Т. 181.

Ученые записки

МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ В БОТАНИКЕ

II

Министерство высшего и среднего специального образования
Латвийской ССР
Латвийский ордена Трудового Красного Знамени
государственный университет имени Петра Стучки
Кафедра ботаники

Ученые записки
Латвийского государственного университета
имени Петра Стучки
том 181

МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ В БОТАНИКЕ

II

Редакционно-издательский отдел ЛГУ им. Петра Стучки
Рига 1973

Утверждено
на кафедре ботаники
Биологического факультета
ЛГУ им. П.Стучки

УДК 519.95:85

Моделирование и прогнозирование в ботанике, II

В сборник включены работы коллектива кафедры ботаники Латвийского государственного университета, посвященные проблеме математического моделирования и прогнозирования ботанических объектов. Для придания сборнику более узкой тематичности редколлегия отобрала лишь работы по экологии и эволюции растений. Однако ряд работ имеют также общетеоретическое и методологическое значение. Отдельные статьи целиком посвящены методологическим и теоретико-методическим проблемам.

Редакционная коллегия:
д-р биол.наук, проф. А.М.Мауринь (ответственный редактор),
канд.биол.наук И.Я.Лиепа, канд.биол.наук В.А.Балодис.

М 0-2-10-5-034У 403-72
М 812(11)-73

2.

А.М.Маурин

ПРОБЛЕМА ЭКОЛОГИЧЕСКОГО И ЭВОЛЮЦИОННОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

> Перед тем, кто хочет изобразить какое-либо живое явление в его развитии, неизбежно и необходимо становится дилемма: либо забежать вперед, либо отстать, середины тут нет .
>
> В.И.Ленин. ПСС, т.3, с.322

Одной из основных задач Международной биологической программы "Человек и биосфера" является разработка путей и средств оценки изменений в окружающей среде в результате деятельности человека, научных основ рационального использования и охраны природных ресурсов. В решении этой задачи важное место принадлежит моделированию и прогнозированию экологических система (Соколов, Ковда, 1972). Об актуальности этой проблемы свидетельствует и нарастающее число публикаций по математическому моделированию экосистем (Лиепа, 1971; Свирижев, Елизаров, 1971; Колмогоров, 1972; Systems ... , 1971; Hurlbert , 1971; Caswell, 1972 и др.). Как отмечает К.Уатт (1971), дальновидная стратегия управления природными ресурсами требует развития исследований по экологическому прогнозированию, так как "мы всегда должны считаться с эффектом отдачи (бумеранг-эффектом)..." (стр. 436).

Любая объективная математическая модель экосистемы или ее части несет определенную прогностическую функцию. Однако для целей прогнозирования требуется создание спе-

циальных математических моделей. На решение этой задачи направлены усилия ботаников Латвийского государственного университета (Лиепа, 1969; Мауринь, Лиепа, Дрике, 1970; Лиепа, Мауриня, Поспелова, 1971). Сама не постановка проблемы экологического прогнозирования со стороны специалистов возражений не вызывает.

Иначе обстоит дело с проблемой эволюционного прогнозирования. Один из крупнейших авторитетов зоологической систематики и эволюции Э.Майр (1968) утверждает, что хотя "направление эволюции не случайно, но вместе с тем оно и непредсказуемо" (стр. 237). Анализируя проблему причины и следствия в биологии, он (Майр, 1970) приходит к выводу, что "причинность в биологических системах не дает возможности предсказывать или в лучшем случае позволяет делать предсказания статистического характера" (стр. 57). Как уже отмечалось выше, эту последнюю уступку Э.Майр не распространяет на эволюционный процесс, который, по его мнению, не предсказуем из-за реализации случайного поиска. Сходной точки зрения придерживаются и некоторые другие авторитеты современной биологии (например, Добржанский, 1970). Принципиальную невозможность прогнозирования биологических систем (как "плохо организованных" систем с генератором случая) доказывает физик В.Н.Налимов (1971).

Нами (Мауринь, 1971) уже отмечалось, что при такой постановке вопроса возможность предвидения вольно или невольно связывается с наличием жесткого однозначного детерминизма. Конечно, в мире абсолютной случайности (ничем не ограниченного "генератора случая") прогнозирование было бы бесполезным занятием. Но такой мир - плод крайней абстракции (такие как и мир жесткой однозначной фатальной детерминации). Даже в плохо организованных системах наличие самой организации, пространственных и временных связей налагает определенные ограничения на проявление свободы ее компонентов, ограничивает действие "генератора случая". Для биологических систем характерна разновероятность их

изменения. "Биология,- пишет К.Уоддингтон (1970),- существенно упорядочена в том смысле, что она проявляет гомеорез (а не гомеостаз): не может быть живого существа, которое было бы способно одинаково легко изменяться во всех мыслимых направлениях" (стр. 177). А.Л.Тахтаджян (1972) выделяет два основных типа ограничения компонентов систем, называя их вслед за С.Голдманом эти типы фиксированными и вероятностными. Отмечая наличие различных переходов между этими типами и их сочетаний в одной и той же системе, он пишет:"Так, например, уже сформировавшаяся локальная амфимиктическая популяция растений, особенно древесных, в фенотипическом отношении характеризуется многими чертами систем фиксированных ограничений, в то время как с точки зрения происходящих в ней генетических рекомбинаций она, наоборот, приближается к системам вероятностных ограничений" (стр. 239).

Фиксированные ограничения в своем крайнем выражении переходят в запреты. "Зная систему запретов,- пишет Н.В. Тимофеев-Ресовский с соавторами (1968),- зная направление давления отбора, изучая закономерности эволюции параллельных таксонов в сходных условиях, мы можем с той или иной степенью точности предсказать направление эволюции данной группы" (стр. 240).

Можно развивающийся системный анализ - это многообещающее оружие для прогностических исследований, которое , говоря словами Ю.А.Урманцева (1972), поможет ответить, что должно быть, что может быть и чего быть не может для системы.

В прогностических исследованиях весьма перспективен предлагаемый А.В.Яблоковым (1968) анализ взаимодействия организма со средой для познания движущих сил прогрессивного развития в органической природе. Основные компоненты этого анализа: строение организма, изменения структуры эволюирующей группы и учет постоянного увеличения сложности среды в целом. К сожалению, как отмечает А.В.Яблоков, "ни

один из этих критериев пока не может быть применен в должной мере ввиду неполноты наших знаний" (стр. 108). Усилиями многих исследователей успешно развиваются компоненты этого анализа. Так, М.М.Камшилов (1972) описывает четыре основных способа изменения среды жизни видов:

1. Вековые изменения климата, вызванные космическими причинами и изменениями газового состава атмосферы.

2. Геологические преобразования поверхности Земли.

3. Изменение среды в результате жизнедеятельности организмов.

4. Человеческая деятельность.

Серьезные успехи достигнуты в познании космических и земных ритмов, в познании законов развития человеческого общества, в социальном прогнозировании. Все глубже познаются функции, структура и субстрат живого. Очевидно настало время приступать к углубленным методологическим, теоретическим и методическим разработкам эволюционного прогнозирования. Однако на этом пути исследователей подкидают серьезные трудности.

Одной из таких трудностей является отсутствие возможностей практической верификации прогнозов эволюционных изменений биологических таксонов, ожидаемых через тысячи и миллионы лет. Поэтому на первых порах развития теории и методики эволюционного прогнозирования нам представляется целесообразным направить взгляд не в отдаленное будущее, а в скрывшееся уже от наших взоров прошлое. В методическом плане нет принципиальных различий между познанием будущих состояний прогнозируемой системы и познанием " белых пятен" (тем более "белых областей") в ее прошлых состояниях, прямые следы которых уже стерлись. Другими словами, прогноз и ретропрогноз строится по сходной методической схеме. Однако в отношении практической верификации ретропрогноз имеет несомненное преимущество перед прогнозом. Задачи же, входящие в компетенцию ретропрогноза, не менее величественны, чем те задачи, которые решает прог-

ноз. Здесь достаточно для примера указать хотя бы на трудности построения филогенетической системы в классификации растений, причиной которых является недостаточная полнота палеоботанических данных. "Так или иначе,- пишет А.А.Тахтаджян (1970),- предыстория цветковых остается неизвестной науке, а шансы заполнения этой досадной бреши в наших знаниях, в сущности, очень невелики"(стр. 49).

Некоторые методологические и теоретико-методические аспекты филогенетического ретропрогноза и его связи с прогнозом излагаются в трех следующих статьях этого сборника.

Литература

I. Добржанский Т. Детерминизм и индетерминизм в биологической эволюции. В сб.: "Философские вопросы биологии и биокибернетики". М., 1970.

2. Камшилов М.М. Фенотип и генотип в эволюции. В сб.: "Проблемы эволюции", 2. Новосибирск, 1972.

3. Колмогоров А.Н. Качественное изучение математических моделей динамики популяций. В сб.: "Проблемы кибернетики", 25. М., 1972.

4. Лиепа И.Я. Прогноз дополнительного древесного прироста лесных биоценозов в результате лесохозяйственного воздействия. В сб.: "Вопросы научного прогнозирования", II. М., 1969.

5. Лиепа И.Я., Мауриня Х.А., Поспелова Г.Е. Математическая модель физиологического нуля в отношении температуры для прогнозирования результатов интродукции растений. В сб.: "Моделирование и прогнозирование в ботанике". Рига, 1971.

6. Мауринь А.М. Прогнозирование в ботанике. В сб.: "Моделирование и прогнозирование в ботани-

ке". Рига, 1971.

7. Мауринь А.М., Лиепа И.Я., Дрике А.Я. Математическая модель для прогнозирования семеношения тсуги канадской и ели сербской. В сб."Моделирование в ботанике". Рига, 1970.
8. Майр Э. Зоологический вид и эволюция. М., 1968.
9. Майр Э. Причины и следствие в биологии. В сб."На пути к теоретической биологии. I. Пролегомены". М., 1970.
10. Налимов В.В. Теория эксперимента. М., 1971.
11. Свирижев Ю.М., Елизаров Е.Я. О математических моделях оптимальной продуктивности биоценозов. В сб."Биосфера и ее ресурсы". М., 1971.
12. Соколов В.Е., Ковда В.А. Совещание координационного совета программы ЮНЕСКО "Человек и биосфера". Париж, 9-19 ноября 1971 г. "Зоологический журнал", 51, № 4, 1972.
13. Тахтаджян А.Л. Происхождение и расселение цветковых растений. Л., 1970.
14. Тахтаджян А.Л. Тектология: история и проблемы. В сб. "Системные исследования". М., 1972.
15. Тимофеев-Ресовский Н.В., Воронцов Н.Н., Яблоков А.В. Краткий очерк теории эволюции. М., 1968.
16. Уатт К. Экология и управление природными ресурсами. Количественный подход. М., 1971.
17. Уоддингтон К.Х. Зависит ли эволюция от случайного поиска? В сб."На пути к теоретической биологии. I. Пролегомены". М.,1970.
18. Урманцев Ю.А. Что должно быть, что может быть и что быть не может для системы. В сб."Развитие концепции структурных уровней в биологии". М., 1972.
19. Яблоков А.В. О разных формах прогрессивного развития

в органической природе. В сб."Проблемы эволюции", I. Новосибирск, 1968.
20. Caswell H. Asimulation study of a time lag population model. -"Journal Theor. Biology", 34, Nr.3, 1972.
21. Hurlbert S.H. The nonconcept of species diversity: a critique and alternative parameters.-"Ecology", 52, Nr.4, 1971.
22. Systems analysis and simulation in ecology. I. New York, 1971.

2

Б.Н.Тардов

ЭКСТРАПОЛЯЦИОННЫЙ ПРОГНОЗ И ЕГО ЛАГ

Est modus in rebus, sunt certi denique fines Quos ultra citraque nequit consistere verum.

(Есть мера в вещах, существуют, наконец, границы, по ту и другую сторону которых не может быть истины.

Гораций "Сатиры").

Наиболее простым и широко распространенным способом прогнозирования является экстраполяционный (Янч, 1970). Этот способ основан на том предположении, что дальнейшее развитие рассматриваемого объекта будет происходить по законам его ретроспекции. Применять этот способ как самостоятельный и единственный можно, но лишь при соблюдении следующих условий.

I. Если доказано, что нет возможности построить метасистему прогнозирования и применить межсистемный метод прогнозирования, оперирующий с системами прогнозирующей и прогнозируемой.

2. Если ретроспективный материал так обработан (с применением, в частности, анализа высших гармонических), что при нанесении его на бумагу с функциональной сеткой (по обеим осям) будет получена прямая линия (регрессии и апроксимации).

3. Если число экспериментальных точек не меньше 7. В остальных случаях этот способ следует применять как вспомогательный. И только при соблюдении указанных условий

найденную прямую линию можно экстраполировать в обе стороны и производить временной и параметрический прогнозы (Тардов, 1969), а также прогнозы дивергенции и конвергенции. Для определения лага экстраполяции выполняют следующие операции:

1. Вычисляют среднеквадратическое отклонение σ_0 отдельного определения признака от его формульного (истинного)значения, представленного апроксимирующей регрессионной прямой.

2. Среднеквадратическое отклонение определяют в двух вариантах:
- в тех именованиях (именованных числах), в которых произведены ретроспективные измерения,
- в "терминах" - графических отрезках, соответствующих функциональным "именованиям", отложенным по вертикальной оси на бумаге с функциональной сеткой.

3. Среднеквадратическое отклонение перевычисляют на коэффициент вариации.

4. Затем операции, перечисленные в пп. 1-3, выполняют для участка ретроспекции длиной в $\frac{n-m}{n}$ от всей длины ретроспекции при $m = 1$. Длина ретроспекции вычисляется в функциональной сетке. При этом для участка, оставшегося после отсечения $1/n$ (при $m = 1$) исходной длины (со стороны точки начала экстраполяции) строится заново апроксимирующая регрессионная прямая (в той же сетке) и определяется величина σ_1, но по отношению к линии всей ретроспекции.

5. Аналогичным путем определяются σ_2, σ_3 ..... σ_{n-1} ... для каждого из $\frac{n-m}{n}$ участков длины исходной ретроспекции, при $m = 2, 3 \ldots n - 1$, где m = целое положительное число, меньшее n.

Рисунок 1 поясняет порядок отсечения участков линии, апроксимирующей ретроспекцию (AB - линия ретроспекции - апроксимирующая регрессионная прямая).

6. Далее строится график изменения среднеквадратического отклонения отдельного определения (в виде коэффициента вариации) измеренного признака, от апроксимирующей прямой

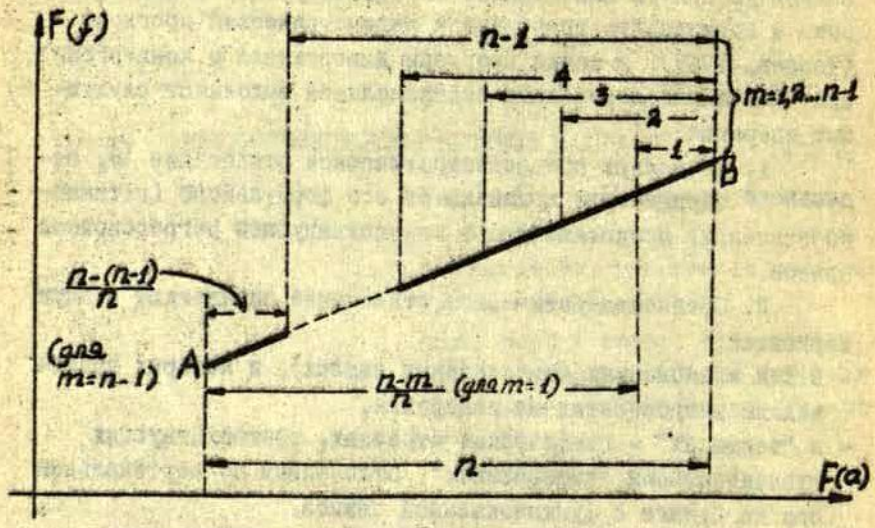

Рис. I. Участки линии ретроспекции.

всей ретроспекции в зависимости от значения доли проанализированной части полной (исходной) ретроспективной прямой (I).

$$\sigma_m = f\left(\frac{n-m}{n}\right) \qquad (I)$$

Эта зависимость на соответствующем графике по возможности сглаживается. Рисунок 2 поясняет, как может зависеть коэффициент вариации от изменения длины участка ретроспекции. На этом рисунке линия "О" - прогнозирующая по участкам А, Б, В, Г; Линии I, 2, 3 - прогнозируемые для I - А, Б, В; для 2 - А, Б; для 3 - А; ⬭ - дискретно взятые области статистических данных А, Б, В, Г.

7. Длины участков, оставшиеся после отсечения, которым будут соответствовать величины σ_1, σ_2, σ_3 .... σ_{n-1}; приравниваются к I00% и определяется, скольким процентам (всегда большим I00) по отношению к ним соответствует "полная длина (на функциональной сетке) прямой ис-

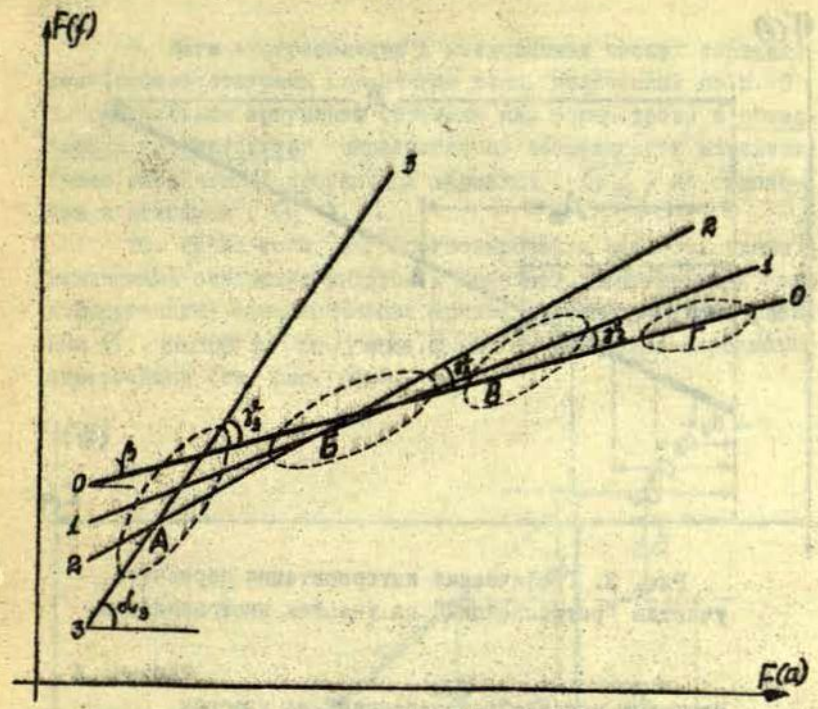

Рис. 2. Зависимость вариации и дивергенции от изменения длины участка ретроспекции.

ходной ретроспекции" по формуле (2).

$$l_m = \frac{100}{\frac{n-m}{n}} \quad [\%] \qquad (2)$$

Поясняющие примеры такого рода пересчетов даны на рисунке 3 и в таблице I, символы которой согласованы с рисунком 3.

8. Принимается, что к лагу прогнозирования, соответствующему длине $l_m - l_o$, относится коэффициент вариации σ_m, где m - доля отсеченного участка от апроксимирующей прямой исходной ретроспекции (отсечение со стороны точки начала экстраполяции).

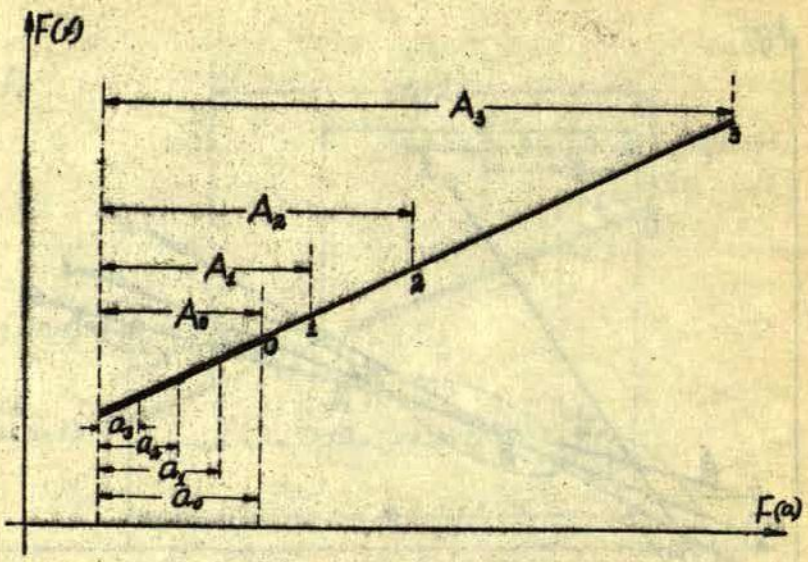

Рис. 3. Графическая интерпретация пересчета участка "ретроспекции" на участок экстраполяции.

Таблица I

Пересчет участка"ретроспекции" на участок экстраполяции

n	m	a		$\frac{n-m}{n}$	A	
		символ	%		символ	l_m, %
4	0	a_0	I00	I	A_0	I00
4	I	a_I	75	0,75	A_I	I33
4	2	a_2	50	0,50	A_2	200
4	3	a_3	25	0,25	A_3	400

Примечание: $l_0 = a_0 = A_0$

9. Лаги экстраполяции в именованных числах определяются соответствующим пересчетом длин, полученных по п. 8 на натуральные аргументы (времени или параметров) и обязательно соответствуют определенному коэффициенту изменения (чаще увеличения) прогнозной вариации (σ_m^*) по отношению к исходной (σ_o^*).

I0. Кроме того, лаг прогнозирования задается также и величинами ожидаемых угловой и линейной дивергенций (или конвергенций) функциональных прямых, соответствующим различным σ . Исходя из следующих соображений, можно определить дивергенции (см. рис. 4).

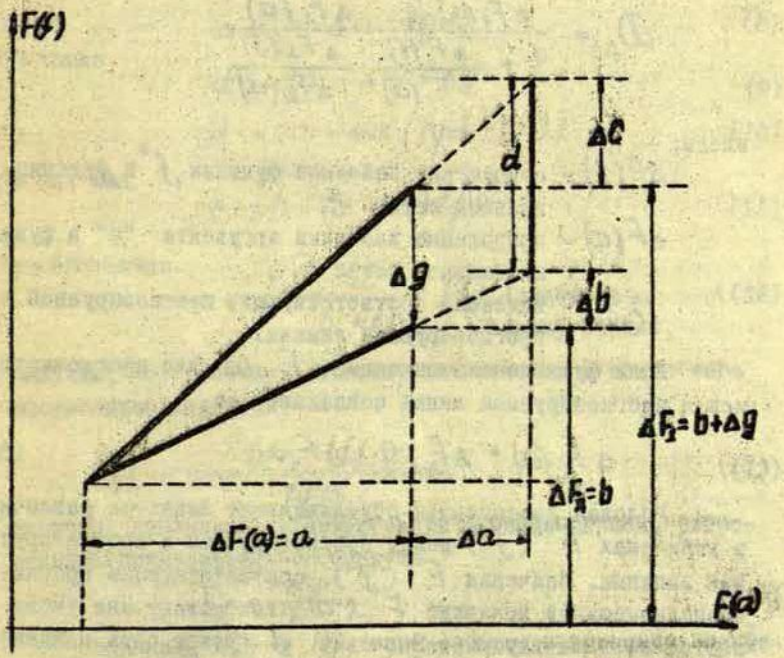

Рис. 4. Угловая и линейная дивергенция.

Если обозначить углы между прогнозируемой (построенной на вновь апроксимированных отрезках в $\frac{n-m}{n}$ долях от ретроспективной) и прогнозирующей (ретроспективной) апроксимирующими прямыми линиями с одной стороны и осью абсцисс с другой стороны через α и β (соответственно для I-ой и 2-ой линий), а угол между этими линиями через γ, то угловая дивергенция D_γ ($tg\gamma$) будет равна

$$D_\gamma = \frac{tg\alpha - tg\beta}{1 + tg\alpha \cdot tg\beta} = -T = tg\gamma \qquad (3)$$

где T - толерантность системы, или иначе

$$D_\gamma = \frac{\frac{\Delta F_1(f)}{\Delta F_1(a)} - \frac{\Delta F_2(f)}{\Delta F_2(a)}}{1 + \frac{\Delta F_1(f)}{\Delta F_1(a)} \cdot \frac{\Delta F_2(f)}{\Delta F_2(a)}} \qquad (4)$$

здесь:

$\Delta F(f)$ - приращение значений функции f в функциональной сетке F;

$\Delta F(a)$ - приращение значений аргумента "а" в функциональной сетке F;

I и 2- индексы, соответствующие прогнозируемой и прогнозирующей линиям.

Если функциональная сетка $F(a)$ для прогнозирующей и прогнозируемой линий совпадают, то

$$\Delta F_1(a) = \Delta F_2(a) = \Delta F(a) \qquad (5)$$

Угловая дивергенция обуславливает линейное различие в величинах $F(f)$ между прогнозирующей и прогнозируемой линиями. Значения $F(f)$, соответствующие проэкстраполированной величине $F(a)$, возрастают или уменьшаются на величину d. Значение d может быть найдено, исходя из следующих условий. Обозначим $\Delta F(a)$ для участка ретроспекции через "a", а $\Delta F_2(f)$ для начала экстраполяции через b и $\Delta F_1(f)$ через $b + \Delta g$.

Расхождение (Δg) между линиями прогнозирующей и прогнозируемой на конце периода ретроспекции (в сторону экстраполяции) определяется по формуле

$$\Delta g = \Delta F_1(f) - b = a\,tg\alpha - a\,tg\beta = a(tg\alpha - tg\beta) \quad (6)$$

Для ретроспективной линии вместе с проэкстраполированным участком по оси F (a) вместо a будет $a+\Delta a$, а по оси F (f) для прогнозирующей (ретроспективной) линии вместо b будет $b+\Delta b$, а для прогнозируемой вместо $b+\Delta g$ будет $b+\Delta g+\Delta c$. Здесь

$$\Delta b = \Delta a \cdot tg\beta \quad (7)$$

$$\Delta c = \Delta a \cdot tg\alpha \quad (8)$$

И тогда

$$d = \Delta g - \Delta b + \Delta c \quad (9)$$

И $$d = (a+\Delta a)(tg\alpha - tg\beta) \quad (10)$$

а так как

$$b+\Delta b = (a+\Delta a)\,tg\beta \quad (11)$$

то обозначив

$$\frac{d}{b+\Delta b} = D_l \text{ (линейная дивергенция)}, \quad (12)$$

получим, что величина линейной дивергенции в конце лага прогнозирования будет

$$D_l = \frac{tg\alpha - tg\beta}{tg\beta} \quad (13)$$

Заметим, что линейная дивергенция в конце периода ретроспекции определяется по формуле

$$D_l = \frac{\Delta g}{b} \quad (14)$$

Величины D_l и D_y определяются в принципе по методике, изложенной в пп. I-8 (см. выше - для определения вариации) и описываются следовательно зависимостью (см. п. 6)

Latvijas Universitātes BIBLIOTĒKA

$$D = f\left(\frac{n-m}{n}\right) \qquad (15)$$

Далее величины D_y и D_l, найденные для $\frac{n-m}{n}$ их частей исходного периода ретроспекции принимаются (как бы экстраполируются) во столько раз больше исходной ретроспективной линии (принимаемой за I00%), во сколько раз эта последняя больше участка, соответствующего величине $\frac{n-m}{n}$ (см. пп. 7 и 8). Соответствующие зависимости дают возможность определять, с какой дальностью экстраполяции коррелируются те или иные величины дивергенций или конвергенций.

Если в направлении прогноза будет иметь место не дивергенция (D), а конвергенция (K), то смысл всех расчетов остается тот же, однако знаки у формул дивергенции следует поменять.

Лаг (дальность) экстраполяционного прогноза определяется тремя задаваемыми величинами:

- среднеквадратическим отклонением отдельного определения искомого признака (коэффициента вариации) от его соответствующих значений, определяемых на апроксимирующей прямой: от I,0 σ до 3σ ;
- величинами угловой и линейной дивергенции.

Фактические величины обследуемого признака для тех точек, которые расположены за зоной одной σ (для отдельного отклонения), видимо, следует относить к другой зависимости и строить для нее свои кривые, а для точек за 2 σ - еще две (для 3-ей зависимости) и т.д. Кратность и знак сиги определяют взаимную удаленность "родства" рассматриваемых нами характеристик (чем больше σ , тем меньше родство) : величине 2 σ условно дается "двоюродное родство", 3 σ -"троюродное" и т.д. При наличии относительно заметного количества "неродственных точек", их нужно выделить в отдельную группу и все расчеты произвести заново.

Достоверность (надежность) прогноза темпов (роста и прироста) прогресса определяется (по известным формулам) (Тардов, 1969 в), исходя из того факта, что объем статистической информации в выборке будет меньше, чем объем информации в генеральной совокупности, в то время как прогнозирование производится по выборке.

Этот подход вполне применим к экстраполяционному прогнозированию биологической эволюции. Если по оси времени расположить мегагоды с отсчетом от нашего тысячелетия и в глубь прошлого времени жизни Земли, а по вертикали - поочередно признаки (факторы), характеризующие геометрию, например, того или иного органа, относя эти признаки ко времени полного сформирования органа данного вида, то можно будет подобрать такие функциональные шкалы для времени и факторов геометрии, которые дадут возможность отобразить весь период ретроспекции в виде регрессионной - апроксимирующей прямой.

В первом приближении в качестве функций (для обеих осей) следует рекомендовать логарифмы, а в случае цикличности - применить анализ высших гармонических или, может быть, тригонометрические или гиперболические преобразования, прибегая таким образом к ретардации.

Затем для этого ретроспективного периода и его $\frac{n-m}{n}$ - их частей определяются коэффициенты вариации и соответственные величины σ_m, которые дают возможность оценить значение задаваемого лага прогноза (см. выше) и его дивергенций или конвергенций. При оперировании с теми или иными факторами геометрии органа нужно эти факторы распределить по рангам и дать им ранжиры, численно определяющие диагностическую ценность каждого фактора. Применение при этом факторного анализа даст возможность оценить данный орган в ряду эволюции интегрально одним числом. Помимо прогноза по геометрии органа должен быть сделан прогноз и по другим ранжированным признакам, характеризующим орган или даже организм (например, дерево), и в итоге дать его

интегральную оценку (методом факторного анализа), тоже одним числом. В случае параметрического прогноза в качестве аргумента, управляющего прогнозируемой функцией, будет выступать не время, а какой-либо параметр машины или растительного объекта (биологического) (Мауринь, 1971; Мауринь, Тардов, 1971).

Прогноз, сделанный в глубь времени (ретрогноз) по линиям разной родственности, если они имеют положительную дивергенцию по "прямому" времени (т.е. схождение во "мраке прошлых времен"), даст возможность определить характеристику еще не открытого предка (пробанда). Прогноз же, сделанный вперед времени, если линии разной родственности имеют отрицательную дивергенцию (т.е. схождение в будущем) даст возможность определить характеристику сконвергировавшегося потомка.

Первый тип прогноза следует назвать прогнозом дивергенции, а второй - прогнозом конвергенции (не путать с конвергентной категорией прогнозирования), в отличие от других типов прогноза: узконаправленного и конгруэнтного. Классификация прогнозов по категориям, методам, видам, системам, способам, аппарату, а также приемы численных определений лага и достоверности прогноза даны нами в предыдущем сборнике (Тардов, 1969 б; Мауринь, Тардов, 1971).

Для экстраполяции в будущее тех или иных процессов широко используют математический аппарат (Тардов, 1969 а; Янч, 1970). Но при этом нужно помнить слова Гексли (Крылов, 1942):"Математика, подобно жернову, перемалывает то, что под него засыпают". А что засыпать - это в нашем случае дело прогнозиста.

Экстраполяционный способ прогнозирования никакими математическими "косметиками" не исправить.

Нужно понять, что нет математических способов прогнозирования, есть только математический аппарат прогнозономии. И его нужно правильно и уместно применять, и Гексли прав, когда, обращаясь к В.Томсону, говорил :"Как засыпав лебеду, вы не получите пшеничной муки, так, исписав

целые страницы формул, вы не получите истины из ложных предпосылок". Так и в экстраполяционном прогнозе. Но его нормализация даст возможность правильно оценить итоги прогноза. Помните -"не заэкстраполировывайтесь"!

Если производство экстраполяционного прогнозирования и оценка его результатов не будут нормированы, то сам прогноз по своей ценности будет находиться в промежутке от кончуейшн(заклинание) до мантики (гадание).

Литература

I. Кальвин М. Химическая эволюция. Молекулярная эволюция, ведущая к возникновению живых систем на Земле и на других планетах.М., 1971.

2. Крылов А.Н. Мои воспоминания. М.-Л., 1942.

3. Мауринь А.М. Прогнозирование в ботанике. В сб.:"Моделирование и прогнозирование в ботанике".Рига, 1971.

4. Мауринь А.М., Тардов Б.Н. Об основных понятиях научного прогнозирования и их применении в биологии. В сб.: "Моделирование и прогнозирование в ботанике". Рига, 1971.

5. Тардов Б.Н. Статистический эксперимент и межсистемный метод прогнозирования с обратной связью. В кн.:"Экономика и организация науки". М., 1969а.

6. Тардов Б.Н. Клотоидный геликоид предвидения. "Вопросы научного прогнозирования", № II, 1969 б.

7. Тардов Б.Н. Методика прогнозирования научно-технического прогресса (концепция и технология)."Вопросы научного прогнозирования", № II, 1969 в.

8. Янч Э. Прогнозирование научно-технического прогресса, М., 1970[x)].

---

x) Перевод названия книги неточный, следует читать: "Перспективы прогнозирования применения наук".

Ик.

Б.Н.Тардов, А.М.Мауринь, М.А.Кулитис

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ДИНАМИКИ УРОВНЯ ОРГАНИЗАЦИИ БОТАНИЧЕСКОГО ТАКСОНА ДЛЯ ЦЕЛЕЙ РЕТРОПРОГНОЗА И ПРОГНОЗА ЕГО ЭВОЛЮЦИИ (НА ПРИМЕРЕ СЕМЕЙСТВА CAPRIFOLIACEAE Vent.)

Для решения сложной проблемы прогнозирования эволюции биологических систем необходимы методологические и теоретико-методические разработки. Считая такие разработки актуальными, мы предлагаем вниманию читателей один из возможных подходов к этой проблеме (через определение динамики уровня организации ботанического таксона) на примере семейства жимолостных. Это семейство, конечно, не является лучшим модельным объектом из-за спорных вопросов его систематики (Митина, 1968). Наш выбор определили уже проведенные в Латвии исследования с некоторыми представителями этого семейства (Авена, 1969) и наличие коллекций живых растений в Ботаническом саду АН Латв.ССР и в Ботаническом саду Латвийского госуниверситета.

По данным А.Л.Тахтаджяна (1966), семейство Caprifoliaceae включает около 19 родов и более 450 видов, относится оно к порядку Dipsacales надпорядка Lamianae подкласса Asteridae класса Magnoliatae отдела Magnoliophyta (покрытосеменных). По данным Г.Н.Зайцева (1962), семейство жимолостных включает около 14 родов с 400 видами. Для своих исследований мы выбрали 7 родов этого семейства, которые приводятся в таблице I. Филогенетический возраст указывается в основном по данным В.И.Баранова (1959), а число видов - по данным С.Я. Соколова и О.А.Связевой (1965) (I), а также Б.Бома и К.Глена (Bohm a.Glennie, 1971) (II).

Таблица I

Роды, представляющие семейство кимолостных.

Индекс рода	I	2	3	4	5	6	7
Наименование рода	Viburnum L.	Diervilla Mill.	Weigela Thumb.	Kolkwitzia Graebn.	Symphoricarpos Duham.	Lonicera L.	Sambucus L.
Возраст рода, млн. лет	70	25	25	25	I3	I0	I0
Число видов (I)	200	3	I5	I	I5	200	40
Число видов (II)	II0	I0		I	8	I00	20

Целью нашей работы является разработка подхода в прогностическом аспекте к определению изменений уровня относительной организации ботанического таксона в ходе его эволюции по уровням динамики параметров основных критериев этого таксона и его субтаксонов. Уровень организации каждого из семи родов берется по отношению к средним значениям для всего рассматриваемого семейства.

В качестве показателя эволюции организации материи предлагается принять информационную негэнтропию (упорядоченность).

Специального названия для этой единицы пока еще нет, возможно, подойдет аббревиатура от слов "самоорганизующая-

ся негэнтропия" - (санп).

На данном этапе исследования уровень организации никестоящих таксонов определяется не в абсолютных единицах информационной негэнтропии, а по отношению к ее значению, среднему для всего вышестоящего таксона.

Определение величины относительной информационной негэнтропии производится факторным анализом по формуле (I), впервые опубликованной и далее развитой

$$N_y = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} \frac{f_j}{f_{jcp}} \qquad (I)$$

Здесь и ниже:

N_y - относительная негэнтропия субфактора j для всех факторов всех объектов, входящих в данный таксон и характеризующих этот таксон (в виде ряда динамики) только по одному, по каждому фактору из классификатора понятий;

f_{jcp} - среднее численное значение рассматриваемого субфактора (диагностического признака) по каждому из факторов каждого рассматриваемого объекта;

f_j - численное значение каждого из рассматриваемых субфакторов (если субфакторы разноранговые, то в числителе формулы (I) нужно взять $R_j \cdot f_j$, где R_j - ранжир субфактора);

j - порядковый номер субфактора для фактора каждого объекта;

m - число субфакторов, формирующих фактор объекта, или сумма ранжиров (R_j), если факторы разноранговые.

Для таксона, имеющего более высокую иерархию и оцениваемого уже не по субфакторам, а по всем факторам высшей иерархии:

$$N_i = \frac{1}{\sum_{i=1}^{k} R_i} \sum_{i=1}^{l} R_i \left(\frac{1}{\sum_{j=1}^{m} R_j} \sum_{j=1}^{m} R_j \frac{f_j}{f_{jcp}} \right) \qquad (2)$$

Здесь и ниже:

N_i - негэнтропия всех объектов (родов ...), входящих в i-ый таксон, и характеризующая изменения его организованности по времени;

i - порядковые номера факторов, по которым оценивается таксон более высокой i-ой иерархии;

ℓ - общее число факторов для оценки таксона i-ой иерархии;

R_i - ранжиры факторов таксона i-ой иерархии.

Для еще более высокого таксона (порядок ...), имеющего иерархию h и κ объектов (семейств ...):

$$N_h = \frac{1}{\sum_{h=1}^{\kappa} R_h} \sum_{h=1}^{\kappa} R_h \cdot \left[\frac{1}{\sum_{i=1}^{\ell} R_i} \sum_{i=1}^{\ell} R_i \left(\frac{1}{\sum_{j=1}^{m} R_j} \sum_{j=1}^{m} R_j \cdot \frac{f_i}{f_j \div f_i} \right) \right]_h \quad (3)$$

и т.д. $N_9 \rightarrow N_5 \rightarrow N_c$

(класс → отдел → растительный мир)

Однако в формуле (3) и далее R_h - это не просто ранжиры каждого h-го семейства таксона h-ой иерархии из $I + h$ семейств, а удельный вес ранжиров соответствующих семейств, найденный как произведение числа индексов, используемых при определении N_i - по формуле (2), умноженного на число объектов в таксоне i; для получения взвешенной величины R_h ранжир каждого семейства (κ_h) умножают на его удельный вес.

Ранжир (R) может быть определен по таблице 3, принятой некоторыми прогнозистами как экспертная оценка ранга (Бакиров, Заверткин, 1970).

Другой, более объективный, способ определения ранжира численной оценки значимости ранга того или иного фактора (или величин негэнтропии таксона соответствующей иерархии) заключается в том, что за ранжир ранга фактора принимается отношение среднего уровня ряда динамики фактора (объекта)

Классификатор понятий по теме "Информационн

Д*) \ С	0	I	2	3	4
0	Возраст таксона	Хромосома	Цветок	Пыльца	Плод
I		Диплоидный набор	Венчик	Длина пыльцевого зерна	Общие контуры плода
2			Число цветов в соцветии	Диаметр зерна	Характеристика семенного гнезда
3			Число гнезд в завязи	Удлиненность зерна	Аэродинамик летательного органа
4			Число лопастей чашечек	Расстояния между бороздами	
5			Число тычинок	Не шиповатость	
6			Диаметр цветка		
7			Степень сексуальности и домности		
8			Чашелистик		
9			Цветовая характеристика венчика		

*) Д - десятки; С- сотни

Таблица 2.

факторы растения и их диагностические признаки"

5	6	7	8	9
Лист	Побег	Ареал	Фенология	Прочие
Длина	Высота основных побегов	Площадь	Набухание почек	Геометрия ствола
Ширина	Кустарниковость	Высота над уровнем моря	Распускание листьев	Диаметр кроны
Удлиненность	Длина почки	Географическая широта и долгота ареала	Зацветание	Диаметр периферии корневой системы
Длина черешка	Максимальное число чешуй почки	Континентальность	Появление созревших плодов	Средний возраст индивида
Число лопастей	Опушение молодых побегов	Минимальные осадки в год	От цветения до плодоношения	Механические свойства древесины
Число зубчиков на центральной лопасти	Нелинейность	Характеристика почвы	Листопад	Химический состав
Ширина центральной лопасти в I от верши	Невечнозеленость		Сумма температур до распускания почек	Электрический потенциал дерева
Геометрия лопастей			Период вегетации	Число подчиненных таксонов
Цветовая характеристика лис	Цветовая характеристика побегов		Период роста побегов в длину	Цветовая характеристика коры

Таблица 3.

Ранжиры рангов (по экспертной оценке)

Ранг	I	2	3	4	5	6	7	8	9
R	I,0	I,0	0,75	0,50	0,3I	0,I6	0,I0	0,06	0,03

после 50%-ой величины аргумента ряда (сам ряд считается функцией) к средней величине уровня ряда до 50%-ой величины аргумента.

Поскольку определяется уровень организации живой материи, то динамика факторов (или негэнтропии низшей иерархии) должна быть взята или как синдромная, или как обратная функция изменения факторов (или негэнтропии), но так, чтобы с изменением аргумента (в нашем случае это период времени от завершения формирования данного таксона (рода, вида ...) до наших дней) численное значение фактора (или негэнтропии) или его обратной величины (а иногда и более сложной функции) возрастало бы. О возможности такого подхода для оценки ранга впервые указано одним из авторов этой статьи (Тардов, I969 б).

Для выполнения факторного анализа таксона нами составлен классификатор понятий по теме "Информационные факторы растения и их диагностические признаки" (табл.2 и 4). Основные методологические принципы составления подобных классификаторов, их рубрикации, индексации и иерархирования опубликованы (Тардов, I966, I967 а; Тардов, Сапожников, Козырева, I969) и останавливаться на них здесь нет необходимости.

Факторы высшей иерархии, распределенные между сотенными индексами классификатора понятий, расположены в порядке возрастания номера ранга, т.е. соответствуют убыванию ранжира. Для семейства кимолостных изложенное представлено в таблице 5.

Таблица 4.

Классификатор понятий по теме "Информационные факторы растения и их диагностические признаки"

Иерархия низших рангов

Цветовые характеристики

91 длина волны - λ, μм

92 насыщенность - ρ

93 светлота - P

210 Венчик

211 Количество частей

212 Длина венчика

250 Число тычинок

251 Максимальное

252 Минимальное

260 Диаметр цветка

261 Максимальный

262 Минимальный

270 Степень сексуальности и домности

271 Степень сексуальности

271.1 обоеполый

271.2 и обоеполый и раздельнополый

271.3 раздельнополый

272 Домность

272.1 однодомный

272.2 и однодомный и двудомный

272.3 двудомный

280 Чашелистик

281 Число чашелистиков

282 Срастание

282.1 не срослись

282.2 срослись

283 Отношение длины лепестка к длине чашелистика

284 Обратная величина суммы чашелистиков и листиков

285 Обратная величина суммы длин чашелистиков и листиков

310 Длина пыльцевого зерна
311 Максимальная
312 Средняя
313 Минимальная

320 Диаметр пыльцевого зерна
321 Максимальный
322 Средний
323 Минимальный

410 Общие контуры плода
411 Диаметр плода
412 Характеристика семенного гнезда
412.1 высота
412.2 ширина
412.3 длина срастания гнезд
413 Аэродинамика летательного органа (крыла)
413.1 длина органа
413.2 ширина у гнезда (основания)
413.3 ширина в максимуме
413.4 ширина у вершины
413.5 стреловидность (413.1:413.3)
413.6 конусность
413.61 к основанию (413.2:413.3)
413.62 к вершине (413.4:413.3)
414 Соотношение крыльев
414.1 угол между крыльями
414.2 расстояние между концами крыльев
414.3 расстояние между крыльями в узкой части

510 Длина листа
511 Максимальная
512 Средняя
513 Минимальная

520 Ширина листа
521 Максимальная
522 Средняя

523 Минимальная

580 Геометрия лопасти
581 Центральная (нулевая) лопасть
581.1 длина нулевой жилки
581.2 ширина основания нулевой лопасти
581:3 ширина нулевой лопасти у перехода в острие
581.4 расстояние от верхушки нулевой лопасти до перехода ее в остроконечие
581.5 расстояние от основания центральной лопасти до ее остроконечья
581.6 длина от начала нулевой жилки до внемки 0-1
581.7 ширина межлопастного выреза 0-1
581.8 угол между жилками 0-1
582 Первая лопасть
583 Вторая лопасть
584-9 Третья - Девятая лопасти

ПРИМЕЧАНИЕ: индексы 582-589 ... разбиваются по аналогии с 581.

720 Высота над уровнем моря
721 Максимальная
722 Минимальная

730 Географическая широта ареала
731 Максимальная северная широта
732 Широта южной границы

740 Континентальность
741 Максимальная
742 Минимальная

820 Распускание листьев
821 Раннее
822 Массовое

830 Цветение
831 Самое раннее
832 Массовое
833 Самое позднее

860 Листопад
861 Начало листопада
862 Конец листопада
863 Длительность безлистного состояния

В таблице 6, для примера, дан подсчет относительной информационной негэнтропии для листа семи родов семейства живолостных. В правой графе каждой колонки для того или иного индекса классификатора даны относительные величины негэнтропии по соответствующему фактору, взятые в долях от среднего абсолютного значения этого фактора для всего семейства живолостных (по данному индексу). Указанные восемь групп относительных величин после умножения на соответствующий ранжир данного фактора складываются и делятся на 6,5 (сумма восьми ранжиров), что в результате дает изменение относительной информационной негэнтропии (организованности живой материи, в данном случае листа) в зависимости от возраста сформирования того или иного рода (говоря шире - таксона).

Таблицы для остальных шести факторов (хромосома, цветок, пыльца, плод, побег, фенология) здесь не приводятся.

Присвоение тому или иному фактору (а также субфакторам или диагностическим признакам фактора) соответствующего ранга (для последующего определения его ранжира по таблице 2) производилось группой экспертов в составе шести биологов и одного инженера, при не был определен и характер изменения данного фактора: прямой или обратный. Однако в дальнейшем для определения ранжира нужно пользоваться более объективным, указанным выше подходом. Ранжировка классификатора понятий и ранжирование его рубрик не должны обязательно между собой совпадать (хотя это и жела-

Таблица 5.

Основные факторы классификации понятий

Ранг	I	2	3	4	5	6	7
Индекс	I00	200	300	400	500	600	800
Рубрика	Хромосомы	Цветок	Пыльца	Плод	Лист	Побег	Фенология

тельно). Таблицы 2 и 4 следует рассматривать как методологический пример классификатора понятий, не являющегося еще строго отработанным классификатором. Здесь, например, не получил еще должного развития такой критерий таксона как биохимический (в таблице 2 отнесен в рубрику "Прочие"). Это продиктовано еще сравнительно слабой изученностью этого критерия для живолостных (Hillebrand, Fairbrothers, I970; Bohm a. Glennie , I97I). Средние численные значения факторов на уровне субтаксона (род) для различной иерархии в классификаторе понятий и ранга этих факторов приведены в таблице 7.

В таблице 7 для индекса 2I2 (взята обратная величина ($см^{-I}$); для индексов 3I2, 322, 340, 3I3 и 3II взяты деления, каждое из которых равно 5,5; все размеры по рубрикам плод и лист взяты в см, но для индекса 540 взята обратная величина ($см^{-I}$); для индекса 6I0 размеры взяты в м, для индекса 630 взята обратная величина ($мм^{-I}$).

Для индекса 330 - степень нешиповатости определялась

$$C_{нш} = \frac{Нш}{Ш + Нш} \qquad (4)$$

Для индекса 620 - степень кустарниковости определялась по формуле

$$C_{к} = \frac{К}{к + д} \qquad (5)$$

Для индекса 660 - степень нелианности определялась по формуле

$$C_{нл} = \frac{Нл}{Л + Нл} \qquad (6)$$

Относительная информационная негэнтропия для фактора

Ранг фактора	I		I		I		2	
Ранмир фактора	I,00		I,00		I,00		I,00	
И.кл.	512		522		530		540	
И.р.[x)]	абс.	отн.	абс.	отн.	абс.	отн.	абс. обр.	отн.
I	7,0	I,26	5,0	I,6I	I,4	I,62	I,25	0,27
2	6,0	I,08	2,0	0,64	3,0	I,34	5,00	I,09
3	5,0	0,90	2,2	0,7I	2,3	I,02	2,50	0,54
4	5,0	0,90	2,0	0,64	2,5	I,II	5,00	I,09
5	3,0	0,54	2,0	0,64	I,5	0,68	3,33	0,72
6	I3,0	0,54	4,5	I,45	2,5	I,II	I0,00	2,I8
7	I0,0	I,80	4,0	I,30	2,5	I,I0	5,00	I,09
Сред-абс. нее отн.	5,57	I,0	3,I	I,0	2,24	I,0	4,58	I,0

Примечание: x) - И.кл. - Индекс классификатора
И.р. - Индекс рода

Таблица 6

"лист" и для диагностических признаков, его определяющих

3		3		4		4		N,
0,75		0,75		0,50		0,50		санп
5II		52I		5I3		523		
абс.	отн.	абс.	отн.	абс.	отн.	абс.	отн.	отн.
I6,0	I,08	I5,0	2,02	I,5	0,79	I,0	I,0	I,II
I6,0	I,08	4,0	0,53	3,0	I,57	2,0	2,0	I,I0
I2,0	0,8I	5,0	0,66	I,8	0,95	0,5	0,5	0,77
8,0	0,54	I,8	0,24	3,0	I,50	I,5	I,5	0,90
7,0	0,48	7,0	0,94	I,0	0,53	0,6	0,6	0,66
I2,0	0,8I	I,2	0,I6	0,5	0,26	0,2	0,2	0,96
32,0	2,I6	I8,0	2,40	2,5	I,3I	I,2	I,2	I,54
I4,7	I,0	7,43	I,0	I,9	I,0	I,0	I,0	I,00

Таблица 7

Среднечисленные значения диагностических признаков факторов различной иерархии и их ранги

Рубрика высшего ранга	Индексы фактора и его признаков	j	$f_{jф.}$
I	2	3	4
Хромосома	I00		I,70
Цветок	200		
	2II	I	5,00
	2I2	I	I,08
	220	2	I9,00
	230	2	2,7I
	240	3	5,00
	250	3	5,00
	29I	4	609,0
Пыльца	300		
	3I2	I	6,46
	322	I	7,33
	330	I	0,93
	340	2	4,78
	350	2	0,57
	3I3	3	4,93
	3II	3	9,43
	39I	4	559,0
Плод	400		0,66
Лист	500		
	5I2	I	5,60
	522	I	3,I0
	530	I	2,24
	540	2	4,58
	5II	3	I4,70
	52I	3	7,43

Продолжение таблицы 7

I	2	3	4
	513	4	I,90
	523	4	I,00
Побег	600		
	6I0	I	2,50
	620	I	4,0I
	630	2	0,2I
	640	3	3,40
	660	3	3,05
	670	3	2,02
	69I.I	4	623
	69I.2	4	584
Фенология	800		
	832	I	0,0I70
	862	I	0,0540
	820	2	0,3200
	840	2	0,0073
	8I0	3	0,3200
	86I	3	0,0059
	83I	4	0,3000
	833	4	0,0II0

Для индекса 670 - степень невечнозеленности определялась по формуле

$$C_{нв} = \frac{Нв}{Нв + в} \qquad (7)$$

Все данные по фенологии взяты в обратных сутках от даты набухания почек (приблизительно I5.IУ.).

В таблице 7 и в формулах (4)-(7) приняты следующие обозначения:

Нш - нешиповатость

Относительная информационная негэнтропия родов семейства

Ранг фактора	I		2		3		4	
Ранжир фактора	I,00		I,00		0,75		0,50	
Рубрика классификатора	Хромосомы		Цветы		Пыльца		Плод	
Индекс классификатора	I00		200		300		400	
Ранжировка / Индекс рода	До	После	До	После	До	После	До	После
I	0,59	0,59	I,3I	I,32	0,73	0,55	0,92	0,46
2	I,I7	I,I7	0,77	0,77	0,98	0,69	0,77	0,39
3	I,I7	I,I7	0,72	0,72	I,05	0,79	I,07	0,54
4	I,I7	I,I7	0,83	0,83	I,I3	0,85	0,92	0,46
5	I,I7	I,I7	I,07	I,07	0,92	0,69	I,23	0,62
6	0,59	0,59	0,83	0,83	I,I3	0,80	I,58	0,79
7	I;I7	I,I7	I,40	I,40	I,00	0,80	0,6I	0,3I
Проверка	I,00		0,99		0,99		0,0I	

Таблица 8

жимолостных (по определяющим факторам и в целом)

5		6		7		$\bar{N}$, санп	Возраст таксона, млн. лет	T_{ps}, %
0,31		0,16		0,10				
Лист		Побег		Фенология				
500		600		800				
До	После	До	После	До	После	После		
I,II	0,34	I,25	0,20	I,04	0,10	0,93	70	93
I,10	0,34	0,70	0,11	0,64	0,06	0,92	25	94
0,77	0,24	0,60	0,10	0,73	0,07	0,94		
0,90	0,28	0,71	0,11	0,73	0,07	0,96		
0,66	0,20	0,71	0,11	I,03	0,10	I,04	I3	I04
0,96	0,30	2,II	0,34	I,59	0,16	I,04	I0	II0
I,54	0,48	0,80	0,13	I,2I	0,12	I,I7		
I,00		0,99		I,00		I,00		I00

Ш - шиповатость
К - кустарниковость
д - древностость
Нл - нелианность
Л - лианность
Нв - невечнозеленость
в - вечнозеленость
м - метры
$мм^{-1}$ - обратные миллиметры
$см^{-1}$ - обратный сантиметры
мк - микроны

Для индексов 691.1 и 691.2 определяется цвет (длина волны в мк) старых и молодых побегов соответственно.

В таблице 8 дана сводка изменения относительной негэнтропии для каждого из семи факторов иерархии семейства. Эти величины негэнтропии после умножения на ранжиры отображаемых ими факторов и деления на 3,82 (сумма семи ранжиров) дают величины относительной информационной негэнтропии для всех рассмотренных нами родов семейства химолостных.

Зависимость относительной негэнтропии от возраста того или иного рода, найденная по таблице 8 (последняя графа), нанесена на рис. 1. Таблица 8 и рис. 1 дают возможность найти изменение темпов роста базисных и темпов прироста (на 1 млн лет) цепных негэнтропий (и относительной и абсолютной) в зависимости от возраста таксона, что и представлено в таблице 9.

Таблица 9

Темпы роста и прироста негэнтропии семейства химолостных

Возраст таксона, млн. лет	70	25	13	10
$T_{рб}$, %	93	94	104	110
$T_{пц}$, %/мегагод	0	+0,90	+1,93	

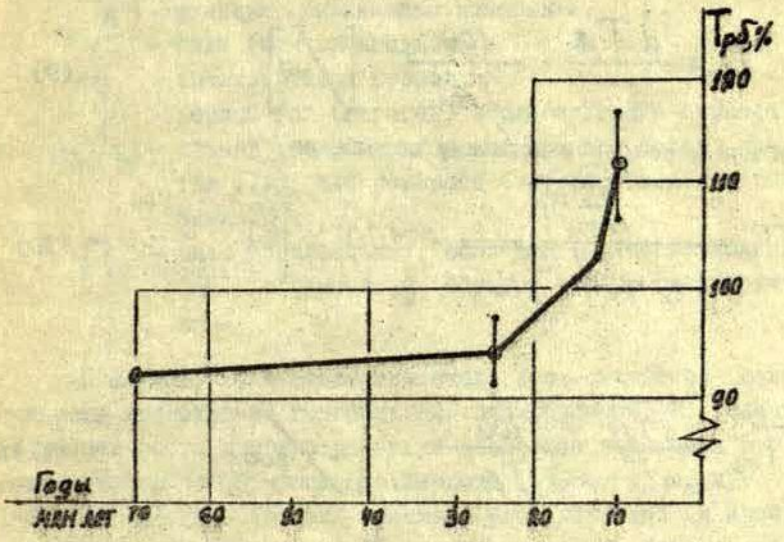

Рис. I. Изменение темпов роста (базисных) уровней ряда динамики (моментного) информационной негэнтропии эволюции семейства живолостных в зависимости от времени сформирования родов.

* - экспериментно-статистические точки;
o - средние величины ;
⊙ - точки, совпадающие для экспериментальных и для средних данных.

Темпы роста и прироста вычислялись по формулам Б.Н. Тардова (1966, 1967а, 1967б, 1967в, 1968а, 1968б, 1969в, 1969г), принятым в предложенном им методе мексистемного прогнозирования:

$$T_{p\delta} = \frac{q}{m_2 - m_1} \cdot \frac{\int_{r=p+m_1}^{p+m_2} N(r) \cdot dr}{\int_{r=p}^{p+q} N(r) \cdot dr} \cdot 100 \quad [\%] \qquad (8)$$

$$T_{пц} = \frac{d\,T_{рб}}{d\,г} \cdot \frac{100}{T_{рб}} \quad \left[\%/год\right] \qquad (9)$$

Или при переходе к конечным величинам

$$T_{рб} = \frac{\sum_{г=m_1}^{m_2} N_г}{(m_2 - m_1)\sqrt[q+1]{\prod_{г=p}^{p+q} N_г}} \cdot 100 \quad [\%] \qquad (10)$$

$$T_{пц} = \frac{\Delta\,T_{рб}}{\Delta\,г} \cdot \frac{100}{T_{рб}} \quad \left[\%/год\right] \qquad (11)$$

Или, подставляя в формулу (10) формулу (3), будем иметь для таксона иерархии :

$$T_{рб} = \frac{\sum_{г=m_1}^{m_2}\left\{\frac{1}{\sum_{h=1}^{m} R_h}\sum_{h=1}^{K} R_h\left[\frac{1}{\sum_{i=1}^{\ell} R_i}\sum_{i=1}^{\ell} R_i\left(\frac{1}{\sum_{j=1}^{m} R_j}\sum_{j=1}^{m} R_j \frac{f_i}{f_{j\,ср}}\right)_i\right]_h\right\}_г}{(m_2 - m_1)\sqrt[q+1]{\prod_{г=p}^{p+q}\left\{\frac{1}{\sum_{h=1}^{K} R_h}\sum_{h=1}^{K} R_h\left[\frac{1}{\sum_{i=1}^{\ell} R_i}\sum_{i=1}^{\ell} R_i\left(\frac{1}{\sum_{j=1}^{m} R_j}\sum_{j=1}^{m} R_j \frac{f_i}{f_{j\,ср}}\right)_i\right]_h\right\}_г}} \cdot 100\,[\%] \qquad (12)$$

В формулах (8) - (12):

$T_{рб}$ - темпы роста базисные;

$T_{пц}$ - темпы прироста цепные;

$N_г$ - изменение прогнозируемого показателя по годам;

$N(r)$ - функция, выражающая изменение ;
r - годы (или мегагоды);
q - анализируемый период;
p - первый год (мегагод) анализируемого периода;
(m_2-m_1) - период (год, мегагод или немного более: два, три ...), для которого берутся отдельные значения N_r ;
$\prod$ - знак произведения, если для среднего значения N_r за период q берется средне-геометрическое.

В случае, если статистическая (стохостическая) совокупность является не генеральной, а выборочной, то величины темпов роста и прироста будут несколько искажены. Это можно учесть по формулам Б.Н.Тардова (1968б, в, г, д, 1969а, в, д). Для больших массивов биологической (и иной) информации обработка необходимых данных может быть произведена на СПМ (счетно-перфорационных машинах) в описанном порядке (Заболевания ..., 1968), а затем и на ЭВМ, согласно опубликованным рекомендациям (Тардов, Сапожников, 1969а, б, в). Если прогнозирование будет происходить не по времени, а по любому из параметров с высоким (но не обязательно!) ранжиром, то общий методологический подход к решению этой задачи методом системно увязанного параметрического прогнозирования рассмотрен в качестве примера в технике и минерологии (Тардов, 1963, 1969е).

Из рисунка и таблицы 9 видно, что негэнтропия родов семейства жимолостных прогрессивно возрастает, так что имеют место производные высших порядков (третья и, возможно, четвертая). Эти положения сохранятся и в том случае, если из рассмотрения убрать род калины, который заметно выпадает из остального ряда родов семейства жимолостных.

Темпы прироста цепные негэнтропии (в т.ч. и абсолютной), равные +1,93 %/мегагод и притом возрастающие, дают возможность сделать прогноз , что негэнтропия эволюции рассматриваемого семейства будет расти (оно не вымирает) -

идет еще дивергенция (см. статью Б.Н.Тардова в настоящем сборнике). Если известно уравнение кривой, характеризующей изменение негэнтропии данной группы объектов по времени, то можно, применяя способ экстраполяции с соблюдением условий корректности, получить величины негэнтропии как в прогнозе, так и в ретропрогнозе пробанда. При этом может быть произведено установление видов (родов), неправоправно отнесенных к данному таксону. Более подробно это рассмотрено на примере видов рода клена в следующей статье этого сборника.

Если возникает потребность в определении негэнтропии более высоких таксонов, чем семейство (порядок, класс, отдел ...) по негэнтропиям таксона более низшей иерархии, то помимо учета рангиров этих последних, нужно учесть и их удельные веса. Удельный вес рангира следует определять как число индексов классификатора понятий, задействованных для таксона данного объекта и умноженных на число объектов нижестоящего таксона. Так, в нашем случае:

- число объектов нижестоящего таксона - 7 родов;
- число задействованных индексов - 50 (по табл. 7);
- удельный вес динамики негэнтропии семейства хвойностных - 350.x)

Рангир же негэнтропии семейства хвойностных 1,03 : 0,93 = = I,II.

В предлагаемой статье приводится ход решения лишь основных методических узлов при вычислении информационной негэнтропии. Приведение полных развернутых данных для всех диагностических признаков по всем факторам здесь невозможно из-за ограниченного объема статьи.

---

x) Удельные веса удобнее брать как относительные, принимая за единицу средний удельный вес по всем семействам, входящим в тот же порядок, что и хвойностные.

Литература

I. Авена М.А. К интродукции видов жимолости в Латвийской ССР. "Растительные ресурсы", 5, 1969.

2. Бакиров У.Х., Заверткин В.С. Прогнозирование научно-технического прогресса в области охраны труда. Свердловск, 1970.

3. Баранов В.И. Этапы развития флоры и растительности в третичном периоде на территории СССР. М., 1959.

4. Заболевания и повреждения сердца, артерий, вен и средстения (Сборник-табуляграмма закодированной предметизированной библиографической информации ВНИИМИ за 1967 год). Под ред. Б.Н.Тардова. М., 1968.

5. Зайцев Г.Н. Жимолостные - Caprifoliaceae Vent. В кн. "Деревья и кустарники СССР", т.VI. М.-Л., 1962.

6. Митина Л.П. Дискуссионные вопросы систематики семейства жимолостных. В кн.: " Пути повышения урожая плодовых культур и винограда". Одесса, 1968.

7. Соколов С.Я. и Связева О.А. География древесных растений СССР. М.-Л., 1965.

8. Тардов Б.Н. Основные проблемы гидрогенераторостроения. "Электротехническая промышленность", № 8, 1963.

9. Тардов Б.Н. Классификатор понятий для анализа патентных описаний (технология составления). М., 1966.

10. Тардов Б.Н. Методология и технология разработки классификатора понятий. В кн.: "Тематический патентно-информационный поиск". М., 1967а.

11. Тардов Б.Н. Определение тенденций и прогнозирование мирового научно-технического прогресса с помощью качественно-количественного анализа динамики выдачи патентов. В кн.: " Тематический патентно-информационный поиск". М., 1967б.

12. Тардов Б.Н. Требования к информационным массивам для прогноза научно-технического прогресса. В кн.:"Анализ закономерностей и прогнозирование развития науки и техники", 4. Киев, 1967в.

I3, Тардов Б.Н. Система обратной связи при научном прогнозировании. В кн.:"Системные исследования. больших систем", М., I968а.

I4. Тардов Б.Н. Методология прогнозирования темпов мирового научно-технического прогресса. "Вопросы научного прогнозирования", I968б.

I5. Тардов Б.Н. Оценка надежности прогноза темпов научно-технического прогресса методом последовательных многоступенчатых выборок из генеральной стохастической совокупности членов ряда динамики патентования."Вопросы научного прогнозирования", 2, I968в.

I6. Тардов Б.Н. Основы численного выражения тенденций прогноза мирового научно-технического прогресса, В кн.: "Информация в организации и проведении научных исследований", 3. Киев, I968г.

I7. Тардов Б.Н. Прогнозирование темпов научно-технического прогресса с вероятностной обратной связью из будущего. "Вопросы научного прогнозирования", 7,I968д.

I8. Тардов Б.Н. Методика прогнозирования научно-технического прогресса (концепция и технология). "Вопросы научного прогнозирования", II, I969а.

I9. Тардов Б.Н. Методология прогнозирования (на примере научно-технического прогресса). М., I969б.

20. Тардов Б.Н. Прогнозирование в больших информационных системах. "Вопросы научного прогнозирования", 8, I969в.

2I. Тардов Б.Н. Статистический эксперимент и межсистемный метод прогнозирования с обратной связью. В кн.:"Экономика и организация науки". М., I969г.

22. Тардов Б.Н. Методика научно-технического прогнозирования. В кн.:"Научно-техническое прогнозирование и экономика научных исследований". М., I969д.

23. Тардов Б.Н. Раскрытие содержания понятия "уровень свойств материала" на примере микротвердости мусковита."Вопросы научного прогнозирования", II, I969е.

24. Тардов Б.Н., Сапожников А.П. Информационно-поисковая система библиографии публикаций о сердечно-сосудистых заболеваниях. "Вопросы научного прогнозирования", 8, 1969а.

25. Тардов Б.Н., Сапожников А.П. Программа ввода библиографии с 80 колонных перфокарт в "Минск-22". "Вопросы научного прогнозирования", 10, 1969б.

26. Тардов Б.Н. Сапожников А.П., Козырева А.Л. Трехступенчатый классификатор понятий по медико-биологическим наукам. "Вопросы научного прогнозирования", 8, 1969.

27. Тахтаджян А.Л. Система и филогения цветковых растений. М.-Л., 1966.

28. Bohm B.A. and Glennie C.W. A chemosystematic study of the Capriofoliaceae. -"Canadian Journal of Botany", 49, Nr. 10, 1971.

29. Hillebrand G.R., Fairbrothers D.E. Serological investigation of the systematic position of the Caprifoliaceae. I. Correspondence with selected Rubiaceae and Cornaceae.- "American Journyl of Botany", 57, Nr. 7, 1970.

5 к.

А.М.Мауринь, Г.Е.Поспелова,
Б.Н.Тардов, И.В.Чистихина

ДИВЕРГЕНЦИОННЫЙ РЕТРОПРОГНОЗ ЛАГА ОБЩЕГО ПРЕДКА ВИДОВ ACER L.

Данная работа, как и три предшествующие ей, посвящена методологическим и теоретико-методическим вопросам прогнозирования эволюции биологических систем. В этой работе наши теоретико-методические разработки применены для определения времени возникновения предполагаемого пробанда (общего предка) видов рода Acer L. Актуальность таких поисков определяется противоречивостью современных представлений о времени возникновения первых цветковых растений и предков их основных групп (Тахтаджян, 1970). В качестве объекта ретропрогнозирования взято 26 видов, представляющих 9 секций этого рода. Перечень анализируемых видов дан в таблице I, упорядоченной по филогенетическому возрасту вида. При определении филогенетического возраста вида мы пользовались в основном данными В.И.Баранова (1959) и А.И.Поярковой (1933). Объем и систематика рода, наименование, объем и признаки видов приняты по работе Б.Н.Замятонина (1958).

Основные теоретико-методические положения, примененные в процессе данного ретропрогнозирования, достаточно подробно изложены в предыдущей статье Б.Н.Тардова, А.М.Мауриня и М.А.Кулитис, а также в цитированной там литературе. Для анализа динамики уровня организации (по величине относительной информационной негэнтропии) как семейства Caprifoliaceae, так и в данной работе по роду Acer разработан общий классификатор понятий - "Информационные факторы растения и их диагностические признаки" (см. таблицы 3 и 4 в предыдущей статье). Ранги информационным

факторам задавались экспертами; ранжиры, соответствующие этим рангам, принимались по таблице 2, приведенной в предыдущей статье.

В таблице 2 для примера дан подсчет относительной информационной негэнтропии для ареала двадцати шести видов рода клена. Все подсчеты производились по формулам, приведенным в предыдущей статье. Ранги диагностических признаков определялись экспертным способом. Для каждой из восьми основных граф таблицы 2 в левой колонке дано абсолютное значение соответствующего субфактора; в двадцать восьмой строке дано его среднее значение для всего рода клена; в средней колонке каждой из восьми основных граф приведены относительные величины субфактора (его относительной негэнтропии) для каждого вида (по отношению к средней величине для рода); и, наконец, правая колонка - есть произведение относительной информационной негэнтропии видов рода клена по данному субфактору на экспертный ранжир этого субфактора.

Сумма всех указанных произведений, приведенная в предпоследней графе таблицы, после деления на сумму восьми ранжиров (3,88) дает величину относительной информационной негэнтропии для всех видов рода клена по данному фактору (ареал) (см. последнюю графу таблицы 2). В таблице 2 (фактор - ареал) приняты в расчет следующие субфакторы (см. таблицу 3).

Таблицы для остальных шести факторов (хромосома, плод, цветок, лист, побег и фенология) здесь не приводятся. Номера рангов и средние численные значения всех субфакторов - диагностических признаков, определяющих численные значения основных семи факторов, приведены в таблице 4.

В таблице 4 для каждого из семи основных факторов, определяющих динамику относительной информационной негэнтропии рода клена, в предпоследней графе показано, какая берется зависимость диагностического признака: прямая (обозначение - Λ) или обратная (обозначение - $I:\Lambda$). В последней графе таблицы для каждого фактора приведены суммы

Таблица I.

Филогенетический возраст видов рода Acer.

Индекс вида	Наименование вида	Период от сформирования вида, млн. лет
I	Acer mono Maxim.	70-100
2	A.turkestanicum Pax	70-100
3	A.circinatum Pursh	60-70
4	A.spicatum Lam.	60-70
5	A.truncatum Bgl.	50-70
6	A.tegmentosum Maxim.	50-70
7	A.laetum C.A.Mey.	50-70
8	A.velutinum Boiss.	50-70
9	A.monspessulanum L.	30-35
IO	A.palmatum Thunb.	25-30
II	A.trantvetteri Medw.	25-30
I2	A.campestre L.	25-30
I3	A.pictum Thunb.	I5-25
I4	A.pubescens Franch.	IO-I5
I5	A.heldreichii Orph.	IO-I5
I6	A.hyrcanum Fisch.et Mey.	IO-I5
I7	A.tataricum L.	IO-I5
I8	A.acuminatum Wall.	IO-I5
I9	A.platanoides L.	IO-I5
20	A.ginnala Maxim.	5-IO
2I	A.semenovii Rgl. et Herd.	5-IO
22	A.ibericum	5-IO
23	A.argutum Maxim.	2-IO
24	A.nigrum M.B.	2-IO
25	A.saccharum Marsh.	2-IO
26	A.stevenii Pojark.	2-IO

Таблица 2

Относительная информационная негэнтропия для фактора "ареал" и для диагностических признаков (субфакторов), его определяющих.

Индекс признака	710			741			721		
x_i	1			2			3		
R_j	1,00			1,00			0,75		
Индекс вида	$f_{j=1}$	$\bar{f}_{j=1}$	$R_{j=1}\bar{f}_{j=1}$	f_2	$\bar{f}_2$	$R_2\bar{f}_2$	f_3	$\bar{f}_3$	$R_3\bar{f}_3$
1	558900	1,30	1,30	40	1,43	1,43	7000	0,49	0,37
2	72900	0,17	0,17	28	1,00	1,00	2800	1,97	1,48
3	257600	0,60	0,60	28	1,00	1,00	1000	0,70	0,52
4	1629600	3,80	3,80	38	1,36	1,36	200	0,14	0,10
5	56700	0,13	0,13	32	1,14	1,14	2000	1,41	1,06
6	283500	0,67	0,67	39	1,39	1,39	1600	1,25	0,94
7	40500	0,09	0,09	26	0,93	0,93	1700	1,20	0,90
8	32400	0,08	0,08	25	0,89	0,89	1200	0,84	0,63
9	680400	1,58	1,58	20	0,71	0,71	1000	0,70	0,52
10	583200	1,36	1,36	28	1,00	1,00	200	0,14	0,10
11	32400	0,08	0,08	29	1,04	1,04	2500	1,76	1,32
12	1603800	3,74	3,74	23	0,82	0,82	1800	1,27	0,95
13	178200	0,41	0,41	30	1,07	1,07	1500	1,05	0,79
14	16200	0,040	0,040	29	1,04	1,04	1000	0,70	0,52
15	72900	0,17	0,16	25	0,89	0,89	1200	0,84	0,63
16	113400	0,26	0,26	25	0,89	0,89	1900	1,34	1,00
17	591300	1,38	1,38	27	0,96	0,96	1200	0,84	0,63
18	980100	2,28	2,28	30	1,07	1,07	1800	1,27	0,95
19	1555200	3,62	3,62	26	0,93	0,93	1000	0,70	0,52
20	324000	0,75	0,75	40	1,43	1,43	200	0,14	0,10
21	364500	0,85	0,85	30	1,07	1,07	2800	1,97	1,48
22	56700	0,13	0,13	23	0,82	0,82	800	0,56	0,42
23	89100	0,21	0,21	20	0,71	0,71	2000	1,41	1,06
24	408800	0,95	0,95	30	1,07	1,07	200	0,14	0,10
25	24300	0,060	0,060	13	0,46	0,46	4000	2,81	2,11
26	8100	0,020	0,020	22	0,79	0,79	500	0,35	0,26
Среднее	429433,3	1		28	1		1422,72	1	

Продолжение таблицы 2

Индекс признака	731			750				722	
r_i	4			5				6	
R_j	0,50			0,31				0,16	
Индекс вида	f_4	$\bar{f}_4$	$R_4\bar{f}_4$	$\frac{1}{f_5}$	f_5	$\bar{f}_5$	$R_5 f_5$	f_6	$\bar{f}_6$
I	54	I,14	0,57	400	0,0025	I,09	0,34	0	0
2	42	0,89	0,44	200	0,005	2,17	0,67	I000	2,4I
3	52	I,10	0,55	250	0,0040	I,74	0,54	0	0
4	55	I,16	0,58	750	0,0013	0,57	0,18	0	0
5	42	0,89	0,44	500	0,0020	0,87	0,27	I000	2,4I
6	53	I,12	0,56	500	0,0020	0,87	0,27	0	0
7	45	0,95	0,48	300	0,0033	I,44	0,45	0	0
8	42	0,89	0,44	300	0,0033	I,44	0,45	500	I,2I
9	50	I,05	0,51	300	0,0033	I,44	0,45	300	0,72
I0	45	0,95	0,48	750	0,0013	0,57	0,18	0	0
II	44	0,93	0,46	500	0,0020	0,87	0,27	I600	3,86
I2	57	I,20	0,60	400	0,0025	I,09	0,34	0	0
I3	5I	I,08	0,54	I000	0,0010	0,43	0,I3	500	I,2I
I4	40	0,84	0,42	300	0,0033	I,44	0,45	500	I,2I
I5	45	0,95	0,48	500	0,0020	0,87	0,27	300	0,72
I6	42	0,89	0,44	300	0,0033	I,44	0,45	800	I,93
I7	54	I,14	0,57	300	0,0033	I,44	0,45	0	0
I8	55	I,16	0,58	500	0,0020	0,87	0,27	200	0,48
I9	62	I,3I	0,66	300	0,0033	I,44	0,45	200	0,48
20	53	I,I2	0,56	500	0,0020	0,87	0,27	0	0
2I	45	0,95	0,48	300	0,0033	I,44	0,45	I000	2,42
22	43	0,9I	0,46	300	0,0033	I,44	0,45	500	I,2I
23	39	0,82	0,4I	I000	0,0010	0,43	0,I3	500	I,2I
24	47	0,99	0,50	750	0,0013	0,57	0,I8	0	0
25	29	0,6I	0,30	I000	0,0010	0,43	0,I3	2000	4,82
26	45	0,95	0,48	300	0,0033	I,44	0,45	I00	0,24
Среднее	7,4	I			0,0023	I		4I4,8	I

Продолжение таблицы 2

Индекс признака	722		742			732				
φ_i	6		7			8				
R_j	0,16		0,10			0,06				
Индекс вида	$R_6 \bar{f}_6$	f_1	$\bar{f}_7$	$R_7 \bar{f}_7$	f_8	$\bar{f}_8$	$R_8 \bar{f}_8$	$\sum R_j \bar{f}_j$	$M_i = \frac{1}{\sum R_j \bar{f}_j} \sum R_j f_{ij}$
I	0	I6	0,96	0,096	33	0,95	0,095	4,20	I,07
2	0,39	26	I,55	0,055	38	I,09	0,I09	4,4I	I,I2
3	0	I0	0,59	0,059	34	0,97	0,097	3,37	0,86
4	0	I4	0,83	0,083	34	0,97	0,097	6,20	I,58
5	0,39	30	I,79	0,I79	38	I,09	0,I09	3,72	0,95
6	0	20	I,I9	0,II9	33	0,95	0,095	4,04	I,03
7	0	I9	I,I3	0,II3	36	I,03	0,I03	3,07	0,78
8	0,I9	23	I,37	0,I37	35	I,00	0,I00	2,92	0,74
9	0,I2	I2	0,7I	0,07I	29	0,83	0,083	4,04	I,03
I0	0	I0	0,59	0,059	23	0,66	0,066	3,24	0,83
II	0,62	22	I,3I	0,I3I	40	I,46	0,I46	4,07	I,04
I2	0	6	0,35	0,035	36	I,03	0,I03	6,59	I,68
I3	0,I9	I9	I,I3	0,II3	33	0,95	0,095	3,34	0,85
I4	0,I9	28	I,68	0,I68	37	I,06	0,I06	2,93	0,75
I5	0,I2	I4	0,83	0,083	39	I,II	0,III	2,75	0,70
I6	0,3I	I0	0,59	0,059	36	I,03	0,I03	3,5I	0,90
I7	0	I5	0,89	0,089	36	I,03	0,I03	4,I8	I,070
I8	0,077	5	0,30	0,078	39	I,II	0,III	5,37	I,37
I9	0,077	I3	0,78	0,078	38	I,09	0,I09	5,92	I,5I
20	0	2I	I,25	0,I25	37	I,06	0,I06	3,34	0,85
2I	0,39	25	I,49	0,I49	34	0,97	0,097	4,97	I,27
22	0,I9	20	I,I9	0,II9	36	I,03	0,I03	2,69	0,69
23	0,I9	I7	I,0I	0,I0I	3I	0,89	0,089	3,00	0,77
24	0	I7	I,0I	0,I0I	36	I,03	0,I03	3,00	0,77
25	0,77	8	0,47	0,047	27	0,77	0,077	3,95	I,008
26	0,038	22	I,3I	0,I3I	44	I,26	0,I26	2,30	0,59
Среднее		I6,74	I		34,92	I			I

ранжиров фактора, которые дают возможность из суммы отдельных относительных проранжированных величин негэнтропии для диагностических признаков факторов получить величину относительной информационной негэнтропии видов клена по каждому из этих факторов (пример для фактора "ареал" см. две последние графы таблицы 2).

Результаты вычисления информационной негэнтропии видов рода клена по каждому из семи основных факторов сведены в таблицу 5. В этой таблице для каждого из семи факторов в левой графе дана соответствующая ему информационная негэнтропия видов клена, а в правой - эта же негэнтропия, но после ранжировки. В предпоследней графе таблицы дана сумма проранжированных величин негэнтропии, полученных по всем семи факторам; в последней же графе (полученной как результат деления предшествующей графы на сумму ранжиров факторов, равную 3,82) дана динамика уровней рядов информационной негэнтропии эволюции всех рассмотренных видов рода клена. Эти величины одновременно являются и темпами роста информационной негэнтропии, если выражать ее в процентах, а за базис принять ее среднюю величину (по условию равную I,0).

Вычисления величин информационной негэнтропии объектов таксона, факторов и их диагностических признаков производились по следующей формуле (обобщающей формулы (I) - (3) в предшествующей статье этого сборника):

$$N_H = \frac{1}{\sum_{h=1}^{K} R_h} \sum_{h=1}^{K} R_h \left(N_{H-1}\right)_h \qquad (I)$$

Здесь

N_H - при малых значениях H : N_H - негэнтропия одного и того же таксона, но найденная для диагностических признаков (или субпризнаков) субфакторов и факторов и для первого таксона - в целом;

N_H - при больших значениях H : N_H - негэнтропия, воз-

растущая от таксона нижней иерархии к таксону верхней иерархии;

N_{H-1} - негэнтропия таксона более нижней иерархии ($H-1$), чем для таксона с негэнтропией N_H, определяется по формуле (I) с подстановкой вместо индекса H → ($H-1$), а вместо индекса ($H-1$) - в круглых скобках - индекса ($H-2$) и т.д.;

h - число факторов или субфакторов (диагностических (признаков), участвующих в определении негэнтропии объектов первого таксона или число объектов данного таксона (семейств), формирующих таксон вышестоящей иерархии (класс);

R_h - сумма ранжиров или объектов данного таксона.

На рисунке I изображены значения информационной негэнтропии всех 26 видов рода клена, отнесенных к периодам завершения формирования этих видов. К сожалению, приходится считаться с тем фактом, что для рода клена не получается такого плавного изменения негэнтропии, которое имеет место для семейства живолостных. По-видимому, одной из причин этого явления является то обстоятельство, что мы для своего исследования привлекли представителей лишь около половины секций рода клена, так как наш выбор лимитировался наличием палеоботанических данных. К тому же при оценке полученных результатов надо иметь в виду, что нами не привлечены виды секций со сложными листьями (Trifoliata(Pax) Koidz., Cissifolia Koidz., Negundo (Boehm.) Pax).

Однако рис. I позволяет сделать вывод, что эволюция рода клена находится еще в стадии дивергенции. Это обстоятельство дает возможность экстраполировать информационную негэнтропию за 100 млн. лет назад и более. Экстраполяция по крайним точкам: I5 и 8-ой виды с одной стороны, и I6 и I-ый с другой, дает пробанд в точке I70 млн. лет назад (пунктирная линия на рис. I); экстраполяция же по группам крайних видов (сплошная линия) дает пробанд в треугольнике, центр которого относится к периоду 130 ± 20 млн. лет назад.

Таким образом, в ретропрогнозной порядке получается,

Таблица 3.

Субфакторы фактора "ареал".

Номер субфактора	I	2	3	4	5	6	7	8
Индекс субфактора	7I0	74I	72I	73I	750	722	742	732
Рубрика субфактора	Площадь, $км^2$	Максимальная континентальность	Максимальная высота над уровнем моря, м	Максимальная северная широта	Обратные осадки в год, $мм^{-1}$	Минимальная высота над уровнем моря	Минимальная континентальность	Северная широта южной границы ареала
Ранг субфактора	I	2	3	4	5	6	7	8
Ранжир субфактора	I,0	I,0	0,75	0,50	0,3I	0,I6	0,I0	0,06
Среднее значение субфактора	429433	28,0	I423	47,4	0,0023	4I4,8	I6,74	34,92

Таблица 4.

Средние численные значения диагностических признаков (субфакторов) основных семи информационных факторов, определяющих динамику информационной негэнтропии рода кленовых.

Рубрика фактора высшей иерархии	Индексы факторов и их диагностических признаков (субфакторов)	Ранг	Средние значения субфакторов	Зависимость	Сумма ранжиров
I	2	3	4	5	6
Хромосома	I00	I	0,93		I,0
Цветок	200	2			4,54
	28I	I	0,2I	I: n	
	25I	2	0,I4	I: n	
	284	3	0,II		
	26I	4	0,I5	I: n	
	285	5	0,52		
	252	6	0,I7	I: n	
	27I	6	2,70	n	
	272	6	I,30	n	
	282	7	0,074	n	
	292	7	0,02I	I: n	
	29I	7	574	n	

Продолжение таблицы 4.

I	2	3	4	5	6
Цветок	293	7	46,9	n	
	262	7	5,56	I:n	
Плод	400	3			4,46
	4I4.I	I	78,3	n	
	4I3,I	2	0,03I	I:n	
	4I2.I	3	0,I7	I:n	
	4I2.2	4	0,I2	I:n	
	4I2.3	5	0,I5	I:n	
	4I4,3	6	I8,9	n	
	4I4.2	6	38,6	n	
	4I3.5	6	3,I7	n	
	4I3.6I	6	0,68	n	
	4I3.62	6	0,83	n	
	4I3.4	7	8,89	n	
Лист	500	4			32,74
	5I0	I	90,74		
	520	I	99,07		
	550	2	4,63		
	560	3	I2,96		
	570	3	I0,93		

Продолжение таблицы 4

I	2	3	4					5	6
Лист	581.1 582.1 583.1 584.1 585.1	I	2	2	3	4	8I,8I 67,74 32,89 6,22 I,4I		I:n
	581.2 582.2 583.2 584.2 585.2	I	2	3	4	5	32,67 0,052 9,59 I,44 0,30		
	581.3 582.3 583.3 584.3 585.3	I	2	3	4	5	5,85 5,30 2,89 0,52 0,074		
	581.4 582.4 583.4 584.4 585.4	I	2	3	4	5	8,74 7,074 3,44 0,52 0,0II		
	581.5 582.5 583.5 584.5 585.5	I	2	3	4	5	43,67 3I,4I I0,85 2,I5 0,37		
	581.6 562.6 583.6 584.6 585.6	I	2	3	4	–	42,II 24,89 4,37 I,II –		

Продолжение таблицы 4

I	2	3	4	5	6
Лист	581.7	I	57,41		
	582.7	2	32,78		
	583.7	3	6,70		
	584.7	4	I,I9		
	585.7	-	-		
	581.8	I	42,78		
	582.8	2	24,56		
	583.8	3	3,85		
	584.8	4	0,8I		
	585.8	-	-		
Побег	600	5			4,64
	620	I	0,086	n	
	630	2	0,22	I:n	
	640	3	I0,56	n	
	650	4	0,44	n	
	692-М	5	0,055	I:n	
	69I-М	5	589,I	n	
	693-М	5	36,2	n	
	692-С	6	0,065	I:n	
	69I-С	6	575,4	n	
	693-С	6	I7,78	n	

Продолжение таблицы 4

I	2	3	4	5	6
Ареал	700	6			3,92
	7I0	I	429433	м	
	74I	2	28,0	м	
	72I	3	I425	м	
	73I	4	47,4	м	
	750	5	0,0023	I:м	
	722	6	4I4,8	м	
	742	7	I6,74	м	
	732	7	34,92	м	
Фенология	800	7			5,02
	830	I	0,044	I:м	
	870	2	63,85	м	
	890	3	0,0I4	I:м	
	880	4	0,0057	I:м	
	840	5	0,0073	I:м	
	863	6	0,006I	I:м	
	850	7	0,0090	I:м	
	8I0	7	0,32	I:м	
	820	7	0,076	I:м	

Относительная информационная негэнтропия (N) видов рода

Ранг фактора		I		2		3	
Ранжир фактора		I,00		I,00		0,75	
Рубрика классификатора		Хромосомы		Цветок		Плод	
Индекс классификатора		I00		200		400	
Ранжировка							
Индекс вида	Возраст, млн. лет						
I	2	3	4	5	6	7	8
I	70-I00	I,075	I,075	I,I2	0,84	0,99	0,99
2	70-I00	I,075	I,075	I,03	0,77	0,8I	0,8I
3	60-70	I,075	I,075	0,95	0,7I	0,98	0,98
4	60-70	I,075	I,075	I,33	I,00	0,92	0,92
5	50-70	I,075	I,075	0,88	0,66	0,9I	0,9I
6	50-70	I,075	I,075	I,I4	0,86	0,96	0,96
7	50-70	I,075	I,075	I,25	0,94	0,9I	0,9I
8	50-60	0,540	0,540	0,79	0,59	0,87	0,87
9	30-35	I,075	I,075	I,03	0,77	0,92	0,92
I0	25-30	I,075	I,075	I,43	I,072	0,98	0,98
II	25-30	0,540	0,540	I,29	0,97	0,85	0,85
I2	25-30	I,075	I,075	I,34	I,005	0,94	I,005

Таблица 5.

клена (по определяющим факторам и в целом)

4		5		6		7		Сумма проранжированных N	N, сант
0,50		0,31		0,16		0,10			
Лист		Побег		Ареал		Фенология			
500		600		700		800			
9	I0	II	I2	I3	I4	I5	I6	I7	I8
I,95		I,I4		I,07		I,I7			
0,80	0,98	0,76	0,35	I,I2	0,I7	0,85	0,I20	4,52	I,I8
	0,40		0,24		0,I8		0,085	3,56	0,93
0,72		0,5I		0,86		0,93			
	0,36	0,94	0,I6	I,58	0,I4	0,8I	0,093	3,52	0,92
I,76	0,88		0,29		0,25		0,08I	4,50	I,I8
0,50		0,78		0,95		I,I2			
	I,00		0,24		0,I5		0,II2	4,I5	I,09
0,59	0,30	0,76	0,24	I,03	0,I6	I,05	0,I05	3,70	0,97
0,47	0,24	0,67	0,2I	0,78	0,I2	0,95	0,095	3,59	0,94
0,9I		0,54		0,74		0,99			
	0,46		0,I7		0,I2		0,099	2,85	0,85
0,90		0,92		I,03		I,04			
	0,45		0,29		0,I6		0,I04	3,77	0,99
0,94		2,24		0,83		0,94			
	0,47		0,69		0,I3		0,094	4,5I	I,I8
0,32	0,I6	0,58	0,I8	I,04	0,I7	0,98	0,098	2,97	0,78
0,77	0,38	0,89	0,28	I,68	0,27	0,98	0,098	4,05	I,06

I	2	3	4	5	6	7	8
I3	I5-25	I,075	I,075	0,79	0,59	0,89	0,89
I4	I0-I5	I,075	I,075	I,09	0,82	0,9I	0,9I
I5	I0-I5	0,540	0,540	0,53	0,40	0,86	0,86
I6	I0-I5	I,075	I,075	0,86	0,74	0,93	0,93
I7	I0-I5	I,075	I,075	0,72	0,54	0,87	0,87
I8	I0-I5	0,540	0,540	0,85	0,64	0,80	0,80
I9	I0-I5	I,075	I,075	I,05	0,79	0,96	0,96
20	5-I0	I,075	I,075	0,89	0,67	0,89	0,89
2I	5-I0	I,075	I,075	0,9I	0,68	I,I0	I,I0
22	5-I0	I,075	I,075	0,89	0,67	0,99	0,99
23	2-I0	I,075	I,075	I,27	0,95	I,30	I,30
24	2-I0	I,075	I,075	0,93	0,70	I,55	I,55
25	2-I0	I,075	I,075	0,84	0,63	I,50	I,50
26	2-I0	I,075	I,075	0,85	0,64	0,96	0,96
уд.вес			27		297		35I

Продолжение таблицы 5

9	I0	II	I2	I3	I4	I5	I6	I7	I8
0,45	0,22	I,09	0,34	0,85	0,I4	I,03	0,I03	3,36	0,88
I,03	0,52	0,95	0,29	0,75	0,I2	0,89	0,089	3,82	I,00
0,60	0,30	0,62	0,I9	0,70	0,II	I,05	0,I05	2,50	0,65
4,I6	2,080	0,83	0,26	0,90	0,I4	0,92	0,092	5,32	I,39
0,45	0,22	2,00	0,62	I,066	0,I7	0,9I	0,09I	3,59	0,94
0,76	0,38	0,40	0,I2	I,37	0,22	0,94	0,094	2,79	0,73
0,63	0,32	0,60	0,I9	I,5I	0,24	0,96	0,096	3,67	0,96
0,55	0,28	3,I4	0,97	0,85	0,I4	0,95	0,095	4,I2	I,08
0,74	0,37	I,63	0,5I	I,27	0,20	0,95	0,095	4,03	I,05
0,86	0,43	0,70	0,22	0,69	0,II	I,I9	0,II9	3,6I	0,95
I,25	0,62	0,83	0,26	0,77	0,I2	I,04	0,I04	4,43	I,I6
2,70	I,35	I,34	0,42	0,77	0,I2	0,9I	0,09I	5,3I	I,39
0,86	0,43	0,79	0,24	I,35	0,22	I,I3	0,II3	4,2I	I,I0
0,36	0,I8	0,85	0,26	0,59	0,09	0,9I	0,09I	3,30	0,86
	II34		270		2I6		243		

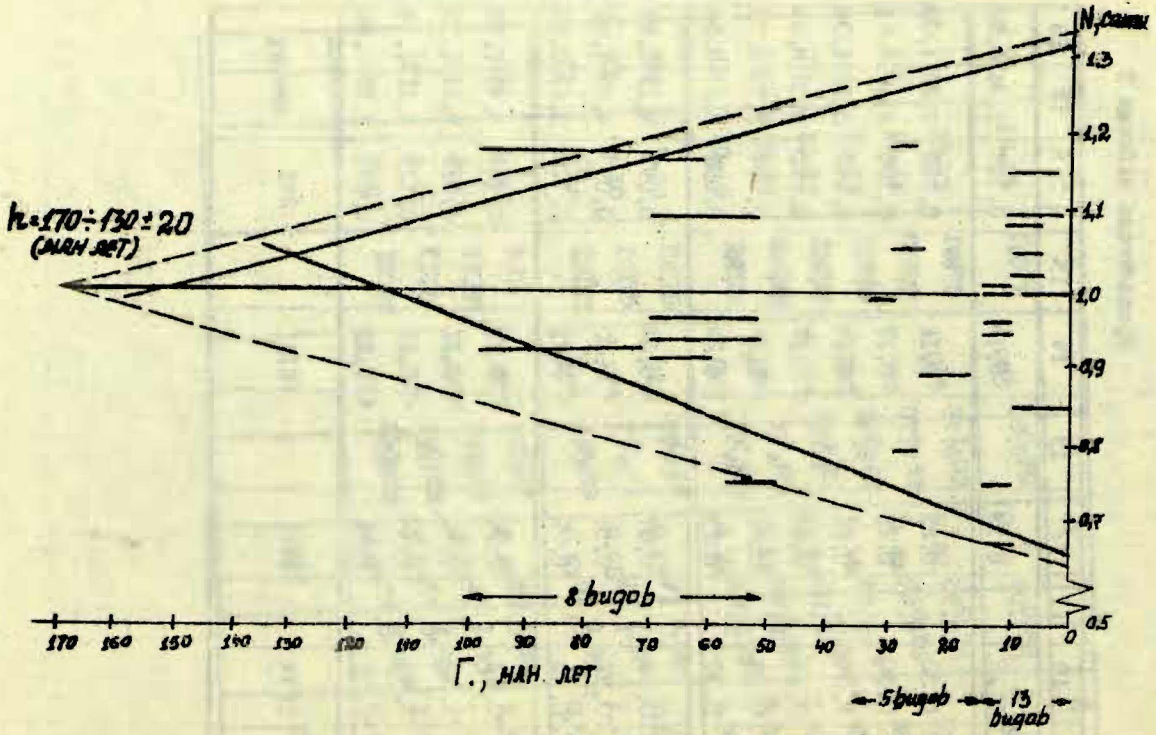

Рис. I. Относительная информационная негэнтропия (в санпах) видов рода клена и прогноз лага их общего предка (пробанда)

что пробанд рода клена, вернее говоря, соответствующий этому пробанду (общему предку) вид имеет лаг (период от его сформирования), находящийся в промежутке от 170 млн. лет назад (триасовый период мезозойской эры) до 130±20 млн. лет назад (юрский период мезозойской эры). Относительная информационная негэнтропия пробанда N близка к средней для последующих по времени видов, в частности, для A.turkestanicum и A.termentosum.

В заключение несколько слов о проблеме ранжирования факторов и субфакторов (диагностических признаков). Как уже было указано в предыдущей статье этого сборника, вместо простановки рангов факторов по данным экспертов (и последующего получения ранжиров по соответствующей таблице) можно ранжирование того или иного фактора произвести более объективно - по способу авторанжирования.

Этот способ осуществляется следующим образом:

1. Численные значения того или иного информационного фактора или его диагностических признаков располагаются в ряд в порядке возрастания (по направлению к современной эпохе) времени сформирования вида - таксона более низкой иерархии.

2. Затем вычисляются средние значения признаков раздельно для первой половины ряда и для второй.

3. Среднее значение признаков для второй половины ряда делится на среднее значение для первой половины ряда; найденное частное и является ранжиром.

4. Расположение факторов по их убывающим ранжирам дает возможность (если это нужно!) определить возрастающие (численные) ранги факторов или их субфакторов (диагностических признаков).

Способ авторанжирования исходит из того предположения, что аргументом эволюции является время, и что с его течением организованность (информационная негэнтропия) эво-

люции, как правило, возрастает. При этом нужно помнить, что если тот или иной фактор является производным или зависимым от других (одного или более) факторов, то нужно методом параметрического прогнозирования исключить или учесть это влияние.

В предшествующей и данной работе по способу экспертного ранжирования был принят следующий порядок факторов по убыванию их ранжиров: хромосома - цветок - пыльца - плод - - лист - побег - ареал - фенология. Если же принять a priori экспертную ранжировку диагностических признаков (субфакторов) указанных факторов, то авторанжировка факторов семейства живолостных (I,I4) будет иметь вид: фенология (I,5I) - побег (I,37) - плод (I,22) - цветок (I,I5) - пыльца (I,09) - лист (I,05) - хромосома (I,00); для рода же кленовых (I,03): лист (I,32) - побег (I,2I) - цветок (I,I7) - фенология (I,0I) - хромосома (I,00) - ареал (0,95) -плод (0,80). В скобках указаны ранжиры таксонов и факторов.

Возможно, что при авторанжировании оранжировка и относительная взаимозначимость (ранжир) тех или иных факторов для информационной негэнтропии эволюции будут различными не только для различных таксонов, но и для объектов внутри них. При дополнительной проверке этого вывода нужно произвести авторанжировку также и для субфакторов (диагностических признаков факторов), и тогда приведенные выше значения ранжиров в нашей авторанжировке, возможно, будут несколько иными.

Литература

I. Баранов В.И. Этапы развития флоры и растительности в третичном периоде на территории СССР. М., I959.

2. Замятнин Б.Н. Кленовые - Aceraceae Lindl. В кн.: "Деревья и кустарники СССР", т.IУ. М.-Л., I958.

3. Пояркова А.И. Ботанико-географический обзор кленов СССР в связи с историей всего рода Acer L. "Тру-

ды БИН АН СССР", сер. I, вып. I. Л., 1933.
4. Тахтаджян А.Л. Происхождение и расселение цветковых растений. Л., 1970.

2

И.Я.Лиепа

К ОЦЕНКЕ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ

Проверка адекватности является завершающим этапом разработки математической модели. Значение этого этапа чрезвычайно важно, так как в процессе моделирования можно использовать только такую модель, которая с достаточной точностью отражает особенности объекта, являющегося предметом изучения. Применение неадекватной модели влечет за собой получение ложной информации. Поэтому результаты такого моделирования не могут использоваться для исследовательских целей, а сама модель должна быть или отвергнута, или подвергнута дальнейшему дополнению и уточнению. Проверка адекватности подразделяется на два подэтапа: во-первых, это теоретическая верификация модели, во-вторых, сопоставление результатов моделирования с эмпирическими данными, полученными на оригинале. Основным критерием является сопоставление результатов, а теоретическая верификация служит дополнительным средством оценки математической модели.

Нередко при моделировании биологических объектов возникают ситуации, когда из-за невозможности или нецелесообразности проведения сравнительных экспериментов, сопоставление модели с эмпирическими данными исключается. В таких случаях теоретическим соображениям принадлежит основная роль. Часто такие ситуации возникают при составлении математических моделей регрессионного типа. Теоретическая верификация этих моделей представляет собой определение доверительных границ зон индивидуального и среднего прогноза и проверку существенности влияния отдельных факторов воздействия. Нами разработана также методика вычисления удельного веса влияния как отдельных факторов, так и суммарного воздействия их групп (Лиепа, 1972).

Существенность влияния отдельных факторов до сих пор проверялась по критерию Стьюдента. Для этой цели вычисляются соответствующие эмпирические значения t по формуле (I)

$$t = \frac{b_i}{s_{b_i}} \qquad (I)$$

где b_i - коэффициент регрессии i-го фактора воздействия и s_{b_i} - ошибка репрезентативности этого же фактора. Из-за чрезвычайной сложности алгоритма вычисления ошибок репрезентативности реализация формулы (I) затруднительна. Кроме того, с помощью критерия Стьюдента можно судить только о существенности воздействия отдельных факторов. Однако в биологических исследованиях часто требуется ответить на вопрос, с какой силой на изучаемый признак (регрессент) воздействуют отдельные группы качественно однородных факторов. Так, например, если изучается колебание урожайности сельскохозяйственных культур или изменение текущего прироста биомассы лесных биоценозов, то исследователю часто необходимо выяснить, какой удельный вес воздействия оказывают метеорологические условия, эдафические особенности, хозяйственная деятельность человека и другие группы факторов, влияющих на уровень урожайности. Анализ числовых значений показателя удельного веса влияния отдельных факторов указывает на путь оптимизации изучаемого признака, так как с этой точки зрения целесообразнее изменить интенсивность воздействия тех факторов, которые сильнее влияют на регрессент. На основе этих соображений для проверки существенности воздействия конкретных факторов вместо отношения и критерия Стьюдента лучше использовать соответствующие числовые значения показателя удельного веса γ_j и критерий Фишера. Для этой цели нами разработан соответствующий алгоритм, в основе которого лежит положение о том, что данный фактор воздействует на регрессент существенно, если существенным является значение показателя удельного веса влияния этого фактора.

$$\gamma_j = |b_j c_{yj}| \frac{R^2}{\Sigma |b_j c_{yj}|} \qquad j = 1, 2, \ldots, k \tag{2}$$

k - число исследуемых факторов воздействия;

b_j - коэффициент регрессии j -го фактора уравнения множественной регрессии.

$$y = a + \Sigma b_j x_j \tag{3}$$

a - свободный член уравнения регрессии;

x_j - числовое значение j -го фактора;

y - результативный признак, или регрессент;

R - коэффициент множественной регресси.

$$R = \sqrt{1 - \frac{Q_z}{Q}} \tag{4}$$

Q - общая сумма квадратов отклонений от арифметического среднего данной выборочной совокупности.

$$Q = \Sigma y_i - \frac{(\Sigma y_i)^2}{n} \qquad i = 1, 2, \ldots, n \tag{5}$$

y_i - числовое значение регрессента i -го наблюдения;

n - число наблюдений;

Q_z - сумма квадратов отклонений эмпирических значений регрессента от гиперплоскости регрессии. При дисперсионном анализе этому значению соответствует сумма квадратов отклонений остатка (фона).

$$Q_z = n(\delta_y^2 - \Sigma b_j c_{yj}) \tag{6}$$

δ_y^2 - дисперсия регрессента.

$$\delta_y^2 = \frac{\Sigma y_i^2}{n} - \left(\frac{\Sigma y_i}{n}\right)^2 \tag{7}$$

c_{yj} - коэффициент ковариации между регрессентом и j -ым фактором.

$$C_{yy} = \frac{n\sum y_i - \sum y_i \sum x_{ji}}{n^2} \qquad (8)$$

Существенность показателя удельного веса проверяется по критерию Фишера. Эмпирические значения этого критерия определяются по формуле (9)

$$F_j = \frac{\gamma_j Q (n - \kappa - 1)}{Q_z} \qquad (9)$$

или, учитывая, что $Q_z = Q(1 - R^2)$ и $R^2 = \sum \gamma_j$ по формулам (10) и (11)

$$F_j = \frac{\gamma_j (n - \kappa - 1)}{1 - R^2} \qquad (10)$$

$$F_j = \frac{\gamma_j (n - \kappa - 1)}{1 - \sum \gamma_j} \qquad (11)$$

Эмпирические значения F_j сравниваются с теоретическим значением F_α, которое определяется по таблице Фишера при соответствующем уровне значимости α, $\nu_1 = 1$, $\nu_2 = n - \kappa - 1$.

Если $F_j > F_\alpha$, то воздействие j-го фактора признается существенным. Несущественные факторы из уравнения регрессии исключаются, а их удельные веса влияния прибавляются к удельному весу фона.

Пример. Допустим, что имеется четырехмерное уравнение линейной множественной регрессии

$$y = 0,122 + 0,015x_1 + 0,247x_2 - 0,112x_3 \qquad (12)$$

и требуется определить силу воздействия каждого из трех факторов и проверить существенность этих воздействий. Необходимые для решения этой задачи исходные данные имеют следующие значения: $n = 16$; $\sum y_i = 36,24$; $\sum y_i^2 = 97,11$;

$\sum x_{1i}$ =85,06; $\sum x_{2i}$ =I50,I0; $\sum x_{3i}$ =36,24; $\sum yx_1$ =203,II; $\sum yx_2$ =370,98 и $\sum yx_3$ =75,7I.

Коэффициенты ковариации

$$C_{yx_1} = \frac{16 \cdot 203,11 - 36,24 \cdot 85,06}{16^2} = 0,653$$

$$C_{yx_2} = \frac{16 \cdot 370,98 - 36,24 \cdot 150,10}{16^2} = 1,938$$

$$C_{yx_3} = \frac{16 \cdot 75,71 - 36,24 \cdot 36,24}{16^2} = -0,398$$

Дисперсия регрессента

$$\delta_y^2 = \frac{97,11}{16} - \left(\frac{36,24}{16}\right)^2 = 0,939$$

Сумма квадратов отклонений от гиперплоскости регрессии

$$Q_x = 16(0,939 - 0,015 \cdot 0,653 - 0,247 \cdot 1,938 + 0,112 \cdot 0,398) = 7,92$$

Сумма квадратов отклонений от арифметического среднего

$$Q = 97,11 - \frac{36,24^2}{16} = 15,03$$

Коэффициент множественной корреляции

$$R = \sqrt{1 - \frac{7,92}{15,03}} = 0,69$$

Дисперсия регрессии

$$\delta_{y12...k} = \sqrt{\frac{7,92}{16 - (3+1)}} = 0,66$$

Показатели удельного веса влияния

$$\frac{R^2}{\sum |b_j c_{yj}|} = \frac{0,476}{|0,015 \cdot 0,653| + |0,247 \cdot 1,938| + |-0,112 \cdot 0,398|} = 0,893$$

$$\gamma_1 = 0,015 \cdot 0,653 \cdot 0,893 = 0,009 \text{ или } 0,9\ \%$$
$$\gamma_2 = 0,247 \cdot 1,938 \cdot 0,893 = 0,427 \text{ или } 42,7\ \%$$
$$\gamma_3 = |-0,112| \cdot 0,398 \cdot 0,893 = 0,040 \text{ или } 4,0\ \%$$

Оказывается, что воздействием первого фактора объясняется лишь 0,9 % общего варьирования регрессента, воздействием второго фактора - 42,7 %, а воздействием третьего фактора - 4,0 %. Общее линейное воздействие всех трех факторов составляет

$$\sum \gamma_j = 0,9 + 42,7 + 4,0 = 47,6\ \%,$$

а к влиянию фона относится

$$\sum \gamma_j = 100 - 47,6 = 52,4\ \%$$

Эмпирические значения критерия Фишера

$$F_1 = \frac{0,009\ (16 - 3 - 1)}{1 - 0,476} = 0,2$$

$$F_2 = \frac{0,427\ (16 - 3 - 1)}{1 - 0,476} = 9,8$$

$$F_3 = \frac{0,04(16 - 3 - 1)}{1 - 0,476} = 0,9$$

Теоретическое значение критерия Фишера, соответствующее $\nu_1 = 1$ и $\nu_2 = 12$, $F_{0,05} = 4,8$. Поэтому существенно воздействующим на регрессент оказывается только второй фактор, а остальные факторы следует из уравнения регрессии исключить.

Преимуществом вышеизложенного алгоритма является то, что для проверки существенности воздействия факторов не

требуется громоздкое дополнительное вычисление ошибок репрезентативности коэффициентов регрессии, а непосредственно используются R и γ_j, которые определяются при любом полном регрессионном анализе.

4к.

И.Я.Лиепа, Г.Е.Поспелова
А. Винарт

ВЕРОЯТНОСТНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ СТРУКТУРЫ СУММЫ ПЛОЩАДЕЙ СЕЧЕНИЙ ДРЕВОСТОЕВ

Сумма площадей сечений относится к основным таксационным показателям древостоев. Этот показатель служит для вычисления запаса и текущего прироста по запасу. Зная структуру суммы площадей сечения, т.е. имея данные о распределении общей суммы по ступеням толщины, представляется возможным произвести сортиментацию и денежную оценку древостоев как в момент выполнения полевых работ, так и прогнозировать состояние и стоимость древостоев за определенный период времени вперед. Определение структуры суммы площадей сечения пока еще является трудоемкой работой, так как оно связано сплошным перечетом всех деревьев древостоя. Общая сумма, как известно, с определенной погрешностью устанавливается на основе принципа Битерлиха, что приносит существенную экономию времени и средств. Весьма эффективным представляется применение этого принципа и для изучения структуры общей суммы. Но при этом возникает множество нерешенных вопросов: как на точность определения суммы площадей сечения отдельных ступеней толщины влияет распределение числа деревьев по ступеням толщины, состав древостоя, полнота, класс бонитета, возраст, средний диаметр, средняя высота и число базисных точек (центров круговых пробных площадей). Чтобы ответить на эти вопросы эмпирическим путем, следует провести такие операции:

1) выбор и отыскание местонахождения древостоев с таксационной характеристикой, интересующей исследователя;

2) закладка пробных площадей и сплошной перечет всех деревьев;

3) определение общей суммы площадей сечения и сумм отдельных ступеней толщины методом Битерлиха;

4) вычисление этих сумм по данным перечета деревьев, подсчет процентуального соотношения сумм отдельных ступеней толщины по данным сплошного перечета и результатами, полученными методом Битерлиха;

5) сопоставление и анализ этих сумм соответствующих ступеней толщины.

Первые три операции представляют собой длительную и трудоемкую работу в полевых условиях, связанную с перемещением бригады исполнителей этой работы с одного местонахождения древостоев к другому. Только четвертая и пятая операции легко реализуются с помощью вычислительных машин и тем самым никаких трудностей не вызывают.

Для быстрого решения вышеупомянутых вопросов на наш взгляд удобным методом исследований является вероятностное моделирование, так как выполнение и первых трех этапов не трудно поручить электронно-вычислительной машине. Успех вероятностного так же как и любого другого математического моделирования, зависит от тех предположений и соображений, на основе которых строится модель, являющаяся математической реализацией их логических конструкций. В пределах нашего задания принимается, что местонахождение каждого дерева насаждения естественного происхождения является случайным, т.е. вероятность нахождения в любой точке на территории древостоя для всех деревьев одинакова. Такое предположение соответсвует идее использования принципа Битерлиха - возможность его применения во всех насаждениях вне зависимости от территориального распределения деревьев. Это допущение позволяет искусственно сформировать в памяти машины древостои с любой таксационной характеристикой. Координатами местонахождения отдельных деревьев такого модельного насаждения являются случайные числа, полученные на той же машине. Процедура вычисления координат соответствует первой операции вышесказанной схемы полевых работ.

Второй операции соответствует задание нужной комбинации деревьев для формирования в памяти машины модельного древостоя. При этом варьирование общим числом деревьев

(изменения полноты), а также выбор самых различных сочетаний их распределения по ступеням толщины не вызывает существенных трудностей.

Особенно трудоемкой является третья операция - определение распределения числа деревьев по ступеням толщины, так как каждому учетному дереву необходимо измерить также и диаметр. Моделирование и этой работы таксатора не представляет принципиальной трудности. Для этой цели в качестве логической основы используется следствие теории Битерлиха, согласно которому дерево является учетным только тогда, если расстояние в метрах между ним и базисной точкой меньше половины диаметра его, выраженного в сантиметрах. Аналитически это выражается в виде следующего неравенства

$$\sqrt{(x_c - a_{ij})^2 + (y_c - b_{ij})^2} < \frac{d_i}{2} \qquad (I)$$

где x_c и y_c -координаты c-ой базисной точки, a_{ij} и b_{ij} координаты j-го дерева, принадлежащего i-ой ступени толщины, а d_i -диаметр i-ой ступени толщины. Итак, машине остается для каждого дерева, заданного в памяти машины парой случайных чисел, проверить неравенство (I), по ступеням толщины учитывая те деревья, для которых справедливо это неравенство. Затем меняются координаты x_c и y_c, что соответсвует перемещению таксатора на другую базисную точку, и снова проверяется неравенство (I). Таким образом машина моделирует работу таксатора, пока число базисных точек не достигает заранее заданной величины m. Координаты базисных точек x_c и y_c определяются или по способу случайных чисел или по принципу регулярного размещения этих точек на территории насаждения. При этом соблюдается ограничение, что половина диаметра самого толстого дерева в см равно или меньше расстояния в м с базисной точки от границ модельного древостоя. Соблюдение этого условия необходимо также в реальных условиях работы таксатора. Нарушение ограничения приводит к тому, что обследуется не полная круговая площадь, а только часть ее. В результате получаются сниженные

суммы площадей сечения крупных ступеней толщины, которые несравнимы с результатами сплошного перечета деревьев на пробных площадях. Форма модельных насаждений представляется в виде четыреугольника или круга. В первом случае местонахождения деревьев и базисных точек определяются в декартовой системе координат, во втором случае используются полярные координаты. Схема регулярного размещения базисных точек в декартовой системе координат представлена на рис.I.

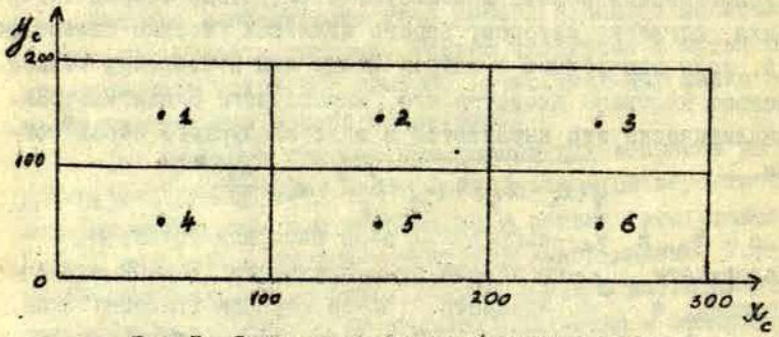

Рис.I. Схема размещения базисных точек.

Из этой схемы видно, что машина моделирует работу таксатора в шести базисных точках, координаты которых имеют следующие значения (таблица I).

Таблица I.

Координаты базисных точек.

Номер базисной точки	Координаты с -ой базисной точки	
	X_c	Y_c
I	50	I50
2	I50	I50
3	250	I50
4	50	50
5	I50	50
6	250	50

Наименьшее значение координат 50 м . Это значит, что при таком размещении базисных точек моделированию допуска-

ются древостои максимальным диаметром до 100 см. При необходимости увеличения число базисных точек схему рис.1 и таблицу 1 можно расширить как в направлении оси абсцисс, так и ординат.

Для моделирования задается следующая начальная информация : номер модельного древостоя, минимальная ступень толщины, шаг ступени толщины, число базисных точек m, число ступеней толщины k и n_{is} - распределение числа деревьев по ступеням толщины на площади s га. При необходимости, чтобы модельные и реальные насаждения не слишком отличались между собой, целесообразно в качестве n_{is} использовать данные пробных площадей, соответствующей таксационной характеристикой.

Вычисление распределения теоретических сумм площадей сечения по ступеням толщины g_i производится по формуле (2).

$$g_i = \frac{\pi d_i^2 n_{is}}{4s} \qquad (2)$$

Теоретические суммы площадей сечения g_i сопоставляются с результатами моделирования g_i', полученными посредством проверки неравенства (1). Для с-ой базисной точки значения g_i' вычисляются как среднее арифметическое с учетом результатов моделирования во всех предыдущих базисных точках. Это позволяет следить за тем, как на точность результатов применения метода Битерлиха влияет число базисных точек. Показателем, характеризующим степень совпадения результатов моделирования с теоретическими суммами площадей сечения является p_i.

$$p_i = \frac{100}{\Sigma g_i}(g_i' - g_i) \qquad (3)$$

Для получения случайных чисел, была запрограммирована следующая схема. Задавались два базисных числа M и N (M и $N > 2^{20}$) и два произвольных, отличных от нуля числа a и b. Число a умножалось на 10 и из полученного произведения вычиталось M до тех пор, пока результат не становился меньше M, но больше нуля. Аналогичная процедура проделывалась с числом b, только вычиталось базис-

ное число P . Остатки делились соответственно на 4 и N и складывались. К сумме прибавлялось предыдущее случайное число (первое случайное число задавалось произвольно) и результат приводился к интервалу $[0,1]$. Полученное число и бралось в качестве очередного случайного числа.

Для вычисления нового случайного числа изменялись числа a и b , при этом использовались промежуточные результаты алгоритма.

Проверка адекватности математической модели дала результаты , позволяющие рекомендовать эту модель для изучения структуры суммы площадей сечения древостоев в таксационных и биоценологических исследованиях.

СОДЕРЖАНИЕ

А.М.Мауринь. Проблема экологического и эволюционного прогнозирования 3

Б.Н.Тардов. Экстраполяционный прогноз и его лаг 10

Б.Н.Тардов, А.М.Мауринь, М.А.Кулитис. Определение динамики уровня организации ботанического таксона для целей ретропрогноза и прогноза его эволюции (на примере семейства Caprifoliaceae Vent.) 22

А.М.Мауринь, Г.Е.Поспелова, Б.Н.Тардов, И.В.Чистихина. Дивергенционный ретропрогноз лага общего предка видов Acer L. 48

И.Я.Лиепа. К оценке математической модели 70

И.Я.Лиепа, Г.Е.Поспелова, А.Я.Винарт. Вероятностное моделирование структуры сумм площадей сечений древостоев 77

Ученые записки, том 181

МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ
В БОТАНИКЕ

Выпуск II

Редактор В.Балодис
Технический редактор М.Трифонова
Корректор М.Трифонова

Редакционно-издательский отдел ЛГУ им. Петра Стучки
Рига 1973

Подписано к печати 2.01.1973 ЯТ 19006 Зак.№ 180.
Ф/б 60x84/16. Бумага №I. Физ.п.л. 5,5. Уч.-и.л. 3,8
Тираж 500 экз. Цена 38 коп.

Отпечатано на ротапринте, Рига-50, ул.Вейденбаума,5
Латвийский государственный университет им. П.Стучки

32875

0,38

44 / 1367

Цена 38 коп.

LATVIJAS UNIVERSITĀTES BIBLIOTĒKA
0508044259

Учен. зап. (ЛГУ им.Петра Стучки), 1973, т.181, 1-83