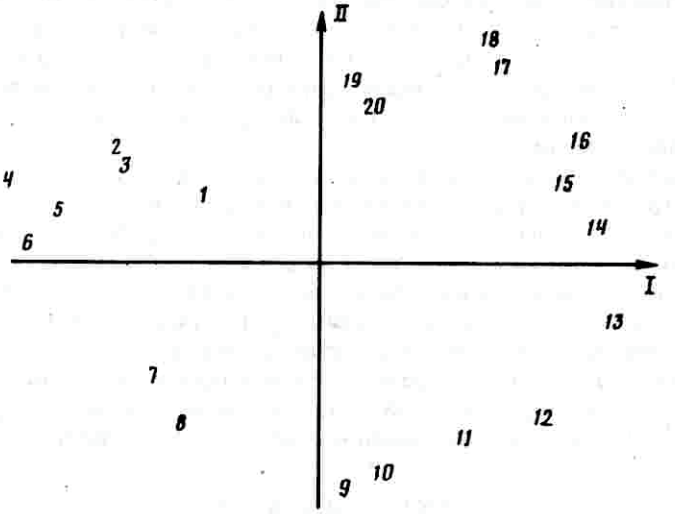


Рис. 3. Диаграмма распределения видов в пространстве первых двух главных компонент

проординировать только четыре вида из 20 (рис. 2). Модификация этого метода Орлоци позволяет выделить еще и вторую ось, проходящую перпендикулярно первой, ее концевой точкой является вид 11. Однако определить координаты оставшихся видов на этой оси невозможно из-за того, что используемая мера сходства (коэффициент Дайса) не удовлетворяет правилу треугольника.

Из результатов ординации следует, что применение рассмотренных методов к данной совокупности видов не достигает цели в поставленной задаче.

Метод главных компонент отличается от многих известных методов ординации своей формализованностью и математической корректностью. Но он имеет и ряд недостатков, главные из которых: его линейность при нелинейном характере экологических отношений и «чувствительность» к различным масштабам измерения исходных данных. В силу этих причин метод главных компонент как метод ординации эффективен только для выборок узкого эколого-фитоценотического диапазона. В противном случае оси ординации, выделяемые этим методом, сложно, а порой и невозможно интерпретировать в терминах реальных факторов среды или комплексных градиентов (Handbook ..., 1973). Результаты ординации видов этим методом применительно к данным, представленным матрицей U, приведены в виде диаграммы распределения видов в пространстве первых двух главных компонент на рис. 3. Варьирование видов выборки вдоль соответствующих осей составляет 24 и 20% соответственно.

Из результатов ординации следует,что ни одну из первых двух осей, выделенных методом главных компонент, невозможно сопоставить с фактором среды, на основе которого составлена матрица U. Проведенная ординация данной совокупности видов не выявила «крайних» видов для данного фактора среды. Таким образом, применение метода главных компонент к рассматриваемым данным не позволяет сделать вывод о правильном упорядочивании видов вдоль выбранного градиента среды.

Прямой градиентный анализ дает возможность проследить характер распре-

деления видов, выявить индивидуальные кривые распределений видовых популяций по градиентам среды. Однако эффективность любого метода ординации определяется степенью его формализованности (Миркин, 1985). Для применения формализованного прямого градиентного анализа, носящего название статистического варианта, необходим достаточно большой объем геоботанической информации. Например, этот метод, примененный к данным, представленным в матрице U, требует дополнительной информации для анализа распределения видов [3, 4, 10, 15, 16, 17]; этот метод неприменим к виду 10, когда в основе метода лежит статистический критерий квадрата корреляционного отношения. Следует заметить также, что применение этого метода ординации не дает прямого ответа об упорядочивании видов.

Предлагаемый метод ординации позволяет упорядочить виды растительности достаточно широкого эколого-фитоценотического диапазона. Достичь такого же результата с помощью, например, полярной ординации, метода ортогональных осей Орлоци или с помощью широко применяемого сегодня анализа главных компонент невозможно, так как все эти методы эффективны лишь при работе с совокупностями растительных группировок очень ограниченного разнообразия. Метод имеет преимущества и перед сходным с ним прямым градиентным анализом, так как существуют исходные геоботанические данные, на которых прямой градиентный анализ неприменим ввиду недостатка информации, в то время как предложенный метод дает правильный результат.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Александров Г.А., Голубятников Л.Л. Моделирование экологических рядов. М.: ВЦ АН СССР, 1990. 25 с.

Василевич В.И. Количественные методы изучения структуры растительности // Итоги науки и техники. Ботаника. Т. 1. 1972. С. 7—83.

Голубятников Л.Л. Метод ординации видов в лесных сообществах // Тез. докл. Всесоюз. конф. «Совершенствование научного обеспечения лесохозяйственного производства». Пушкино, 1990. С. 16.

Кун Г. Венгерский метод решения задачи о назначениях // Методы и алгоритмы решения транспортной задачи. Вып. 1. М.: Госстатиздат, 1963а. С. 35—52.

Кун Г. Некоторые видоизменения венгерского метода для задачи о назначениях // Методы и алгоритмы решения транспортной задачи. Вып. 1. М.: Госстатиздат, 1963б. С. 53—60.

Миркин Б.М. Теоретические основы современной фитоценологии. М.: Наука, 1985. 137 с.

Миркин Б.М., Розенберг Г.С. Количественные методы классификации, ординации и геоботаническая индикация // Итоги науки и техники. Ботаника. Т. 3. 1979. С. 71—137.

Раменский Л.Г. О некоторых принципиальных положениях современной геоботаники // Ботан. журн. 1952. Т. 37. № 2. С. 71—137.

Раменский Л.Г. Проблемы и методы изучения растительного покрова. Л.: Наука, 1971. 334 с.

Раменский Л.Г., Цаценкин И.А., Чижиков О.Н., Антипин Н.А. Экологическая оценка кормовых угодий по растительному покрову. М.: Сельхозгиз, 1956. 472 с.

Розенберг Г.С. Модели в фитоценологии. М.: Наука, 1984. 265 с.

Свирежев Ю.М., Логофет Д.О. Устойчивость биологических сообществ. М.: Наука, 1978. 352 с.

Уиттекер Р. Сообщества и экосистемы. М.: Прогресс, 1980. 327 с.

Handbook of vegetation science. Pt 5. Hague: Junk, 1973. 737 p.

May R.M. On the theory of niche overlap // Theor. Pop. Biol. 1974. V. 5. N 1. P. 297—332.

Orloci L. Revisions for the Brayn and Curtis ordination // Can. J. Bot. 1974. V. 52, N 7. P. 1173—1176.

Orloci L. Multivariate analysis in vegetation research. Boston: Junk, 1978. 451 p.

Вычислительный центр АН СССР,
Москва

Поступила в редакцию
1.IV.1991

ECOLOGICAL PROGRESSION MODEL IDENTIFICATION

L.L. GOLUBYATNIKOV

Computing Center, Academy of Sciences of the USSR, Moscow

An approach to ecological progressions modelling is proposed which is based on the notion of ecological niche and the principle of plant canopy continuum. The model is presented in the form of specified ribbon matrix. Algorithm of the model identification is based on the optimality criterum proposed by Aleksandrov and Golubyatnikov (1990). Problem of the model identification is formalized and reduced to prescriptions problem being resolved by the standard Hungarian method. Suggested identification algorithm can be considered as a method of the species ordination along one of the environmental factors, as well. This method is easely realized, informative, and provides interpretable results.